

不确定性冲击下货币政策传导效率研究*

——基于理论与实证的分析

杜群阳 周方兴 战明华

摘要:在双轨利率体系下,本文旨在研究货币政策在不确定性冲击下的传导效率及其对宏观经济的影响。通过测量中国宏观不确定性,采用结构向量自回归模型对不确定性冲击下货币政策传导效率及其对经济活动的影响进行实证分析。同时,从理论角度通过将双轨制利率体系特征和随机波动率冲击纳入动态随机一般均衡模型,对实证结果进行深入阐释。研究结果显示,宏观不确定性的增加将导致产出和价格水平显著下降,促使货币当局采取积极的货币政策,表现为货币市场利率的下降。与此相比,金融市场的存款利率和贷款利率的响应较小,且具有一定滞后性。通过预测误差方差分解,揭示了宏观不确定性冲击对经济衰退的重要贡献。此外,对隐性存贷款利率管制的放松将促使货币政策传导更加畅通,显著削弱了不确定性冲击的影响。总体而言,理论模型成功解释了实证分析的结果,表明货币政策利率传导不完全会导致不确定性冲击对经济周期波动的放大效应。本研究为完善中国的利率市场化改革进程以及提升市场化利率传导效率提供了启示。

关键词:不确定性冲击 货币政策传导 宏观经济波动 利率市场化

一、引言

作为中国金融领域最为核心的改革之一,利率市场化是实现市场在金融资源配置中发挥决定性作用的必然要求。2015年10月,中国人民银行宣布对商业银行等金融机构不再设置存款利率浮动上限,标志着我国的利率管制基本放开,利率市场化改革进入了新的阶段。然而,尽管货币市场利率已经完全市场化,但人民币贷款和存款利率的放松管制仍然不够完善(陆军、黄嘉,2021;Chen et al., 2021)。由于政府进行窗口指导等干预行为,银行的贷款利率仍存在隐性下限,而存款利率则存在隐性上限。党的二十大报告指出,“我国发展进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期,各种‘黑天鹅’、‘灰犀牛’事件随时可能发生”。^①在当前国际环境动荡、国内大循环受阻的情况下,我国正面临着复杂、严峻、不确定性上升的挑战。因此,在实际上利率双轨制安排下,关于不确定性冲击如何影响我国货币政策利率传导的问题研究显得尤为重要。

* 杜群阳,浙江工业大学经济学院,邮政编码:310023,电子邮箱:duqunyang@126.com;周方兴(通讯作者),复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子邮箱:zhou_fx@fudan.edu.cn;战明华,广东外语外贸大学金融学院,邮政编码:510016,电子邮箱:zhanmhco@163.com。基金项目:国家社会科学基金一般项目“一带一路背景下对外直接投资提升我国制造业全球价值链分工位势研究”(20BJY189);国家社会科学基金一般项目“数字贸易促进我国全球产业链位势提升的机制及政策研究”(21BJY054)。作者感谢复旦大学经济学院许志伟教授的指导以及匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。

^①习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,人民出版社2022年版。

利率市场化改革进程中货币政策传导有效性的核心问题之一是研究货币政策变化是否通过利率渠道对产出、投资等宏观变量产生影响。由于宏观经济数据总体的限制,许多现行研究忽视了货币市场利率波动对金融市场利率调整的影响(钱雪松等,2015)。图1呈现了中国宏观不确定性、7天银行间同业拆借利率(货币市场利率)、金融机构加权平均贷款利率以及加权平均存款利率的时间序列。可以发现,货币市场利率与不确定性的走势大致相反,且存在一定的滞后,尤其在金融危机和新冠疫情暴发初期。这表明中国往往使用货币政策工具来平稳不确定性对经济的影响,货币政策在减缓不确定性影响方面可能发挥着关键作用(Williams,2012)。同时,本文发现存款利率和贷款利率的变动趋势与货币市场利率大致相同,这说明中国的货币政策能够传导至金融市场,并在金融机构的市场利率中体现。然而,在不确定性较高的时期,货币市场利率与贷款利率之间的缺口明显增大,与存款利率的缺口减小。这是因为不确定性的增加导致金融市场错误地定价,而不同期限结构利率的调整反应较慢,使得货币政策利率向零售存贷款利率的传导受到一定程度的制约。这一经验事实表明,在中国,金融市场利率相对于货币市场利率具有一定的黏性,而不确定性在这一特征下对经济的影响可能呈现放大效应。然而,鲜有学者研究了在中国货币政策传导效率受到不确定性冲击情况下的问题,更缺乏对这一现象的理论阐释。因此,本研究聚焦于不确定性冲击下货币政策传导效率问题,分析不确定性冲击如何通过货币政策利率传导不完全这一渠道放大经济波动,并通过理论模型对上述问题进行深入阐释。

