

美国货币政策冲击影响中国企业融资成本吗？

赵宣凯 张 咪 何 宇

【摘 要】 伴随中国金融市场不断开放，全球金融环境的变化逐渐影响中国实体经济波动。美国货币政策作为全球金融周期的重要驱动因素，如何通过金融市场影响中国实体经济运行需要科学地衡量。理论上，受金融市场摩擦影响，美国货币政策冲击通过信贷渠道和跨国金融中介的风险承担渠道，能够改变国内企业融资成本。实证上，本文基于高频数据构建外部工具变量识别美国货币政策冲击，并将中国企业相对于美国无风险利率的融资溢价拆解为主权风险溢价、期限风险溢价以及信用违约风险溢价三个部分，从而测度冲击对中国企业融资溢价以及实体经济的动态响应路径。研究表明：从因果效应看，美国紧缩性货币政策冲击显著提高中国企业融资成本；从数量关系看，中国企业长期融资利率上升幅度是短期融资利率的两倍；从持续程度看，政策冲击对短期融资利率的影响维持约 5 个月，对长期融资利率的影响维持约 25 个月。本文为监测并防范美国货币政策变动影响中国企业融资成本与实体经济波动提供了新视角和科学依据。

【关 键 词】 美国货币政策冲击 金融渠道 融资成本 中国实体经济 Proxy VAR

【文章编号】 IMI Working Paper NO. 2232



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

美国货币政策冲击影响中国企业融资成本吗？

赵宣凯¹ 张 咪² 何 宇³

【摘要】伴随中国金融市场不断开放，全球金融环境的变化逐渐影响中国实体经济波动。美国货币政策作为全球金融周期的重要驱动因素，如何通过金融市场影响中国实体经济运行需要科学地衡量。理论上，受金融市场摩擦影响，美国货币政策冲击通过信贷渠道和跨国金融中介的风险承担渠道，能够改变国内企业融资成本。实证上，本文基于高频数据构建外部工具变量识别美国货币政策冲击，并将中国企业相对于美国无风险利率的融资溢价拆解为主权风险溢价、期限风险溢价以及信用违约风险溢价三个部分，从而测度冲击对中国企业融资溢价以及实体经济的动态响应路径。研究表明：从因果效应看，美国紧缩性货币政策冲击显著提高中国企业融资成本；从数量关系看，中国企业长期融资利率上升幅度是短期融资利率的两倍；从持续程度看，政策冲击对短期融资利率的影响维持约 5 个月，对长期融资利率的影响维持约 25 个月。本文为监测并防范美国货币政策变动影响中国企业融资成本与实体经济波动提供了新视角和科学依据。

【关键词】美国货币政策冲击 金融渠道 融资成本 中国实体经济 Proxy VAR

一、引言

全球金融危机后，美国货币政策的调整成为驱动全球金融周期的重要因素（Rey, 2015）。自 2020 年新冠肺炎疫情爆发以来，美国采取激进的宽松货币政策刺激经济复苏。2020 年 3 月，美联储政策利率从 1.625% 一次性下调至 0.125%。与此同时，全球发达国家以及新兴市场的央行也纷纷跟随降息。全球重要经济体的政策利率处于零下限附近，除中国、美国、印度等少数国家，日本、德国等多个发达国家与地区的国债利率均已降至负值区间⁴。然而，大规模的经济刺激使得美国国内通胀率也居高不下，货币政策进入紧缩周期。2022 年 6 月 15 日美联储近 27 年来首度一次加息 75 个基点。美国货币政策转向成为各国宏观经济调控必须考虑的重要外部环境因素，这引发人们再思考中国实体经济将受到怎样的影响。在金融市场一体化背景下美国货币政策不仅引发全球资产价格波动，还将传导至全球金融中介的资产负债表，改变其风险承担意愿（Habib and Venditti, 2018），并最终改变实体企业的融资成本与规模。区别已有研究，本文试图从企业融资成本的视角测度美国货币政策调控对中国经

¹ 赵宣凯，中国人民大学国际货币研究所研究员，中央财经大学经济学院副教授，中央财经大学互联网经济研究院副研究员，金融学博士

² 张咪（通信作者），中央财经大学国际经济与贸易学院博士研究生

³ 何宇，中国地质大学经济管理学院讲师，经济学博士

⁴ 2020 年 7 月 31 日全球部分国家的债券收益率矩阵见附录表 1。

济的溢出效应。

关于美国货币政策对中国经济活动的外溢，已有文献主要关注对产出和通胀的影响（Chen et al., 2016；丁志国等，2012；金春雨和张龙，2017），并且重点强调美国货币政策外溢的贸易渠道和汇率渠道（Iacoviello and Navarro, 2019；Chen et al., 2016；Neely, 2015）。其中，贸易渠道，主要是指美国收缩（扩张）的货币政策导致国内需求下降（上升），进而影响了对其他国家的进口；汇率渠道，主要指美国货币政策宽松（紧缩）导致美元相对于其他国家货币贬值（升值），进而影响世界市场对其他国家生产商品的需求。事实上，除了汇率和贸易渠道，美国货币政策冲击还可以通过金融渠道（Ammer et al., 2016）传导，包括信贷渠道（Senbet, 2016）和风险承担渠道（Borio and Zhu, 2012），具体表现为美国货币政策的调整将引起汇率、债券到期收益率以及股票价格的变化，而资产价格和汇率的变化引发资本跨境流动，通过企业的信贷行为以及金融中介风险承担可以传导至其他国家（Bruno and Shin, 2015；Rey, 2016；Habib and Venditti, 2018）。

随着中国金融市场改革深化和开放程度加深，美国货币政策的金融渠道溢出效应日益凸显。从中国国际收支状况看，资本账户呈现两个重要特征，表明金融市场可能是外部货币政策冲击的重要渠道。第一，在全球经济低迷以及中美贸易冲突背景下，经常性账户与资本账户对经济增长的贡献度此消彼长（详见表 1）。第二，中国金融资产的国际吸引力不断提升，资本账户下外国证券投资总体呈现较大规模净流入。随着合格境外机构投资者制度改革不断深化，陆股通和债券通相继实施，境外机构不断增持中国股票资产和债券。其中，2021 年境外机构和个人增持境内股票 5354.34 亿元，增持境内债券 7553.76 亿元⁵。

表 1 中国国际收支差额主要构成（单位：亿美元）

项目	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年
经常账户差额	1482	2360	2930	1913	1887	241	1029	2488	3173
与GDP之比	1.5%	2.3%	2.6%	1.7%	1.5%	0.2%	0.7%	1.7%	1.8%
非储备性质的金融账户差额	3430	-514	-4345	-4161	1095	1727	73	-611	382
与GDP之比	3.6%	-0.5%	-3.9%	-3.7%	0.9%	1.2%	0.1%	-0.4%	0.2%

注：数据来源于国家外汇管理局、国家统计局。

为什么美国货币政策能够通过金融渠道影响其他国家实体经济的融资利率水平呢？从经济机理看，广泛存在的国际与国内金融市场摩擦是美国货币政策冲击外溢的根本原因（Bruno and Shin, 2015；Rey, 2016）。这具体体现在两个方面，其一是借贷双方信息不对称导致的委托代理问题，其二是金融中介的风险约束。从信贷角度看，美元是国际资产和负债的重要计价货币，美国货币政策利率的变化影响国际美元资产的估值。美国政策利率调整有立竿见影的现金流效应，在世界范围内影响经济主体的净财富水平以及举债能力。如果美联储提高政策利率，全球美元计价债务升值，企业净财富的减少使得私人部门的资产负债表

⁵ 根据中国人民银行数据，截至 2021 年，境外投资者已经连续 3 年增持境内股票，连续 8 年增持境内债券。

变得羸弱，逆向选择和道德风险上升（Bernanke et al., 1999; Gertler and Kiyotaki, 2010）。这导致贷款人要求更高的风险补偿，进而导致其他国家私人部门的融资利率上升。这种信贷约束，很容易引发借款人的资产抛售以及过度投资行为，造成金融资产价格波动。

从金融中介风险承担看，银行以及非银金融机构的资产负债表有明显的顺周期特征。金融中介在进行风险管理时往往具有短视性，行为决策依赖于近期的经验判断。低波动时期低估风险，高波动时期高估风险，这导致实体经济中的信贷扩张或风险承担行为呈现剧烈波动特征。在低风险环境下，金融中介的杠杆水平与风险资产规模增加；在高风险环境下，金融中介将收缩资产负债表并降低杠杆水平，降低信贷供给与风险资产的需求（Adrian and Shin, 2014）。美国货币政策是影响国际金融市场的重要因素，而全球性的金融中介以及经济主体根据相关信息重塑对世界经济前景的判断。因此，无论是信贷约束还是金融中介的风险承担行为，都会影响风险溢价水平，并改变企业融资成本。

怎样测度美国货币政策冲击对中国企业融资本的影响呢？由于金融市场摩擦是重要的考量因素，摩擦程度越高，企业融资利率越高。Bernanke and Gertler（1995）强调，金融摩擦与委托代理问题的严重程度密切相关，最终体现为企业内部自有资金和外部贷款融资成本之间的差异，即外部融资溢价。由于美国政府国债收益率是全球无风险资产的基准，美国货币政策调整将影响全球投资者对未来经济前景的预期、风险偏好以及资本跨境流动，进而影响中国央行货币政策调整以及金融市场的风险溢价水平，最终影响中国企业融资利率及实体经济活动。考虑到国际和国内金融市场的摩擦，中国企业的融资利率高于美国无风险利率的风险溢价可以分解为三部分，即主权风险溢价、期限风险溢价和违约风险溢价。

其中，主权风险溢价是中国与美国短期无风险利率之差（Ozge Akinci, 2013），反映投资者持有中国而非美国境内的无风险金融资产所要求的风险补偿，主要受国内经济环境以及央行货币政策调控的影响，也在某种程度上体现央行货币政策的相对独立性；期限风险溢价是长期政府国债到期收益率和短期国债到期收益率之差（窦菲菲，2016），反映投资者的风险预期和流动性偏好；违约风险溢价是企业债到期收益率与相同期限的政府债券到期收益率之差，源于国内金融市场的摩擦，受到国内经济金融环境的影响。为了衡量美国货币政策信贷渠道和风险承担渠道外溢的综合效应，本文在实证中关注三种溢价的变化，以考察美国货币政策冲击如何从不同的维度影响中国企业融资成本。

图1给出了中国5年期AAA级企业债相对于美国无风险利率的分解⁶。不难发现，2008年以来中国企业融资利率具有显著的波动特征，而且主权风险溢价以及违约风险溢价的比重以及变化幅度较大。特别地，2015年美国货币政策开始回归常态。随着美联储不断加息，中国短期国债利率以及违约风险溢价同步呈现明显上升趋势，造成企业融资利率上升。这表明在经济下行压力下债权人对中国经济增长以及违约风险的担忧。

⁶ 图中阴影部分，颜色由深及浅，分别为美国1年期政府国债的到期收益率、主权风险溢价（中美1年期国债到期收益率之差）、期限风险溢价（中国5年期国债与1年期国债的即期利率之差），以及违约风险溢价（中国5年期企业债与国债即期利率之差）。

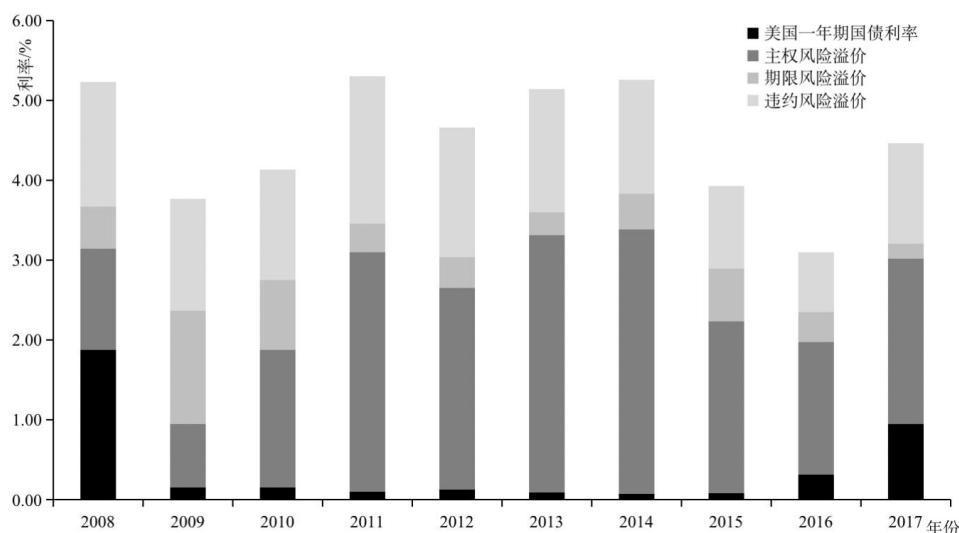


图1 中国5年期AAA级企业债到期收益率的分解

注：数据来源于WIND数据库。

在实证分析中，如何准确识别美国货币政策冲击对中国企业融资成本产生的因果效应呢？现有实证研究逐渐从单方程的线性回归发展至多方程的结构性研究，且主要分为三类，第一类是对蒙代尔-弗莱明-多恩布什模型进行结构化拓展，并且添加识别条件(Taylor, 1993)；第二类是以动态随机一般均衡模型(DSGE)为基础，进行参数校准和数值模拟(Betts and Debreux, 1996)；第三类则是建立向量自回归模型展开脉冲响应分析，包括面板向量自回归模型(陈磊和侯鹏, 2011)、增广因子向量自回归模型(丁志国等, 2012)以及贝叶斯向量自回归模型(高小红等, 2015)等。尽管如此，因果关系的识别仍然是宏观经济实证研究中的挑战⁷。为了识别美国货币政策的因果效应，本文利用资产价格的高频变化构建外部工具变量，以识别美国货币政策冲击的意外成分，然后再进行参数估计和政策效果分析。

本文所采用的实证方法是引入外部工具变量识别的结构向量自回归模型(Proxy SVAR)(Kuttner, 2001; Gürkaynak et al., 2005; Gertler and Karadi, 2015; Nakamura and Steinsson, 2018)。该方法的优点有三个：第一，有效测度传统以及非传统货币政策的意外冲击，不仅能够刻画公开市场利率调整的直接影响，还能够通过资产价格的波动测度前瞻性指引、量化宽松等非传统货币政策的效果。这对于衡量美国货币政策在常规和非常规货币政策之间的切换所造成的溢出效应具有重要参考价值。第二，基于外部工具变量所识别的政策冲击是基础性冲击，可以用来进行结构性宏观经济系统的因果推断。第三，与传统的递归识别不同，该方法不需要考虑模型中内生变量的排序，避免了模型错误设定带来的估计误差。为了估计方便，一般将待识别的政策冲击变量作为第一个内生变量。基于上述事实，本文从理论与实证两个角度展开分析，首先，考虑到国内外金融市场的摩擦，本文在新凯恩斯理论框架下分析中国企业融资利率与主权风险溢价、期限风险溢价和违约风险溢价之间的联系；然后，本文

⁷ 当结构向量自回归模型中存在金融变量时，传统的递归识别的机制往往忽略了金融变量对货币政策变动及时做出的反应，从而导致内生性的存在，最终影响货币政策冲击的因果效应识别。

构建识别美国货币政策冲击的工具变量，并基于 Proxy SVAR 判别意外冲击如何通过不同的风险溢价影响中国企业的融资成本以及实体经济环境。

相对已有研究，本文边际贡献体现在以下三个方面。第一，在研究视角上，本文基于金融渠道讨论美国货币政策意外冲击对中国企业融资成本的溢出效应，从主权风险溢价、期限风险溢价和违约风险溢价测度冲击对企业短期和长期融资利率造成影响。这为深入理解在中国金融市场改革开放不断深化的背景下，美国货币政策冲击对中国实体经济的影响机制提供新的视角。第二，在理论上，本文基于新凯恩斯框架综合考虑国际和国内金融市场摩擦，进一步完善美国货币政策意外冲击对中国金融市场融资利率的影响机理，具有重要的理论意义和实践价值，为防范外部金融风险向国内金融市场的传导提供科学的依据。第三，在实证分析上，本文借鉴 Gertler and Karadi (2015) 的研究，采用联邦基金期货和欧洲美元期货高频数据测度美国货币政策调整在较短窗口期内的影响，并将其作为工具变量以识别美国货币政策意外冲击对中国金融市场以及实体经济的因果效应，克服了宏观经济结构模型中内生变量的识别问题，为分析传统和非传统货币政策冲击的因果效应提供创新的研究工具。

本文其余部分结构如下：第二部分建立美国货币政策溢出效应的理论模型和框架，分析美国货币政策利率与中国企业融资成本的内在关联机制；第三部分构建 Proxy SVAR 模型，判别并量化美国货币政策冲击对中国金融市场融资利率和经济活动的因果效应；第四部分实证分析了美国货币政策金融渠道溢出效应；第五部分是稳健性检验；最后是结论以及政策建议。

二、美国货币政策与中国企业融资成本的理论联系

一般而言，货币政策调控直接影响短期利率，而长期利率是决定企业实体经济活动的关键因素。本部分理论梳理了在金融市场摩擦下美国货币政策调控如何影响中国企业较长期限的融资成本。具体而言，本部分首先在理性预期和金融市场摩擦假设下，讨论短期利率和长期利率之间的联系；其次，结合中美短期利率的内在联系以及企业违约风险，本部分进一步阐释了美国货币政策调控与中国企业融资成本之间的理论联系，并将中国企业融资成本分解为四个部分，即美国无风险利率、主权风险溢价、期限风险溢价和违约风险溢价；最后，本部分系统地梳理了信贷渠道和金融中介风险承担渠道的传导路径，从而解释美国货币政策调控如何通过影响三种风险溢价影响中国企业的融资成本。

（一）短期和长期债券到期收益率之间的联系

在理性预期假设下，经济体总消费或者产出不仅取决于当前的实际利率，还取决于预期未来短期实际利率 (Bernanke et al., 1999; Gertler and Karadi, 2011; Christiano et al., 2016)。货币政策调整通过影响短期利率以及短期利率预期，进而影响长期利率。此外，由于存在金融市场摩擦，企业的融资利率要高于相应期限的无风险利率，即存在违约风险溢价，其影响

将在下一部分讨论。

货币政策调控对不同期限利率的影响，可以根据债券的到期收益率曲线刻画。国债到期收益率曲线（Yield Curve）刻画了某个时点上短期和长期无风险利率之间的联系。随着中国利率市场化改革的不断推进，已经形成一条期限结构完整的债券收益率曲线。根据利率期限结构的理性预期假设，在高度利率市场化环境下，传统货币政策调整通过公开市场操作直接影响短期利率的变化，并间接影响长期利率的变化。一个存续时间为 n 期的零息政府债券到期收益率可以通过对数线性化近似表示为：

$$i_t^n = E_{t_n}^1 \left\{ \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j} \right\} + \phi_t^n \quad (1)$$

其中， i_t^n 代表零息债券到期收益率，也称即期到期收益率； i_t 代表央行每一期制定的短期名义利率； ϕ_t^n 代表期限风险溢价。公式（1）表示长期无风险利率可以分解为，短期无风险利率当期值和未来预期值的平均加期限风险溢价。这表明，央行除了通过调节货币政策影响长期利率，还可以通过预期管理影响长期利率。例如美国政策利率接近于零的时期，通过前瞻性指引的作用影响市场对利率的预期。

货币政策调控对企业融资利率和实体经济的影响取决于实际利率的变化。假定 π_t 表示 t 至 $t+1$ 期通货膨胀率， π_t^n 表示 t 至 $t+n$ 期通货膨胀率（ $\pi_t^n = 1/n \sum_{j=0}^{n-1} \pi_{t+j}$ ）。那么 n 期债券的实际到期收益率，可以表示为：

$$i_t^n - E_t \pi_t^n = E_{t_n}^1 \left\{ \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j} - \pi_{t+j} \right\} + \phi_t^n \quad (2)$$

此外，根据价格粘性假设，物价水平的调整存在时滞，尽管中央银行调整名义利率，但是名义利率与实际利率保持一致变化，故在一定时期内可以忽略通胀因素。

（二）美国货币政策与中国企业融资利率之间的联系

当金融市场无摩擦时，企业融资不存在风险溢价，融资利率就是对应期限的政府债券到期收益率，即违约风险溢价为零。但是，在实际融资活动中，由于金融市场摩擦的存在，借贷双方信息不对称，企业融资利率往往高于相应期限的政府债券利率。

假定 n 期企业债券外部融资利率为 i_t^{np} ，则 i_t^{np} 可以分解为政府债券到期收益率与违约风险溢价 x_t^n ，公式表示为：

$$i_t^{np} = i_t^n + x_t^n \quad (3)$$

为了进一步厘清美国货币政策调控与中国金融市场融资利率之间的关系，必须先确定美国无风险利率与中国无风险利率之间的关系。根据利率平价理论，预期汇率的变化等价于无风险利率之差。如果 e_t 代表在 t 期一国货币对外国货币的即期汇率， e_{t+1} 代表一国货币对外国货币的一年远期汇率， i_t^f 表示国外的短期名义利率， i_t 表示国内的短期名义利率，则：

$$i_t - i_t^f = \frac{e_{t+1} - e_t}{e_t} \quad (4)$$

在长短期无风险利率的关系式（2）中，引入美国短期无风险利率，可以改写为：

$$i_t^n - E_t \pi_t^n = E_{t_n}^1 \left\{ \sum_{j=0}^{n-1} (i_{t+j}^f + i_{t+j} - i_{t+j}^f - \pi_{t+j}) \right\} + \phi_t^n \quad (5)$$

结合等式（4），可以进一步将等式（5）改写为：

$$i_t^n - E_t \pi_t^n = E_{t_n}^1 \left\{ \sum_{j=0}^{n-1} (i_{t+j}^f - \pi_{t+j}) \right\} + \varphi_t^n + \phi_t^n \quad (6)$$

其中，

$$\varphi_t^n = E_{t_n}^1 \left\{ \sum_{j=0}^{n-1} (i_{t+j} - i_{t+j}^f) \right\} = E_{t_n}^1 \left\{ \sum_{j=0}^{n-1} \left(\frac{e_{t+1+j} - e_{t+j}}{e_{t+j}} \right) \right\} \quad (7)$$

φ_t^n 为中美两国短期无风险利率差的当期值和未来预期值的平均，反映中美两国的利差变化情况，刻画 n 期中美政府债券主权风险溢价。如果 $n = 1$ ， φ_t^1 是中美两国1年期无风险利率之差。在开放经济环境下，中美利差 φ_t^n 的变化会加剧国际资本的跨境流动，影响国际金融中介的风险偏好和汇率的波动。

在价格粘性条件下，名义利率的变化等同于实际利率的变化，结合公式（3）和（6）可以分解 n 期企业债券外部融资利率，公式表示为：

$$i_t^{np} = E_{t_n}^1 \left\{ \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^f \right\} + \varphi_t^n + \phi_t^n + x_t^n \quad (8)$$

这一等式的政策含义是，中国企业债务融资利率可以分解为四部分，即美国政府债券的无风险利率，主权风险溢价，期限风险溢价以及违约风险溢价。因此，美国货币政策意外调整能够影响当前以及未来的无风险利率预期进而能够直接影响企业外部债务融资利率的变化，进而影响到中国实体经济。此外，货币政策的调整将引导金融市场参与者预期以及风险偏好水平发生相应的变化，通过金融中介的风险承担能力以及投资者投资组合的再平衡，金融资产的风险溢价水平也会发生变化。总之，在开放经济环境下，美国货币政策意外冲击影响未来的短期利率的预期、期限风险溢价以及违约风险溢价，并很可能通过这三种途径影响国内企业在金融市场上的融资利率。