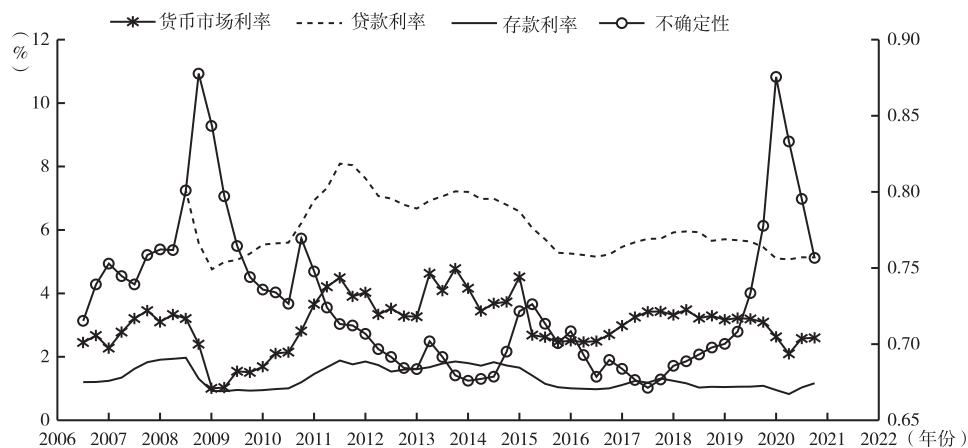


图1 不确定性、货币市场利率与存贷款利率

注:利率为左轴(以百分比表示),不确定性为右轴。不确定性和存款利率通过笔者计算得到,贷款利率来源于中国人民银行公布的金融机构加权平均贷款利率,货币市场利率为7天银行间同业拆借利率。

中国为研究不确定性冲击如何影响货币政策传导效率提供了理想的研究环境,原因有四:第一,作为一个新兴经济体,中国一直在进行各种经济政策改革,因此受到政策不确定性冲击的影响。由此,不确定性冲击在经济周期中可能对宏观经济产生重要影响(Huang & Luk,2020)。第二,中国是全球第二大经济体,也是国际贸易的重要参与者。随着中国开放程度的提高,不仅国内经济受到国内不确定性冲击的影响,而且国际不确定性对中国的影响也具有显著的溢出效应(Huang et al.,2018),这表明中国的宏观不确定性具有一定的特殊性。第三,中国企业主要通过银行贷款进行间接融资,而不是依赖股权融资,这使得货币政策对实体经济部门产生深远的影响(Xiang & Li,2022)。此外,近年来几乎所有发达经济体的利率都长期走低(Liu et al.,2022),且趋近零下限。相比之下,中国的常规货币政策仍然具有较大的调整空间。第四,自20世纪90年代中期以来,中国逐步实施了利率管制的放松政策,尽管货币市场利率已经实现全面市场化,但人民币贷款和存款利率的放松管制仍存在不足(陆军、黄嘉,2021;Chen et al.,2021)。

本研究的贡献分为三个方面:第一,本文发现,当面对不确定性冲击时,中国政府倾向于采取宽松货币政策,表现为政策利率的下降。尽管货币市场利率反应灵敏,但由于金融市场扭曲,政策利率向零售金融市场利率的传导存在限制。第二,中国宏观不确定性的独特性使它成为国内经济增速放缓的一个关键原因。本文构建了非线性新凯恩斯模型,解释了这一现象,考虑到双轨制利率体系和随机波动率冲击的关键因素。模型预测,如果政策利率向金融市场利率的传导更加畅通,不确定性冲击的影响将减弱。第三,本文探讨了货币政策在不确定性环境下的有效性,指出不确定性可能降低货币政策的效力。此现象已被先前文献归因于实物期权价值的增加(Bernanke, 1983; Dixit & Pindyck, 1994; Bloom, 2009)、金融市场功能失调(Christiano et al., 2014; Gilchrist et al., 2014)和企业信心的减弱(Lien et al., 2021)。本研究突出了中国利率市场化过程中的隐性存贷款利率管制对货币政策传导的影响,为理解不确定性冲击下的政策效果提供了新的见解。