（三）美国货币政策影响融资利率的两种经济解释

尽管美国货币政策确实能够影响中国金融市场融资利率以及实体经济水平，但是背后的传导机制究竟如何？本部分从信贷渠道和金融中介风险承担渠道阐述溢出效应的具体机制，并基于这两个理论概括金融渠道的传导路径。

信贷渠道是货币政策向实体经济传导的重要途径。根据研究范围的不同，广义信贷渠道是指资产负债表渠道，狭义信贷渠道是指银行贷款渠道。Bernanke and Blinder（1988）将银行贷款视为一种特殊资产，并结合信贷配给理论证明银行贷款渠道是货币政策传导重要传导方式之一。Bernanke and Gertler（1995）进一步指出，货币政策直接或间接地影响借款者的资产负债表状况，可抵押资产价值的减少导致借款人银行授信下降，并容易形成负反馈机制，导致经济活动加速下行。在金融全球化背景下，各国存在政策利率联动和政策协调机制，美国货币政策冲击会影响外国利率，进而影响国内信贷渠道的作用。例如，Rey（2016）认为美元作为资金和投资货币，可以通过国际银行贷款和投资组合流动影响外国信贷。若货币政策侧重稳定汇率合作和出口等外部目标，无论是狭义的银行贷款渠道还是广义的资产负债表渠道，都会放大外部货币政策冲击对国内经济的影响。

从央行货币政策调控的发展历程看，在经济赶超阶段，外汇占款是中国央行资产的最主要部分，决定基础货币的释放；进入新常态后，随着外汇占款不断下降，货币供给靠国内短期流动性资产创设进行信用创造，对冲长期外汇资产下降压力。图 2 展示了美国货币政策冲击如何通过银行贷款渠道和企业资产负债表渠道影响中国企业融资成本的。紧缩性的美国货币政策冲击会导致全球流动性紧缩，一方面商业银行收紧银根，减少信贷供给，另一方面企业的美元债务成本上升，负债率上升，导致资产无债表恶化，违约风险加剧。因此在流动性紧缩的环境下，企业外部融资成本将迅速增加。此外，为了稳定币值，减少资本外流，中国央行也可能会选择提高基准利率，导致总体利率水平上升，这同样会减少商业银行信贷和增加企业的债务成本。总之，当美国实施紧缩的货币政策时，信贷供给减少，企业债务恶化，增加了企业融资困境，提高了企业外部融资成本。

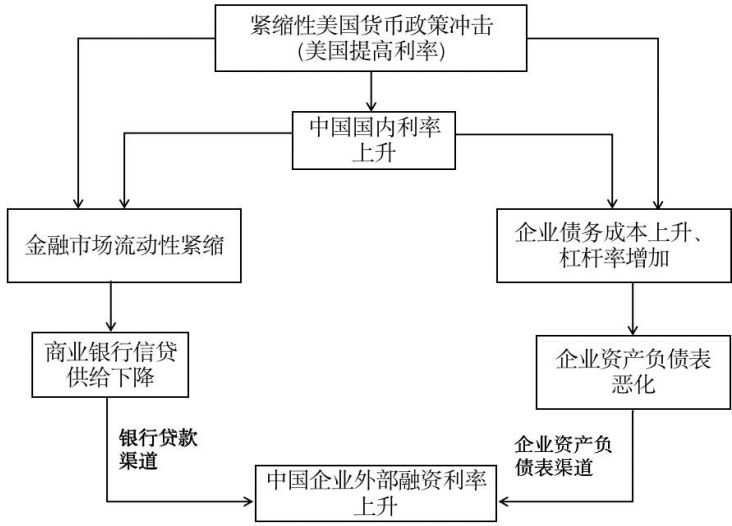


图 2 美国货币政策冲击的信贷渠道

随着中国金融市场不断开放，跨国银行以及对冲基金等金融中介通过调整自身的投资组合，将国外货币政策冲击效应传递至国内。这种溢出效应源于跨国金融中介的风险承担意愿和行为。最早指出货币政策风险承担传导渠道的是 Borio and Zhu（2012），Bruno and Shin（2015）进一步将跨境银行引入货币政策传导模型，分析银行部门的杠杆率如何在全球金融风险环境变迁下对国内以及国外经济造成影响。以美国紧缩性货币政策冲击为例，一方面，国际金融市场的融资利率提高，跨国银行美元债务增加，融资成本上升，风险承担意愿降低，信贷供给行为减少；另一方面，冲击还会造成中国企业的外部负债增加，在人民币贬值压力下，人民币计价的资产价值将下降。因此，跨国银行融资成本的增加以及企业资产负债表的恶化，进一步降低跨境银行的风险呈现意愿和行为，形成一个闭合的负反馈机制，如图 3 所示。

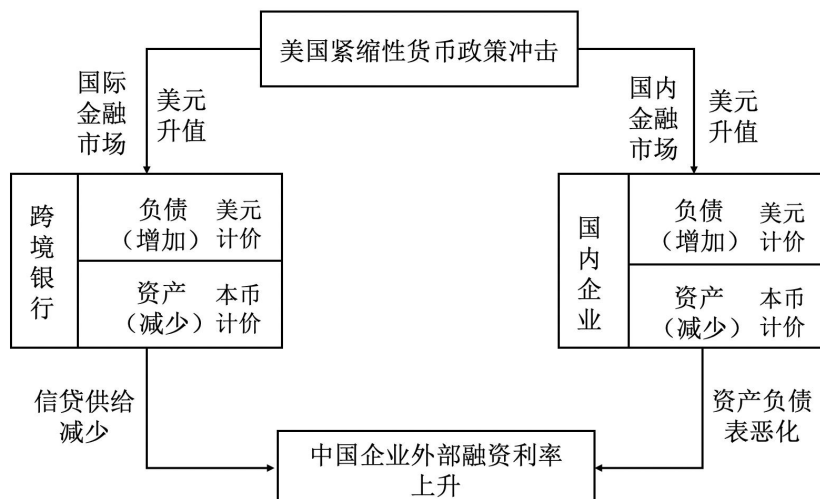


图3 美国货币政策冲击的风险承担渠道

综上所述，美国货币政策的金融渠道溢出效应主要体现在信贷渠道和风险承担渠道，最终影响中国企业融资利率和经济活动。在全球金融市场摩擦下，货币政策调整的影响主要体现在中美两国之间无风险利率的利差、期限风险溢价以及违约风险溢价三个方面。由于中国货币政策具有多重目标，美国货币政策的调整可能会影响中央银行的政策调控，短期利率的调整在市场预期和资金供求的作用下进一步传导至长期无风险利率和企业融资利率。图4给出了美国货币政策冲击的金融渠道溢出效应的传导路径。一方面，美国紧缩的货币政策冲击造成资本的跨境流动，提高跨境金融中介的融资成本，降低了跨境银行中介的风险偏好及风险承担意愿；另一方面，外生的利率冲击影响国内货币政策调整以及金融市场预期。最终，美国货币政策冲击能够影响国内企业融资活动，而且若金融市场摩擦较高，冲击的效应可能进一步放大。

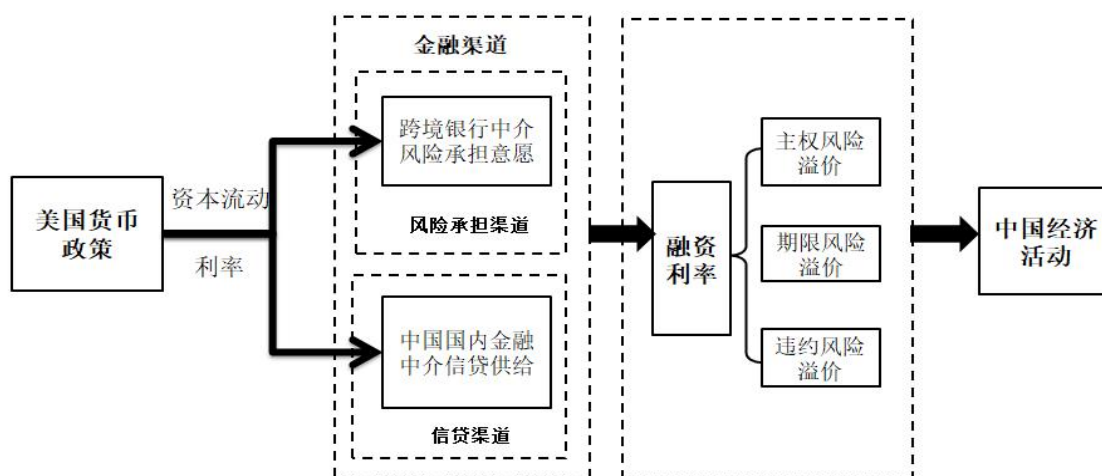


图4 美国货币政策冲击金融渠道溢出效应全过程

三、实证研究设计与数据选取

货币政策的规则由系统成分和意外成分两部分构成。其中，系统成分是央行秉持的货币政策规则，如泰勒规则，常常内生于经济环境，体现了政策制定者对未来经济条件的预期。由于政策利率的变化往往是两者的结合，很难确定货币政策调整对宏观经济变量造成的因果影响。准确刻画美国货币政策外溢的因果效应，需要分离出货币政策意外作为外生的基础冲击。因此，本文使用外部工具变量识别的向量自回归模型（Proxy SVAR）（Stock and Watson, 2012; Mertens and Ravn, 2014; Gertler and Karadi, 2015），通过高频利率期货数据构建工具变量来识别货币政策冲击并进行政策分析。其中，工具变量的构建原则是，测度在较短时间窗口内美国货币政策调整对市场投资者利率预期的变化。相对于传统的短期零约束识别机制（也称 Cholesky 识别），基于工具变量的识别机制至少具有三个优点。第一，基于高频数据构建的工具变量能够有效识别美国货币政策调整的意外信息；第二，避免实证模型参数识别通过施加零约束条件来控制内生变量之间的当期相互影响机制；第三，工具变量观测值可以存在缺失值，不必与内生变量观测值保持一致的样本容量。

（一）实证研究设计

Proxy SVAR 模型与传统的结构向量自回归模型（SVAR）一致，但是模型结构参数的识别机制不同。在 SVAR 框架下， $\mathbf{Y}_t$ 为内生变量构成的向量，刻画了经济与金融体系的特征， $\mathbf{A}$ 和 $\mathbf{C}_j$ （ $j \geq 1$ ）为待估系数矩阵，其中， $\mathbf{A}$ 刻画了内生变量之间的同期关联特征， $\mathbf{C}_j$ 则刻画了滞后向量的动态影响，残差向量 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 服从高斯白噪声过程，具体可表示为：

$$\mathbf{A}\mathbf{Y}_t = \sum_{j=1}^p \mathbf{C}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (9)$$

如果这个结构系统能够描述经济结构的动态特征，那么残差向量 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 可以被看做是结构系统受到的外生性结构性冲击或者基础冲击。然而，内生变量之间具有同期相关性，并不能通过简单的逐个等式回归得到 $\mathbf{A}$ 和 $\mathbf{C}_j$ 系数估计值。为克服内生性问题，方程两边同时乘以矩阵 $\mathbf{A}$ 的逆矩阵，可以得到简约的 VAR 系统：

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{j=1}^p \mathbf{B}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \boldsymbol{\mu}_t \quad (10)$$

其中， $\boldsymbol{\mu}_t$ 是简约 VAR 的残差向量，与 (9) 式中的结构性冲击之间的关系表示为 $\boldsymbol{\mu}_t = \mathbf{F}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 。其中， $\mathbf{B}_j = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}_j$ ， $\mathbf{F} = \mathbf{A}^{-1}$ 。这个模型的优点是，系统的待估参数很容易通过简单的 OLS 回归得到。残差 $\boldsymbol{\mu}_t$ 的方差协方差矩阵可以表示为：

$$E[\boldsymbol{\mu}_t \boldsymbol{\mu}_t^T] = \boldsymbol{\Sigma} \quad (11)$$

由于简约式 VAR 的方差协方差矩阵可以通过计算得到，而且其中包含结构系数矩阵 $\mathbf{A}^{-1}$ 的信息，可以通过矩阵的 Cholesky 分解得到 $\mathbf{A}^{-1}$ ，这种识别方式也被称为短期约束识别。然而，Gertler and Karadi（2015）认为这种传统的识别方式存在两个核心问题：第一，模型假定利率受到其他经济变量的当期影响，而其他经济变量在当期不会对利率的变化做出反应。第二，金融市场对政策利率的反应较为迅速，一旦增加金融变量很容易产生反向因果问题。

在同一时期，政策利率的变化不仅影响金融变量，也可能对金融变量的变化做出反应。即使央行没有直接对金融变量做出反应，也或许对 VAR 系统中未包含的其他变量做出反应。

然而，基于工具变量识别方法可以有效克服上述问题。假设 Y_t^p 是向量 Y_t 中的政策指标，容易受到未预期 ε_t^p 的结构性冲击而影响整体系统的动态变化。在本文中， Y_t^p 代指美国货币政策变量，为货币政策的意外冲击，是货币政策调整中非预期部分。由于本文关注美国货币政策意外的冲击，更关注 ε_t^p 对 SVAR 系统的影响，

$$Y_t = \sum_{j=1}^p B_j Y_{t-j} + f \varepsilon_t^p \quad (12)$$

其中， f 代表矩阵 B 中与 ε_t^p 对应的列向量，刻画了简约式残差 μ_t 中每个元素在当期受到结构性政策冲击 ε_t^p 的影响程度。只要识别出系数向量 f ，就可以刻画出货币政策意外冲击对其他变量的影响。

如果能够找到一个恰当的工具变量 Z_t ，与美国货币政策的结构性冲击 ε_t^p 相关，但不影响系统内其他变量的结构性冲击 ε_t^q ，就能够恰当地识别参数向量 f 。换言之，工具变量满足如下的相关性（Relevance）和外生性条件（Exogeneity）：

$$E[Z_t \varepsilon_t^{pT}] = \phi, E[Z_t \varepsilon_t^{qT}] = 0 \quad (13)$$

其中， ϕ 为工具变量与政策变量结构性冲击的相关系数。结构向量 f 的估计值，可以通过两步法得到。首先，通过最小二乘估计方法得到简约式（10）的参数估计值和残差， μ_t^p 是货币政策变量对应残差， μ_t^q 是其他变量的残差（ $p \neq q$ ）。

然后，借助工具变量 Z_t ，通过简约式中其他变量的残差 μ_t^q 对政策变量的残差 μ_t^p 进行两阶段 OLS 回归即可得到系数估计值。在第一阶段，将政策变量 μ_t^p 对 Z_t 回归得到拟合值 $\hat{\mu}_t^p$ ，这能够识别出源于政策变量结构性冲击 ε_t^p 的变化；在第二阶段，残差 μ_t^q 对 $\hat{\mu}_t^p$ 进行回归，参数估计向量 β^q ，回归的等式如下所示，

$$\mu_t^q = \beta^q \hat{\mu}_t^p + \xi_t \quad (14)$$

由于 $\hat{\mu}_t^p$ 受到结构性冲击 ε_t^p 的影响，所以参数估计 β^q 与结构向量 f 有密切的关联，等于 f^q / f^p 。在得到参数向量 β^q 的估计值之后，只需求解出结构性冲击 ε_t^p 的对应的系数估计值 f^p ，就可以得到 f 。而结合简约式残差的方差协方差矩阵，就可以得到 f^p 和结构向量 f 。⁸

（二）变量选取与数据来源

1. 变量选取

工具变量的选取。本文结合借鉴 Christiano et al.（1996）以及 Gürkaynak et al.（2005）提出的高频识别方法（High Frequency Identification），构造工具变量以刻画货币政策意外指标。工具变量的选择借鉴大量有关高频识别的文献，通常货币政策冲击识别的潜在外生的工具变量，包括联邦基金利率和欧洲美元期货在联邦公开市场委员会会议日当天的意外变动。而本文借鉴 Gertler and Karadi（2015）使用的方法，通过美国联邦公开操作委员会的会议日当

⁸ 为节约篇幅，具体的推导过程省略，如有兴趣可以向作者索取。

天，未来三个月联邦基金利率期货合约⁹的价格变化，刻画美国货币政策的意外冲击。这种方式的优点是，在较短窗口期内观察金融价格的变化，以尽可能确保价格的波动仅仅体现货币政策公告后的反应。此外，本文还使用未来6个月、9个月和1年交割的3个月欧洲美元存款期货合约¹⁰的价格变动作为工具变量，验证工具变量选取的可行性。

政策指标的选取。本文选取一年期政府债券利率作为政策指标，而在相关文献中常使用的联邦基金利率。但是，使用期限比联邦基金利率更长的利率，其优点是在政策冲击的衡量中考虑前瞻指引的作用。也有学者利用更长期限的政府债券利率加以研究，例如 Bernanke et al. (2004) 和 Gürkaynak et al. (2005) 研究发现，美国联邦公开市场委员会（FOMC）的会议声明作为一种前瞻指引，显著影响与两年期政府债券利率有关的期货利率，所以采用两年期的政府债券利率作为政策指标。但是，Gertler and Karadi (2015) 研究发现，当使用期货合约的价格变化作为工具变量时，一年期的政府债券利率变化比两年期的更适合做政策指标，其与工具变量的相关性更强。因此，本文选取一年期的政府利率作为政策指标，其优点是不仅能够体现前瞻性指引的影响，也体现了在零利率下限时期，市场投资者对政策利率的反应。而且 Swanson and Williams (2014) 证明，零利率下限不能约束美联储对较长期限利率操纵和控制能力。此外，本文使用两年期的政府债券利率进行稳健性检验。当然，使用一年期政府债券利率，仍然可以在政策冲击的衡量中涉及前瞻指引影响的变化。如果将公式（1）中的 n 看做月度而不是年度，进而估计一年期政府债券回报，可以看到一年期政府债券利率的变化，不仅取决于短期利率变化的期限风险溢价，而且受到预期利率变化的影响，从而体现出前瞻指引的作用。

经济金融变量的选取。本文使用工业增加值同比增长率衡量产出，消费者价格指数的同比增长率衡量物价水平。此外，衡量企业外部融资利率的变量，包括主权风险溢价（中美一年期国债利率之差）、期限风险溢价（中国不同期限的国债利率之差）以及违约风险溢价（AAA 级企业债券利率与同期国债利率之差）。

2. 数据来源及描述性统计

本文政策指标，如中国和美国一年期政府债券即期利率，来源于 WIND 数据库；宏观经济变量，如工业增加值和物价水平，来源于 CEIC 中国经济数据库。样本区间为 2006 年 3 月至 2019 年 6 月，数据频率为月度。本文选取的工具变量数据整合了 Gertler and Karadi (2015) 以及 Tishin (2019) 文献中数据，数据长度为 2006 年 3 月至 2016 年 7 月¹¹。主权风险溢价通过一年期的中国国债即期利率与美国国债即期利率之差计算，期限风险溢价通过两年期或五年期国债与一年期国债利率之差计算，违约风险溢价通过两年期或五年期 AAA 级企业债与同期的国债利率之差（信用利差）计算，数据均来源于 WIND 数据库。所有变量的描述

⁹ 联邦基金期货合约是以美国 30 天期 500 万美元的联邦基金为标的物的利率期货合约，反映市场对于美国联邦基金利率的预期。

¹⁰ 欧洲美元期货是一种现金结算期货合约，其价格随着欧洲银行持有的美元计价存款的利率而变动。

¹¹ 工具变量的特点之一是，样本长度不需要与内生变量保持一致。尽管这里工具变量的长度相对短，但是其样本长度满足有效识别模型的要求。

性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	变量符号	均值	标准差	观测值
1年期中债国债利率	zs1	2.678	0.733	160
2年期中债国债利率	zs2	2.863	0.690	160
3年期中债国债利率	zs3	3.019	0.617	160
5年期中债国债利率	zs5	3.239	0.529	160
10年期中债国债利率	zs10	3.558	0.460	160
中国通货膨胀率	cpi	2.661	1.990	160
中国工业增加值增速	ip	10.592	4.979	160
中国1年期AAA企业债利率	qyz1	3.870	0.977	160
中国2年期AAA企业债利率	qyz2	4.084	0.877	160
中国3年期AAA企业债利率	qyz3	4.256	0.829	160
中国5年期AAA企业债利率	qyz5	4.552	0.756	160
中国10年期AAA企业债利率	qyz10	4.960	0.694	160
1年期美国国债收益率	gs1	1.309	1.565	160
2年期美国国债收益率	gs2	1.491	1.425	160
3年期美国国债收益率	gs3	1.703	1.323	160
5年期美国国债收益率	gs5	2.159	1.156	160
10年期美国国债收益率	gs10	2.879	0.958	160
未来3个月联邦基金利率期货合约价格变化	FF3	-0.004	0.029	125
未来6个月交割的欧洲美元期货合约价格变动	ED2	-0.004	0.037	125
未来9个月交割的欧洲美元期货合约价格变动	ED3	-0.005	0.039	125
未来1年交割的欧洲美元期货合约价格变动	ED4	-0.005	0.041	125

注：数据来源于中国经济数据库 CEIC、WIND 数据库

四、基于 Proxy VAR 的实证结果分析

在理论分析和实证模型设定基础上，本部分首先进行弱工具变量检验，然后利用有效工具变量展开实证分析，最后基于主权风险溢价，期限风险溢价以及违约风险溢价分析美国货币政策意外冲击对中国企业长短期融资利率的影响。

（一）弱工具变量检验

为了更有效地识别结构模型的参数，工具变量应该与被识别的内生变量有较强的相关性。如果工具变量与内生变量的相关性很弱，则从内生变量中分离出的一部分外生变动（Exogenous Variations）所包含的信息量较少，进而影响参数估计的准确性，即使样本容量很大也很难收敛到真实值，这种工具变量就被称为“弱工具变量”。因此，本文将第一阶段回归得到的美国货币政策工具的代理变量的简化式残差对工具变量进行回归，并根据统计量的显著性程度以判别是否存在弱工具变量问题。第一阶段回归可以得到 F 统计量，其值越

小则越可能存在弱工具变量。根据一般根据经验规则，第一阶段回归 F 统计量最好大于 10（Stock and Watson, 2012；Gertler and Karadi, 2015）。

表 3 呈现了基于四种资产价格的高频变化构建的工具变量的检验结果。首先，根据公式（10）构建以美国一年期政府债券利率、中国主权风险溢价、期限风险溢价以及违约风险溢价构成的四变量构成的简化 VAR 系统，并得到残差估计值。然后，将美国一年期政府债券利率的残差项分别与其他四个工具变量进行回归以验证其强度。表 3 第（1）列展示的是将未来三个月联邦基金利率期货合约的价格变化（FF3）作为工具变量与一年期政府债券利率残差的回归结果。回归的系数显著且 F 统计量达到 10.55，证实 FF3 是识别美国货币政策冲击较为恰当的工具变量。第（2）~（4）列分别展示的是，未来 6 个月（ED2）、9 个月（ED3）以及 1 年（ED4）交割的 3 个月欧洲美元存款期货合约的价格变动作为工具变量，与一年期政府债券利率残差的回归结果。根据回归结果显示，除 ED2 外的工具变量的回归系数都不显著，而且这三个工具变量回归的 F 统计量值没有达到 10。因此，本文选取未来三个月联邦基金利率期货合约的价格变化作为工具变量，以识别美国货币政策意外的冲击。

表 3 弱工具变量检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
FF3	0.01*** (0.002)			
ED2		0.001*** (0.002)		
ED3			0.00 (0.003)	
ED4				0.00** (2.15)
观测值	124	124	124	124
F值	10.55	9.01	2.11	5.42
R2	0.080	0.069	0.017	0.043

注：***表示在 1% 的显著性水平上显著，*表示在 10% 的显著性水平上显著；括号中代表标准误。（1）至（4）列分别代表基于工具变量 FF3、ED2、ED3、ED4 的检验。