二、文献综述

不确定性是指经济条件的分布和状态是不确定的,并通过影响微观经济参与者的心理预期、信心和行为,转化为宏观经济不确定性(Knight, 1921)。这种不确定性既反映了消费者、管理者和决策者对未来可能事件的不确定性,也包括了GDP增长率等宏观路径的不确定、企业增长率等微观现象,以及战争和气候变化等非经济事件(Bloom, 2014)。从经济主体的角度来看,不确定性通常被定义为不可预测的条件波动率扰动(Jurado et al., 2015)。若企业受固定成本或部分投资不可逆性的限制,或者居民存在风险厌恶,或者金融市场不完全,不确定性的增加可能会抑制雇佣、投资、消费和信贷行为。

后金融危机时代,宏观经济不确定性与经济活动之间的关系引起了政策制定者和学术界的广泛关注(Bloom, 2009; Fernández-Villaverde et al., 2011, 2015; Basu & Bundick, 2017)。Bloom(2009)通过VAR模型分析发现,不确定性对产出和就业等实际变量具有显著的负面影响。当企业面临投资决策时,由于调整成本的非凸性,不确定性冲击将产生巨大的实物期权效应(延迟投资期权),更高的不确定性增加了“观望”的价值,导致企业推迟投资和雇佣行为,直至不确定性下降。Basu & Bundick(2017)在竞争性、单部门、封闭经济模型下发现,不确定性冲击会导致产出增加。然而,这一结论与Bloom(2009)的研究相反,也与直觉不符。Basu & Bundick(2017)通过假设名义价格刚性,重现了不确定性增加导致产出下降的现象。由于逆Oi-Hartman-Abel效应,企业必须满足给定预设价格的需求,因此黏性价格使企业的边际利润函数具有不对称性。相对价格过低意味着以较低的利润甚至亏损出售更多的商品,而过高的价格虽然能增加单位利润,但会减少销售数量。因此,为应对不确定性的增加,企业将提高价格加成,从而导致产量下降和通胀上升。

Born & Pfeifer(2014)通过构建一个包含价格刚性的非线性新凯恩斯DSGE模型,分析了美国在大衰退时期货币和财政政策不确定性冲击的贡献,并认为不确定性冲击在推动经济周期波动方面可能不太显著。然而,其他许多学者的研究发现,金融市场摩擦可能显著放大不确定性冲击对经济活动的影响(Christiano et al., 2014; Gilchrist et al., 2014; Doshi et al., 2018; 王博等, 2019)。随着经济不确定性的增加,金融机构为规避风险,通常要求企业支付更多的贷款利息或增加抵押品,导致企业融资成本上升、投资下降,最终经济陷入衰退。金融摩擦机制强调了不确定性对企业融资约束的作用,由于信贷市场的不完全,违约风险和抵押品效应放大了不确定性冲击的影响。然而,这些金融市场摩擦更多地集中在融资需求层面。实际上,在不确定性较高的时期,金融恐慌可能引发银行挤兑现象(Gertler et al., 2020),导致银行面临声誉风险甚至破产。此外,在不确定性较高的时期,政府可能多次采用货币政策来调控经济。然而,根据经验,货币政策传导至金融市场利率的效率较低,这表明金融市场供给层面的摩擦在放大不确定性冲击的影响方面也发挥着重要作用。

近年来,国内学者对不确定性冲击的关注逐渐增加。在宏观不确定性的测度方面,有多种方法和模型被应用。一方面,以GDP变化率的条件方差作为宏观不确定性的代理变量的研究,例如王义