（二）基于工具变量与乔勒斯基分解识别的脉冲响应

采用 SVAR 模型进行政策分析的核心是识别等式（9）中的 $\mathbf{A}$ 矩阵，这取决于 μ_t 的估计值。最传统的识别方式是递归识别（Sims, 1980），也被称为短期零约束识别，其原理是在当期对系统内生变量施加零约束，从而可以对残差的方差协方差矩阵进行乔勒斯基（Cholesky）分解确定矩阵 $\mathbf{A}$ 。Bernanke and Blinder（1992）指出，变量的排列顺序会影响参数识别的结果，并建议将政策变量放在第一位。这表明政策变量对排序靠后的宏观经济变量有同期影响，反之则不然。事实上，货币政策变量的反应包括针对宏观经济的系统性的反应和具有随机特

征的非系统反应。其中，只有非系统性冲击才能够被看做是意外的冲击，不受到同期宏观经济变量影响。因此，乔勒斯基识别方法存在难以克服的缺陷，不仅在变量的排序上存在主观性和随机性，而且对于变量之间的经济关系存在很强的假设。

为了克服上述问题，本文使用 Proxy SVAR 模型准确识别美国货币政策冲击。为了进一步比较不同识别策略对政策分析的影响，本文同时展示这两种方法的识别结果并加以比较。本文构建的 SVAR 模型包含六个变量，分别是政策指标（美国一年期政府债券利率）、工业增加值、消费者价格指数、主权风险溢价（一年期的中美国债利率之差）、期限溢价（两年期与一年期中国国债利率之差）和信用利差（两年期中国企业债券与国债利率之差）。工具变量是未来三个月联邦基金利率期货合约（FF3）的价格变化。

图 5 和图 6 分别是基于 Cholesky 和工具变量识别得到的内生变量的脉冲响应，其中虚线部分是采用自抽样（Wild Bootstrap）得到的 95% 置信区间。在乔勒斯基识别中，变量的顺序直接影响脉冲响应的结果。本文将美国一年期政府债券利率作为美国货币政策工具变量，排在 SVAR 系统的第一位，然后依次是中国消费者价格指数、工业增加值、中美债券一年期债券的利差、中国两年期国债的期限风险溢价以及违约风险溢价（AAA 级信用债的信用利差）。图 5 结果显示，美国紧缩性的货币政策，导致一年期美国政府债券利率提高 1 个标准差（约 20 个基点），进而引致中国的物价水平即期显著上升 0.1 个百分点，并第 5 个月达到峰值（0.15 个百分点）后开始衰减；工业增加值当期下降 1 个百分点左右，然后迅速上升并趋近于零。虽然产出增速衰减较大，但在统计上并不显著。从中国企业融资利率来看，美国紧缩型的货币政策，导致主权风险溢价在即期显著提高 5 个基点，并在第 6 个月左右趋于稳定；期限风险溢价却在即期下降并迅速增加，但在统计上并不显著；信用利差则呈现先增后减的变化，最大幅度也只增加 1 个基点，而且统计意义上也不显著。

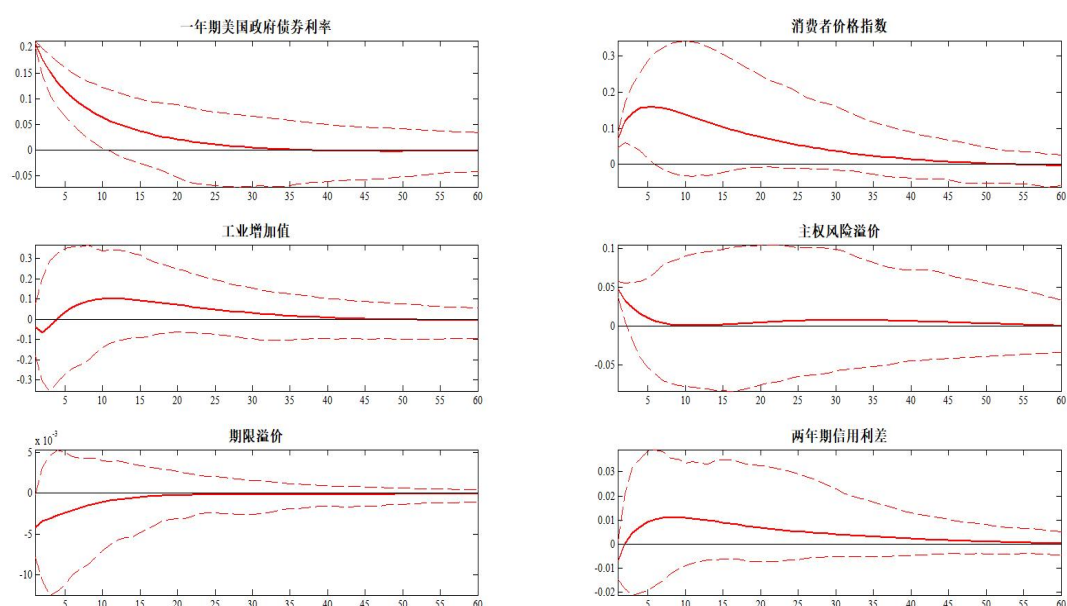


图 5 美国货币政策冲击对中国金融市场短期利率的影响（Cholesky）

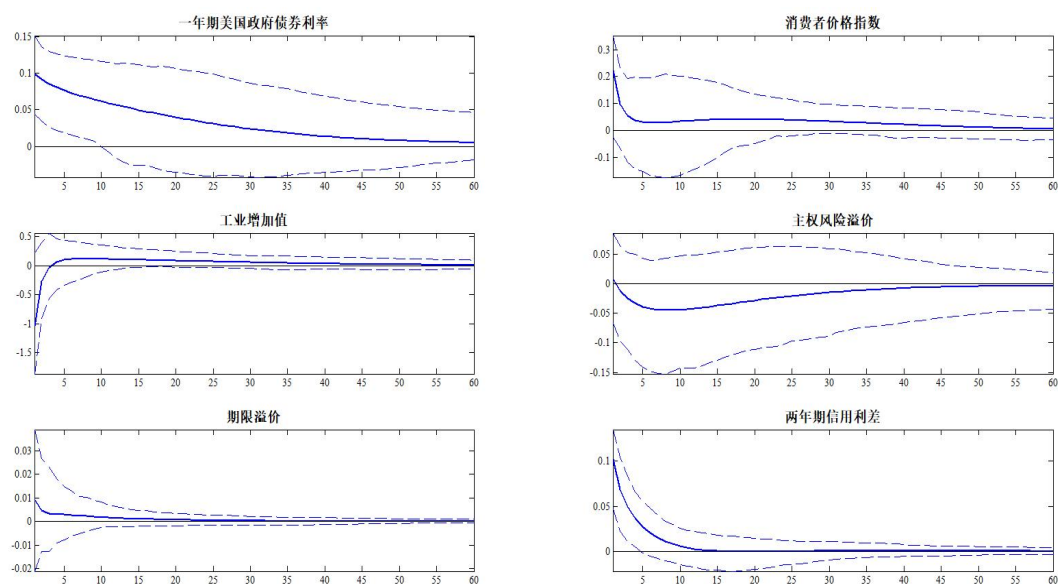


图 6 美国货币政策冲击对中国企业短期融资利率的影响 (Proxy VAR)

进一步地，本文展示了如图 6 所示的工具变量 (FF3) 识别的结果。结果表明，美国实施紧缩性的货币政策，导致利率提高 1 单位标准差，造成美国一年期政府债券利率在即期显著提高 10 个基点，随后逐步下降并趋近于零。同时，物价水平在即期显著提高 0.2 个百分点¹²，随后逐渐下降并从第 5 个月起收敛至零，整体呈现 L 型变化；工业增加值在即期显著下降 1 个百分点，然后迅速上升转为正值后收敛。从统计显著性角度看，物价和产出受到的紧缩性货币政策冲击的影响并不显著。从企业融资利率角度看，美国政策利率意外升高造成中国企业外部融资利率显著提高 10 个基点，而且主要表现为违约风险溢价 (AAA 企业债信用利差) 增加。违约风险溢价在即期显著提高 10 个基点后逐渐回落。主权风险溢价即期开始下降，在第 6 个月达到最低值，下降约 5 个基点后逐渐回升，而期限风险溢价在即期提高 1 个基点后迅速下降，在 10 个月左右趋于稳定。但是，这两个变量的脉冲响应在统计上并不显著。

综上所述，基于工具变量识别的政策冲击效果与传统的 Cholesky 识别结果存在明显差异。其一，从影响程度看，在工具变量识别机制下美国紧缩性货币政策冲击不仅对中国经济总需求和总供给的影响程度可能会更大，而且能够显著影响到企业融资利率的变化。其二，从作用方向看，基于工具变量识别的结果更符合经济直觉。在美国紧缩性货币政策冲击下，中美之间的利差短期内将下降，而且随着国际金融市场上资金流动性降低，在企业资产负债表恶化和国际金融中介风险偏好上升的共同作用下，期限的风险溢价和违约风险溢价提高，最终可能导致国内企业融资利率上升。因此，基于 Cholesky 的简单识别的结果并不理想。

¹² 在开放经济中，价格水平的变化是受多种因素影响。贸易、利率、汇率等都会影响通胀水平，具体的影响路径需要具体分析。而本文关注的重点不是美国货币政策对中国物价水平的影响，所以对于美国紧缩性的货币政策为何会导致中国物价水平的上升没有进一步检验。在本文分析框架下，我们从传统的贸易视角解释，即美元升值会导致中国产生输入型的通胀，但在长期并不显著。

这种识别机制不仅容易低估美国货币政策冲击的影响，还会混淆冲击造成影响的方向。

（三）美国货币政策冲击与中国企业的长期融资利率

考虑到实体经济的投融资决策更容易受长期利率水平的影响，有必要进一步分析美国货币政策意外冲击对中国企业长期融资利率的冲击。本文在工具变量的识别机制下，进一步考虑十年期融资利率的变化。其中，主权风险溢价不做调整，期限风险溢价由中国十年期国债与一年期国债即期到期收益率之差度量，违约风险溢价由中国十年期 AAA 级企业债券与同期限国债到期收益率之差（十年期信用利差）度量。

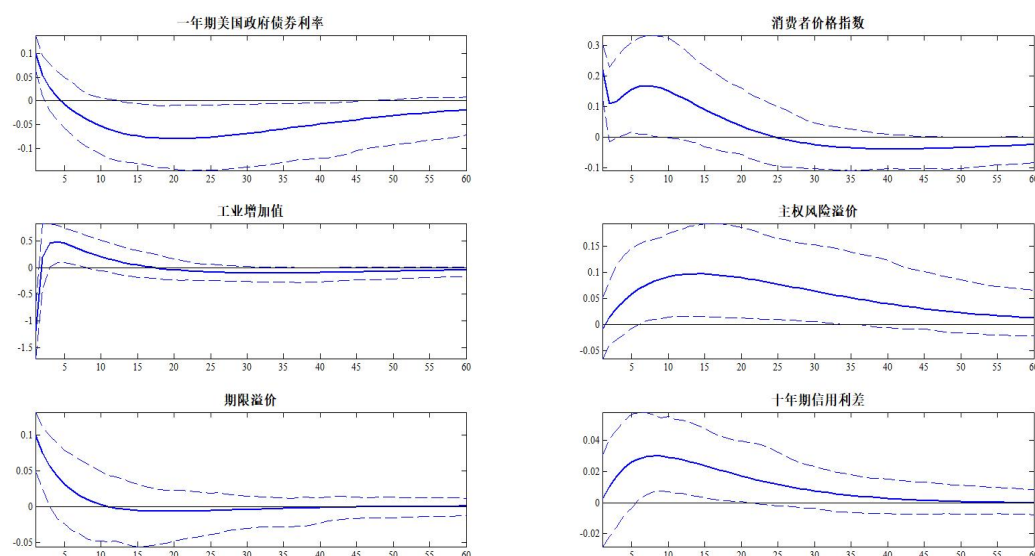


图 7 美国货币政策冲击对中国企业长期融资利率的影响（10 年期）

图 7 是考虑长期利率时，中国宏观经济变量对美国货币政策冲击脉冲响应。美国紧缩性货币政策的一单位标准差冲击，导致一年期政府债券利率即期显著提高 10 个基点，从第 5 个月开始由正变负，大概两年左右达到最低点。从宏观经济活动看，国内的总需求和总供给在短期内分别做出正向与负向的反应，而且统计上变得显著。中国工业增加值的增速在即期下降 1.25 个百分点后迅速上升，在第 4 个月上升至峰值约 0.5 个百分点，然后缓慢回落趋近于零。通胀水平的变化幅度相对较弱，在即期显著提高 0.2 个百分点，之后逐渐回落。这表明，尽管中国的经济活动在当期会受到美国货币政策紧缩的影响，但是韧性较强，外部负面冲击并未破坏长期的增长趋势，可以迅速调整甚至实现增长。

相较宏观经济总量，美国紧缩性货币政策冲击对中国企业长、短期融资利率的影响存在异质性。美国紧缩性货币政策冲击，导致中国企业外部融资利率整体提高 23 个基点，其程度是短期融资利率的两倍，并且主要体现为主权风险溢价和期限风险溢价的上升。这与企业短期融资利率主要由违约风险溢价变化所导致形成鲜明对比。从主权风险溢价看，其缓慢增加至 1 年左右增加到峰值（10 个基点），随后缓慢下降至第 5 年后不再变化，整体呈现驼峰式的变化。从期限风险溢价看，其在即期显著增加 10 个基点后逐渐回落，整体呈现“L”型特征。从违约风险溢价看，其在第 9 个月左右达到峰值（3 个基点），之后缓慢下降，整体

亦呈现驼峰式的变化趋势。总之，上述结果表明，中国企业长期融资利率较短期融资利率对美国货币政策意外冲击的反应更加敏感，而长期融资利率提高将抑制企业未来的投资活动，会进一步掣肘中国实体经济发展。

十分明晰，美国紧缩性货币政策冲击，导致企业短期和长期融资利率均出现不同程度的增加，而中国宏观经济需求和产出在短期而非长期也受到影响。从理论上讲，当外部的货币政策紧缩时国内短期物价水平的提高和产出的下降，极有可能是受到贸易和汇率变化的影响。在需求收缩效应影响下，美国紧缩型的货币政策不仅降低了本国的收入，同时也减少其从中国的进口，从而导致国内产出水平下降。同时，在加息造成的美元升值压力下，中国进口原材料和商品的成本显著提高，进而导致国内物价水平随之上升。但是，美联储加息仅仅在短期对中国经济造成影响。从长期看，中国经济的供需结构相对合理且具有足够韧性，能够通过政策调整保持物价稳定甚至产出微弱增长。需要强调的是，若仅仅从贸易和汇率渠道分析很容易一叶障目，陷入美国货币政策冲击无足轻重的误区。

事实上，在传统的货币政策溢出效应的传导渠道之外，本文还证实了金融渠道传导的重要作用。作为全球流动性的总阀门，美国紧缩性（宽松）的货币政策也将导致国内企业短期融资利率提高（下降）约 10 个基点，长期融资利率约 23 个基点。在短期，违约风险溢价的增加（降低）起主导作用；在长期，主权风险溢价和期限风险溢价上升（下降）是主导因素。此外，利用 Miranda-Agrippino and Rey（2020）所测算的全球因子指标，本文还通过趋势分析和相关系数分析了主权风险溢价、期限风险溢价和违约风险溢价与全球金融周期的同步性¹³，发现金融危机后主权风险溢价和违约风险溢价与全球金融周期的相关性由负变正且程度不断增强。由此可见，在全球金融周期的背景下，全球经济金融的关联程度增加，金融渠道的重要性也会愈来愈重要。需要指出，尽管美国货币政策在短期造成中国企业融资利率的变化，但是对实体活动并未呈现长期制约，这与 Han and Wei（2018）的观点一致。一方面，当前中国经济依然具有较高的经济增速，资本项目也尚未实现自由兑换，可以有效防御美国货币政策调整造成负面冲击。另一方面，自金融危机以来中国货币政策更加注重结构性调控，创设了一系列结构性政策工具以疏通国内货币政策向实体经济的传导，降低实体经济融资成本。然而，随着利率市场化改革和金融市场开放的稳步推进，政策制定者还必须密切关注外部因素带来的企业融资利率变化，才能保证企业的投融资活动，进一步推动经济转型升级。

五、稳健性检验

为了进一步验证美国货币政策冲击的金融渠道溢出效应，本文从不同角度展开稳健性检验。Stock and Watson（2001）曾指出，SVAR 模型的分析结果对估计的假设条件非常敏感；

¹³ 具体而言，本文首先展示了 2007-2018 年期间三种溢价与全球金融周期指标的变化趋势，然后将样本区间依据金融危机前后划分成三个阶段，即 2007-2009、2009-2012 以及 2012-2018，并分别计算三种溢价与全球金融周期的总样本期的相关性和分样本区间的相关性。趋势图和相关系数表详见附录。

而 McPhail et al. (2012) 的认为 SVAR 模型的结果对模型复杂程度比较敏感。本文主要从以下两方面展开稳健性检验：首先，本文选取其他工具变量分析美国货币政策的意外冲击的影响；其次，本文选取不同期限国债和企业债利率进行分析。

本文依次选取未来 6 个月（ED2）、9 个月（ED3）和 1 年（ED4）交割的 3 个月欧洲美元存款期货合约的价格变动作为工具变量，识别美国货币政策的意外冲击。图 8 是使用未来六个月交割的 3 个月欧洲美元存款期货合约的价格变动作为工具变量的脉冲响应分析。结果显示，紧缩性美国货币政策冲击，会造成美国一年期政府债券利率提高 8 个基点左右，进而引致中国物价水平显著提高 0.1 个百分点，产出显著降低 1.5 个百分点。从中国企业外部融资利率来看，企业债期限风险溢价显著增加近 13 个基点，主权风险溢价和违约风险溢价变化不显著。整体而言，与本文主要结论相比，各变量变化的方向和幅度都是相对接近的，说明结果还是比较稳健。限于篇幅，工具变量 ED3 和 ED4 识别的脉冲响应结果参见附录中的图 3 和图 4。

此外，本文进一步考察了美国货币政策冲击对 3 年期和 5 年期融资利率的影响，如图 9 和图 10 示。结果显示，各变量的脉冲响应结果分别与上文 2 年期和 10 年期融资利率的结果一致。最后，为了验证宏观经济变量的影响，本文还展示了剔除宏观经济变量之后的脉冲响应，且实证分析的结果与基准结果相差不大，详见附录中的图 5。

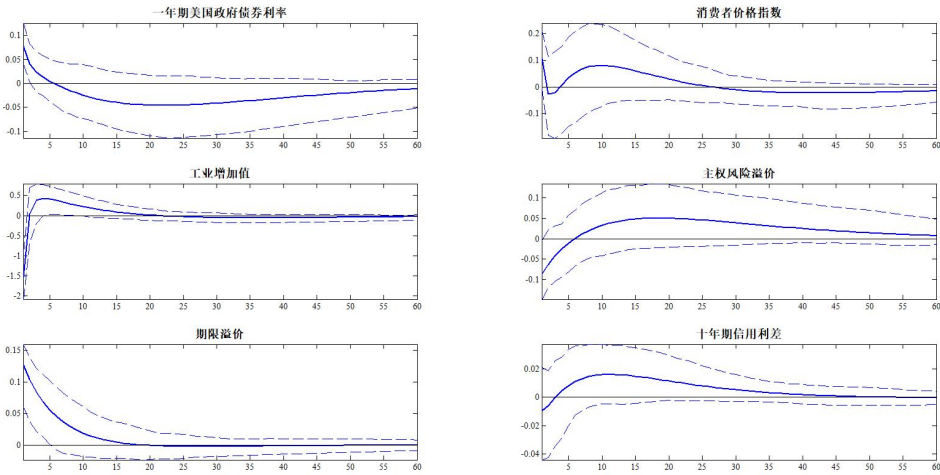


图 8 工具变量 ED2 识别的美国货币政策冲击的影响

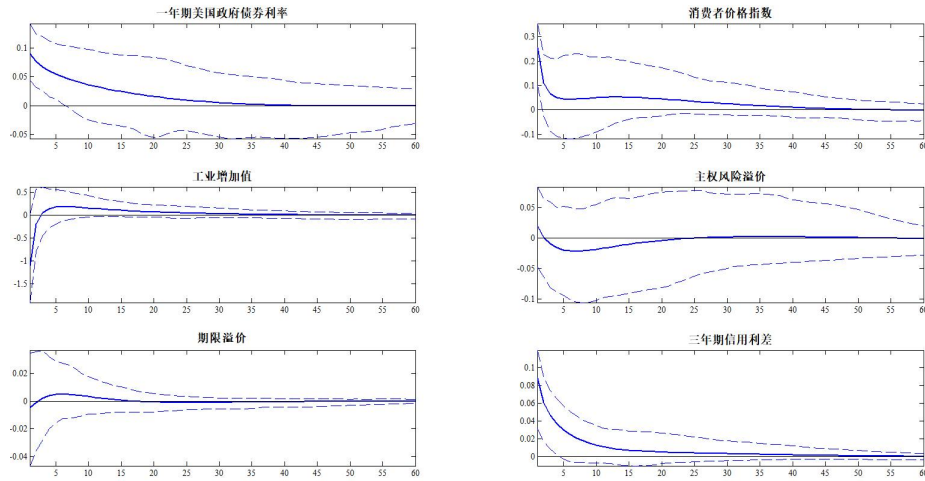


图 9 美国货币政策冲击对中国 3 年期融资利率的影响

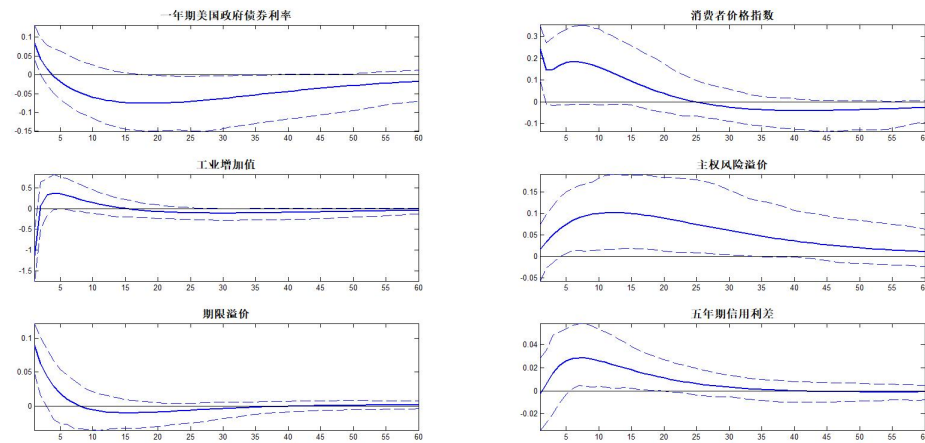


图 10 美国货币政策冲击对中国 5 年期融资利率的影响

六、结论及政策建议

全球金融危机后，世界经济增速放缓，而美国货币政策变化成为其他国家政策调控的重要参考依据之一。在全球经济金融一体化、中国资本市场逐步开放的背景下，本文从金融渠道视角验证美国货币政策冲击对中国企业融资成本以及实体经济活动的影响，并侧重在理性预期和金融市场摩擦下考虑美国货币政策冲击对中美利差、期限风险溢价和违约风险溢价的影响。为了更准确地识别美国货币政策冲击的因果效应、数量关系以及持续性，本文基于美联储联邦基金利率期货变化的高频数据构建工具变量，测度美国货币政策冲击对中国金融市场融资利率和实体经济的影响程度。