中和宋敏(2014)所使用的GARCH模型,为该领域的重要探索之一。另一方面,马丹等(2018)采用混频随机波动动态因子(Mixed_GFSV)模型,结合了60个月度指标和4个季度指标,有效提高了宏观不确定性测度结果的解释力。此外,王霞和郑挺国(2020)使用混频动态因子模型,构建了日度宏观不确定性指数,侧重于5个月度指标和2个季度指标的应用。与这些研究方法不同,本文采用Jurado et al.(2015)的测度方法,基于118个宏观层面变量,包括收入和产出、就业和工资、住房和投资、消费订单和存货、货币和信贷、价格、股票市场以及利率和汇率等多个方面,来测度中国的宏观不确定性指数。研究表明,该指数能够较好地捕捉中国各时期的宏观经济波动。这一方法的应用丰富了宏观不确定性测度的工具箱,为深入理解中国宏观经济状况提供了更多有益的信息。在不确定性冲击对经济活动的影响上,许志伟和王文甫(2018)研究了经济政策不确定性冲击的影响。他们借鉴Basu & Bundick(2017)的思想发现价格刚性是政策不确定性冲击作用宏观经济的关键机制。王博等(2019)研究了货币政策不确定性冲击的影响。他们发现,违约风险在货币政策不确定性冲击影响产出的过程中发挥重要作用。王立勇和纪尧(2019)研究了财政不确定性冲击的影响。他们发现,不确定性冲击通过预期渠道影响宏观经济。与这些文献相比,本文的主要贡献在于从我国独特的利率体系视角出发,探讨不确定性冲击如何影响我国货币政策传导的效率,并进一步分析不确定性冲击如何通过货币政策传导不完全渠道放大了宏观经济的波动。

三、实证分析

本文从实证角度考察不确定性冲击对中国货币政策传导效率的影响,并进一步分析宏观不确定性对宏观经济活动的影响。具体而言,首先构建了中国季度宏观不确定性指数,该指数较好地反映了各时期中国宏观经济不确定性的状况。随后,采用递归识别方法构建了一个SVAR模型,以实证分析不确定性冲击下中国货币政策传导效率以及对宏观经济活动的影响。最后,进行了稳健性检验。

(一)宏观不确定性的测度

自Bloom(2009)的开创性工作以来,许多研究都聚焦于不确定性冲击对宏观经济活动的影响,不确定性指标的测度方式也不断涌现。Jurado et al.(2015)指出,流行的不确定性指标的变化并非源自更广泛的真实不确定性运动,他们证明了这些指标错误地将可预测的波动误归为不确定性运动。鉴于此,本文在基准研究中借鉴Jurado et al.(2015)的测度方法,该方法通过对大量宏观经济和金融变量的测算得出不确定性,与理论模型的结构无关,而且该方法侧重于每个变量的不可预测成分的演变,其优势是捕捉了大量经济指标中不可预测部分的共同变化。具体测度方法如下:^①

定义第 j 个变量 $y_{jt} \in Y_t = (y_{1t}, \dots, y_{N_y t})'$ 提前 h 期的不确定性为 $\sigma_{jt}^y(h)$,则 $\sigma_{jt}^y(h)$ 为基于 t 时期信息 I_t 的未来值的纯不可预测部分的条件波动率,即表示为:

$$\sigma_{jt}^y(h) = \sqrt{E[(y_{jt+h} - E[y_{jt+h}|I_t])^2|I_t]} \quad (1)$$

其中, $E(\cdot|I_t)$ 是相对于经济主体在 t 时期可获得信息的期望值。如果对变量 y_{jt} 的预测误差的期望值 $y_{jt+h} - E[y_{jt+h}|I_t]$ 上升,则该变量的不确定性也上升。宏观经济不确定性指数可以通过使用权重 w_j 加总每个时期的单个不确定性来构建:

$$\sigma_t^y(h) = \text{plim}_{N_y \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^{N_y} w_j \sigma_{jt}^y(h) \equiv E_w[\sigma_{jt}^y(h)] \quad (2)$$

由于使用众多宏观经济变量,该指标不是基于特殊冲击的反周期波动率,而是采用样本中所有变量的共同变化。为得到式(1)中单个不确定性的估计值并构建式(2)的加总度量,本文首先须为每个变量生成预测 $E[y_{jt+h}|I_t]$ 。对于 $h \geq 1$ 的时期,变量 y_j 的预测值由以下因子增强(factor augmented)

^①完整计算过程详见Jurado et al.(2015)。

模型给出：

$$y_{jt+h} = \phi_j^y(L)y_{jt} + \gamma_j^F(L)\hat{F}_t + \gamma_j^W(L)W_t + v_{jt+h}^y \quad (3)$$

其中, ϕ_j^y 、 γ_j^F 和 γ_j^W 是有限阶滞后多项式, \hat{F}_t 为来源于 t 时期可用信息集的因子 I_t , 包括所有宏观经济和金融的完整数据集, W_t 是额外的预测因子。通过赋予 y_{jt} 、 \hat{F}_t 和 W_t 的预测误差具有随机波动率 σ_j^y 、 σ_k^F 、 σ_l^W , 使得 y_{jt} 具有时变不确定性。

定义 $Y_{jt} = (y_{jt}, \dots, y_{jt+q-1})'$ 和 $\tilde{\Psi}_t = (\Psi_t, \dots, \Psi_{t-q+1})'$, 其中 $\Psi_t = (\hat{F}_t, W_t)'$ 是包括所有估计和额外的预测变量因子的向量。通过如下 FAVAR 模型可以得到 y_{jt} 的预测：

$$\begin{pmatrix} \tilde{\Psi}_t \\ Y_{jt} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi^{\tilde{\Psi}} & 0 \\ \Lambda_j^Y & \Phi_j^Y \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \tilde{\Psi}_{t-1} \\ Y_{jt-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_t^{\tilde{\Psi}} \\ v_{jt}^Y \end{pmatrix} \quad (4)$$

Y_{jt} 和 $\tilde{\Psi}_t$ 的预测误差的时变方差定义为：

$$\Omega_{jt}(h) = \Phi_j^Y \Omega_{jt}(h-1) (\Phi_j^Y)' + E_t \left[v_{jt+h}^Y (v_{jt+h}^Y)' \right] \quad (5)$$

得到预测误差方差后, 每个变量 y_{jt} 提前 h 期的不确定性可以通过式(1)计算得到。最后, 总体宏观经济不确定性可通过式(2)计算得出。

本文分别通过加权平均法和主成分分析法得到宏观不确定性指数。所选用的测度数据包括收入和产出、就业和工资、住房和投资、消费订单和存货、货币和信贷、价格和股票市场以及利率和汇率等 118 个宏观层面变量, 所有变量数据采用 Census X-12 方法进行季节性调整, 非平稳序列通过转换规则转化为平稳变量。^①所有数据均为季度数据, 样本区间为 2005Q1—2020Q4, 涵盖了 2008 年全球金融危机时期以及 2020 年新冠疫情全球暴发和美股熔断时期。所采用的数据来源于 Chang et al. (2016) 整理的中国宏观数据库、国家统计局、Wind 金融资讯数据库、中经网统计数据库、IMF 的国际金融统计数据库、中国货币网以及中国人民银行。

图 2 呈现了通过加权平均法和主成分分析法计算的提前 1 期(1 个季度 h1)、2 期(2 个季度 h2)和 4 期(4 个季度 h4)的中国宏观经济不确定性指数, 阴影区域表示中国经济衰退时期,^②水平虚线与高于均值 1.65 个标准差的序列相对应。纵观所有测算的宏观不确定性可以发现, 加权平均法和主成分分析法得到的不确定性指数非常相近, 都能有效捕捉到中国宏观经济运行过程中的高度不确定性事件, 尤其是 2008 年期间的国际金融危机和 2020 年期间的新冠疫情危机, 这是仅有的两次宏观不确定性指数高于样本均值 1.65 个标准差的事件。然而, 在 2005 年, 加权平均法相较主成分分析法更为敏感, 同时在 2008 年金融危机期间也表现出类似的趋势。此外, 提前 1 期、2 期和 4 期的不确定性指数依次增加, 表明不确定性随时间积累不断增加。总体而言, 本文测算的不确定性指数很好地捕捉到了中国宏观经济的不确定性。

(二) 宏观不确定性的影响

在这一部分, 本文构建一个 SVAR 模型, 以提供不确定性冲击下中国货币政策传导效率及其对宏观经济影响的相关性证据。银行间货币市场利率的市场化促使央行将其作为货币政策目标利率。上海银行间同业拆借利率于 2007 年首次确立为货币市场基准利率, 旨在将其发展为货币政策的锚定。因此, 与 Chen et al. (2021) 保持一致, 本文将货币市场利率作为政策利率。在基准模型中, 数据包括经济体总产出(GDP)、消费者价格指数(CPI)、货币市场利率(R)、金融市场贷款利率(Loan)、金融市场存款利率(Deposit)和宏观不确定性指数(UNC)。其中, 总产出为人均实际国内生产总值, 通过名义生产总值除以 GDP 平减指数和总人口得到, 数据来源于 Chang et al. (2016) 整理的中国宏

^①具体数据结构和转换规则留存备案。

^②本文以季度工业增加值增长率小于 0.5% 表示中国经济衰退时期。