本文研究表明，美国紧缩性货币政策冲击，能够通过金融渠道显著影响中国企业融资成本。具体而言，美国一单位紧缩性货币政策冲击，通过影响主权风险溢价、期限风险溢价和违约风险溢价，最终导致企业短期融资利率提高 10 个基点，而长期融资利率提高 23 个基点。长短期利率反应的异质性主要体现在，短期融资利率的上升主要源于违约风险溢价的增加，

而长期融资利率主要受到主权风险溢价以及期限风险溢价影响。从经济活动来看，紧缩性货币政策只能在短期影响中国宏观经济的总供给和总需求，具体表现为中国通货膨胀率显著提高 0.2 个百分点，工业产出增速同期降低约 1 个百分点但迅速调整为正。从传导机制来看，美国货币政策通过金融渠道影响中国企业融资行为和实体经济活动，具体表现为信贷渠道和跨国金融中介风险共担渠道。一方面，美国货币政策利率调整将影响其他国家货币政策的调整，并通过国内的信贷渠道影响企业融资成本；另一方面，资本流动和美元融资成本也会发生变化，进而影响跨国金融中介的风险偏好与风险承担行为，并传到至国内影响国内企业融资成本。

当前中国经济运行平稳，结构性改革稳步推进，但外部不确定性因素增加，例如全球经济增长疲弱，多个发达经济体呈现负利率，美国货币政策常态化过程也出现转折。随着中国金融供给侧改革深化，海外资本不断涌入国内金融市场，美国货币政策冲击的外溢效应将进一步显现。为防范冲击对中国金融市场的负面效应，本文研究建议央行以及金融市场监管部门应该协同发力，从货币政策的独立性、企业外币债务融资以及外资金融机构监管三个层面进行有的放矢的宏观调控：

第一，处理好外部和内部均衡关系，加强中国货币政策独立性，扩大企业债券市场规模并疏通短期利率到长期利率的传导机制。从期限风险溢价的分析结果看，美国货币政策对国内短期利率的影响并不显著，但对中长期利率影响却十分显著。这说明中国货币政策并不具备完全的独立性，对中长期利率的调控能力弱于短期。美国的货币政策会通过市场预期以及跨国借贷行为影响到企业的融资利率水平。为了疏通货币政策向长期利率传导有效性，在完善贷款基础利率（LPR）形成机制之外，还应积极把握当前机遇，在全球低利率的背景下积极拓展债券市场的深度和广度，形成期限结构完备的国债和企业债到期收益率曲线，进一步完善金融市场短期和长期基准利率体系，提高货币政策价格型调控的效率。

第二，加强国内企业以及金融机构的外币债务融资监管。根据国家外汇管理局最新公布数据，截至 2021 年末，中国全口径的外债余额约为 17.5 万亿人民币，其中外币计价的外债余额约为 9.6 万亿，美元债务占比为 84%。从机构部门看，绝大部分外债是企业和金融部门的外债，占比约为 82%。总体来看，我国外债结构持续优化，外债的稳定性增强，但需要注意的是美元债务提升也会增加外部货币政策风险的敞口。为提高企业和金融机构的外部风险抵御能力，相关政府部门应未雨绸缪妥善处理企业的融资难和违约频发的窘境，并加大企业和金融机构外币融资和境外投资的管理。同时，企业也应该树立风险规避意识，完善风险识别和应对机制，通过外汇远期、掉期、期权和利率掉期等成熟的金融工具，解决货币错配和锁定汇率利率风险。

第三，加强外资银行等境外金融机构监管，鼓励本地化经营。跨国金融中介的风险承担行为是美国货币政策传导的重要渠道之一。根据银保监会数据统计，截至 2022 年 5 月末，外资银行在华共设立了 41 家外资法人银行，116 家外国银行分行；截至 2020 年末，在华外

资银行资产总额达 3.78 万亿元，同比增长 8.57%。在外资银行迅速发展的背景下，加强外资银行管理尤为重要。本地化经营程度较高有助于减少外部流动性冲击对外资银行贷款供给的影响，本币贷款在跨国银行对东道国的贷款中所占的份额越高，外资银行抵御外部流动性紧缩影响的能力就越强。因此，鼓励外资银行吸收人民币存款能够有效增强国内实体经济的风险规避能力。

参考文献

- [1] 陈磊、侯鹏 (2011):《量化宽松、流动性溢出与新兴市场通货膨胀》，《财经科学》，第 10 期。
- [2] 丁志国、徐德财、赵晶 (2012):《美国货币政策对中国价格体系的影响机理》，《数量经济技术经济研究》，第 8 期。
- [3] 窦菲菲 (2016):《美国量化宽松政策对人民币利率变动影响的结构特征》，《世界经济文汇》，第 2 期。
- [4] 高小红、董思远、王萌 (2015):《美国宽松货币政策对中国通货膨胀影响的实证研究》，《国际贸易问题》，第 5 期。
- [5] 金春雨、张龙 (2017):《美联储货币政策对中国经济的冲击》，《中国工业经济》，第 1 期。
- [6] Adrian, T. and H. S. Shin (2014): “Financial intermediary balance sheet management”, A Flow-of-Funds Perspective on the Financial Crisis. Palgrave Macmillan, London, 177-202.
- [7] Ammer, J., M. De Pooter, C. J. Erceg and S. B. Kamin (2016): “International Spillovers of Monetary Policy”, Board of Governors of the Federal Reserve System (US).
- [8] Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist (1999): “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, Handbook of macroeconomics, 1, 1341-1393.
- [9] Bernanke, B. S. and M. Gertler (1995): “Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission”, Journal of Economic perspectives, 9, 27-48.
- [10] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1988): “Credit, money, and aggregate demand”.
- [11] Bernanke, B. S., V. Reinhart, and B. Sack (2004): “Monetary policy alternatives at the zero bound: An empirical assessment”, Brookings papers on economic activity, 2, 1-100.
- [12] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1992): “The federal funds rate and the channels of monetary transmission”, American economic review, 82, 901-921.
- [13] Betts, C. and M. B. Devereux (1996): “The exchange rate in a model of pricing-to-market”, European Economic Review, 40, 1007-1021.
- [14] Borio, C. and H. Zhu (2012): “Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism?”, Journal of Financial Stability, 8, 236-251.
- [15] Bruno, V. and H. S. Shin (2015): “Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy”, Journal of Monetary Economics, 71, 119-132.
- [16] Chen, Q., A. Filardo, D. He and F. Zhu (2016): “Financial crisis, US unconventional monetary policy and international spillovers”, Journal of International Money and Finance, 67, 62-81.
- [17] Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. L. Evans (1996): “Identification and the effects of monetary policy shocks”, Working Paper, 26, 40-46.
- [18] Christiano, L. J., R. Motto and M. Rostagno (2016): “Risk Shocks”, American Economic Review, 104, 27-65.
- [19] Gertler, M. and P. Karadi (2011): “A model of unconventional monetary policy”, Journal of Monetary Economics, 58, 17-34.
- [20] Gertler, M. and P. Karadi (2015): “Monetary Policy Surprises, Credit Costs and Economic Activity”,

American Economic Journal: Macroeconomics, 7, 44-76.

- [21] Gertler, M. and N. Kiyotaki (2010): “Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis”, In Handbook of monetary economics, 3, 547-599.
- [22] Gürkaynak, R. S., B. Sack and E. Swanson (2005): “The sensitivity of long-term interest rates to economic news: Evidence and implications for macroeconomic models”, American economic review, 95, 425-436.
- [23] Habib, M. M. and F. Venditti (2018): “The global financial cycle: implications for the global economy and the euro area”, Economic Bulletin Articles, 6.
- [24] Han, X. and S. J. Wei (2018): “International Transmissions of Monetary Shocks: Between a Trilemma and a Dilemma”, Journal of International Economics, 110, 205-219.
- [25] Iacoviello, M. and G. Navarro (2019): “Foreign effects of higher US interest rates”, Journal of International Money and Finance, 95, 232-250.
- [26] Kuttner, K. N. (2001): “Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market”, Journal of monetary economic, 47, 523-544.
- [27] McPhail, L. L., X. Du and A. Muhammad (2012): “Disentangling corn price volatility: the role of global demand, speculation, and energy”, Journal of agricultural and applied economics, 44, 401-410.
- [28] Mertens, K. and M. O. Ravn (2014): “A reconciliation of SVAR and narrative estimates of tax multipliers”, Journal of Monetary Economics, 68, 1-19.
- [29] Miranda-Agrippino, S. and H. Rey (2020), “US monetary policy and the global financial cycle”, The Review of Economic Studies, 87, 2754-2776.
- [30] Nakamura, E. and J. Steinsson (2018): “Identification in Macroeconomics”, Journal of Economic Perspectives, 32, 59-86.
- [31] Neely, C. J. (2015): “Unconventional monetary policy had large international effects”, Journal of Banking & Finance, 52, 101-111.
- [32] Akıncı, Ö. (2013): “ Global financial conditions, country spreads and macroeconomic fluctuations in emerging countries”, Journal of International Economics, 91, 358-371.
- [33] Rey, H. (2015): “Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence”, National Bureau of Economic Research.
- [34] Rey, H. (2016): “International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma”, IMF Economic Review, 64, 6-35.
- [35] Senbet, D. (2016): “Measuring the channels of monetary policy transmission: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach”, Journal of Central Banking Theory and Practice, 5, 5-40.
- [36] Sims, C. A. (1980): “Macroeconomics and Reality”, Econometrica: journal of the Econometric Society, 1980.
- [37] Stock, J. H. and M. W. Watson (2001): “Vector autoregressions”, Journal of Economic perspectives, 15, 101-115.
- [38] Stock, J. H. and M. W. Watson (2012): “Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession”, National Bureau of Economic Research.
- [39] Swanson, E. T. and J. C. Williams (2014): “Measuring the effect of the zero lower bound on medium-and longer-term interest rates”, American Economic Review, 104, 3154-3185.
- [40] Taylor, J. B. (1993): “Macroeconomic policy in a world economy: from econometric design to practical operation”, WW Norton.
- [41] Tishin, A. (2019): “Monetary policy surprises in Russia”, Russian Journal of Money and Finance, 78, 48-70.

Does US Monetary Policy Shock Affect the Financing Cost of Chinese Enterprises

ZHAO Xuankai^[a] ZHANG Mi^[b] HE Yu^[c]

(School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China^[a];
Center for Internet Economy Research, Central University of Finance and Economics, Beijing
100081, China^[a]; School of International Trade and Economics, Central University of Finance and
Economics, Beijing 102206, China^[b]; School of Economics and Management, China University of
Geosciences, Beijing 100083, China^[c])

Abstract: With the opening up of China's financial market, global financial conditions have gradually affected China's real economy. What we need to measure scientifically is how US monetary policy, an important driver of global financial cycle, affects China's real economy through the financial market. Theoretically, influenced by financial market friction, US monetary policy can change the financing cost of domestic enterprises through credit channels and risk taking of international financial intermediaries. In empirical analysis, this paper takes advantage of an external instrument to identify U.S. monetary policy based on high-frequency data. Moreover, To investigate impacts on the financing cost and dynamic responses of the real economy, China enterprises' financing premium relative to US risk-free rate is divided into three parts, namely sovereign risk premium, term risk premium and default risk premium. Results show that, from the perspective of causal effect, the tightening of US monetary policy significantly increases the financing cost of Chinese enterprises; in terms of quantity, the rise of long-term financing rate of Chinese enterprises is twice that of short-term financing rate; as for duration, changes on short-term financing rate last for about 5 months, while effects on long-term financing rate last for about 25 months. This paper provides a new perspective and scientific basis for monitoring and preventing US monetary policy shocks from affecting Chinese enterprises' financing cost and China's real economy.

Keywords: US monetary policy shocks; financial channel; financing cost; China's real economy; Proxy SVAR

附录

附表 1 全球国债收益率矩阵（2020 年 7 月 21 日）

	1 年	2 年	3 年	5 年	7 年	10 年	20 年	30 年
中国	0.0225	0.0239	0.0252	0.0263	0.0291	0.0289	0.0348	0.0364
美国	0.0014	0.0014	0.0017	0.0027	0.0045	0.006	0.0108	0.0129
日本	-0.0017	-0.0014	-0.0015	-0.0012	-0.0013	0.0002	0.0041	0.0058
欧元区	-0.0063	-0.0067	-0.0069	-0.0067	-0.0058	-0.0043	-0.001	0.0004
德国	-0.0066	-0.007	-0.0072	-0.007	-0.0063	-0.005	0	0
印度	0.0363	0.0419	0.0436	0.0494	0.0568	0.0581	0.0634	0.0642

注：数据来源于 Wind 数据库

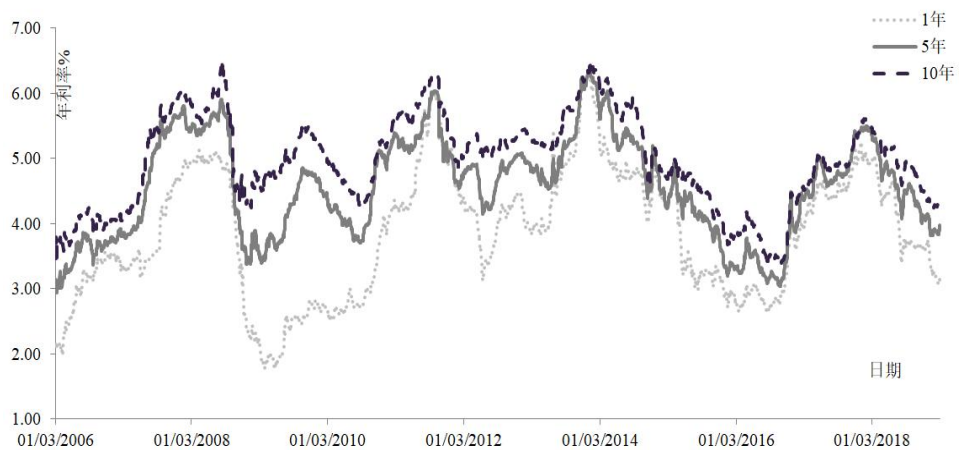
附表 2 不同样本内双边国家的资本流动和资产价格相关性

	资本流动				资产价格
	国际直接投资	资产组合	债券组合	其他投资	股票回报率
全样本					
1990-1999	12.3	5.6	4.8	3.1	26.6
2000-2006	6.7	6.0	6.4	7.2	38.0
2007-2009	18.4	12.5	14.8	23.4	78.2
2010-2017	0.3	5.7	5.3	5.2	34.5
发达经济体					
1990-1999	15.8	6.7	5.1	9.9	43.8
2000-2006	5.7	5.5	9.4	13.6	57.6
2007-2009	14.7	7.0	16.0	28.9	83.1
2010-2017	0.9	6.5	6.0	12.7	48.3
新兴经济体					
1990-1999	9.6	7.3	7.1	6.5	22.9
2000-2006	8.5	6.1	4.9	9.9	27.3
2007-2009	20.6	15.9	16.4	20.9	72.8
2010-2017	0.5	6.7	4.9	2.6	27.5

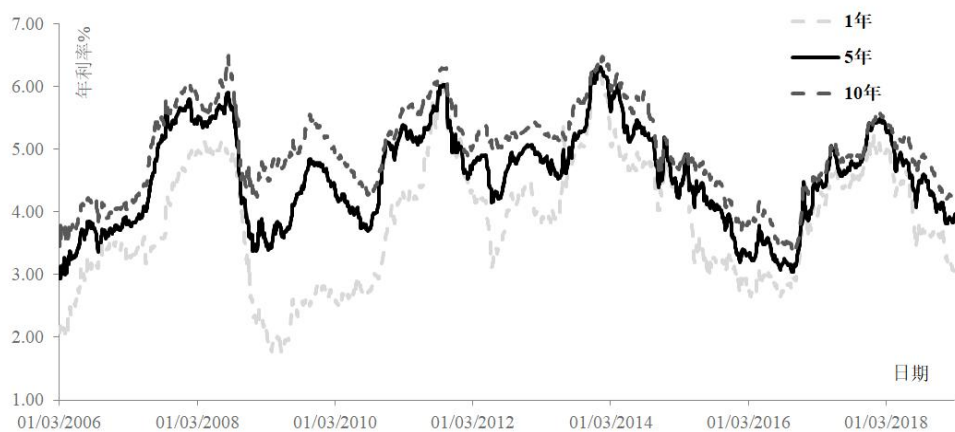
注：表中数据根据国际货币基金组织国际收支统计、全球金融数据和欧洲央行的计算，单位为百分比，频率为季度。

附表 3 相关性系数表

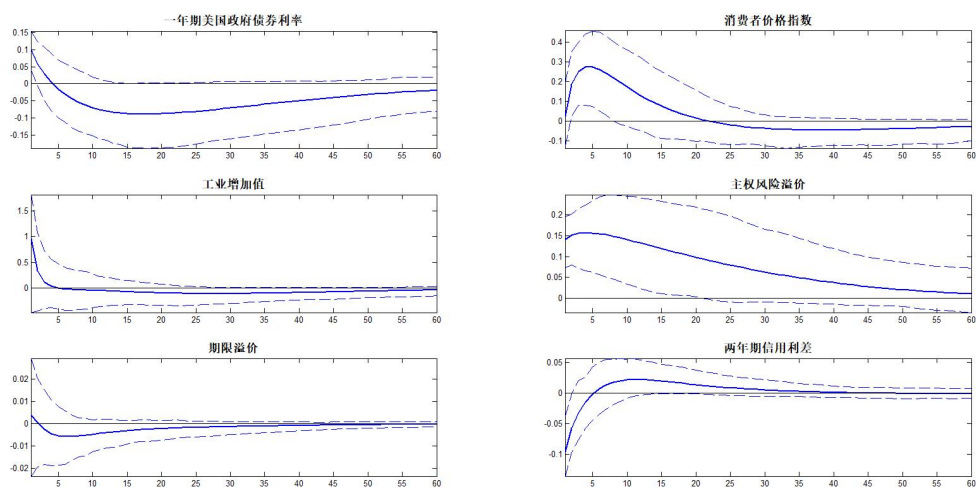
时间样本	2007-2018	2007-2009	2010-2012	2013-2018
主权风险溢价与全球金融周期	-0.237	-0.448	0.229	0.820
期限风险溢价与全球金融周期	0.311	0.345	0.087	0.152
违约风险溢价与全球金融周期	0.045	-0.285	-0.288	0.599



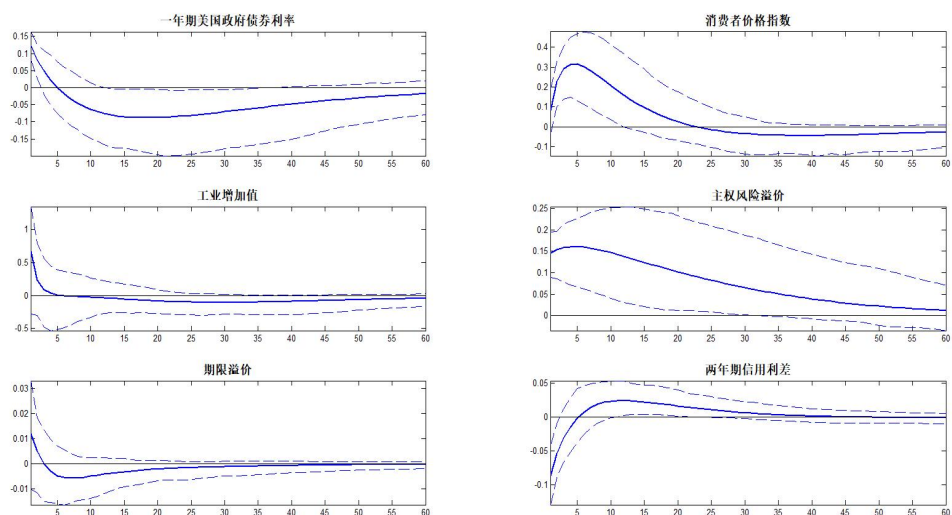
附图 1 中国国债即期收益率曲线（日度）



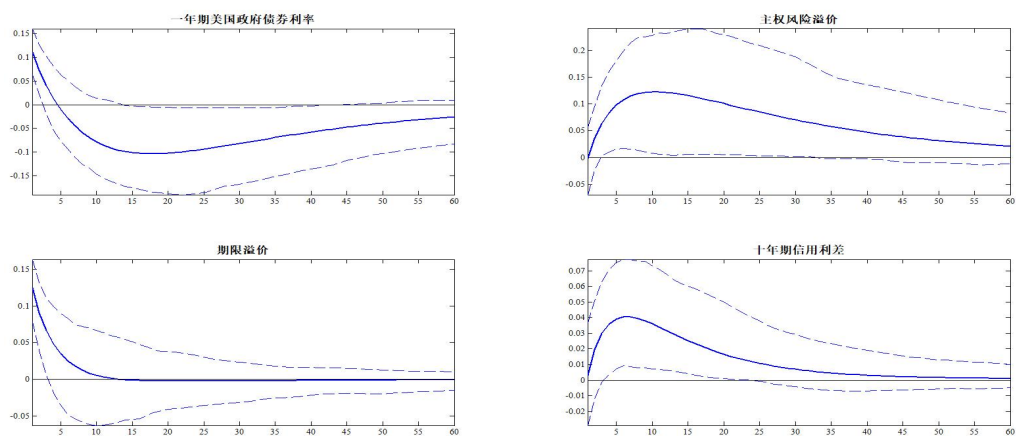
附图 2 中国企业 AAA 级债券即期收益率曲线（日度）



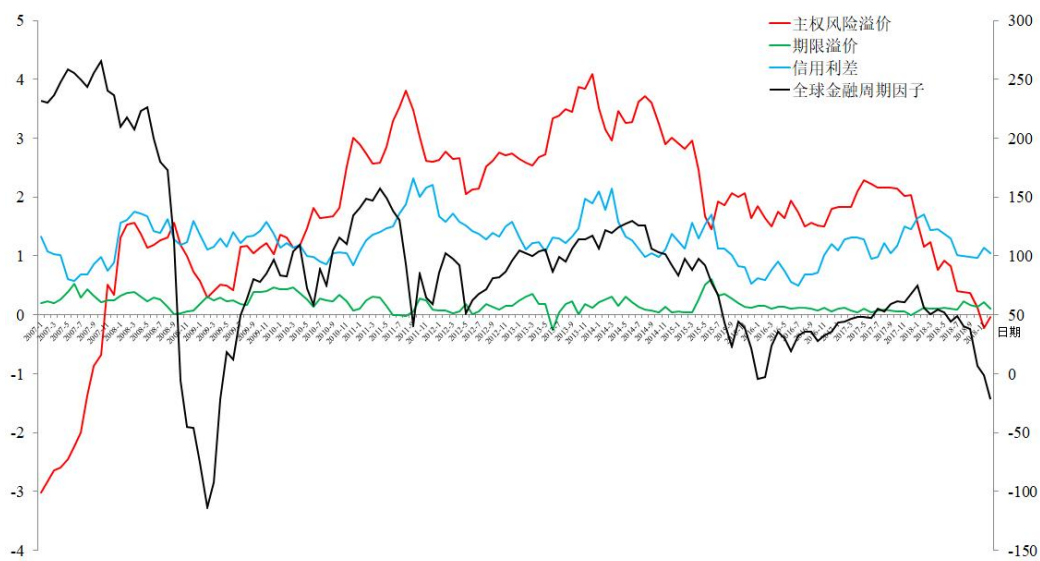
附图 3 工具变量 ED3 识别的货币政策冲击结果



附图 4 工具变量 ED4 识别的货币政策冲击结果



附图 5 不考虑宏观经济变量的货币政策冲击结果



附图 6 三种溢价与全球金融周期变化趋势



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn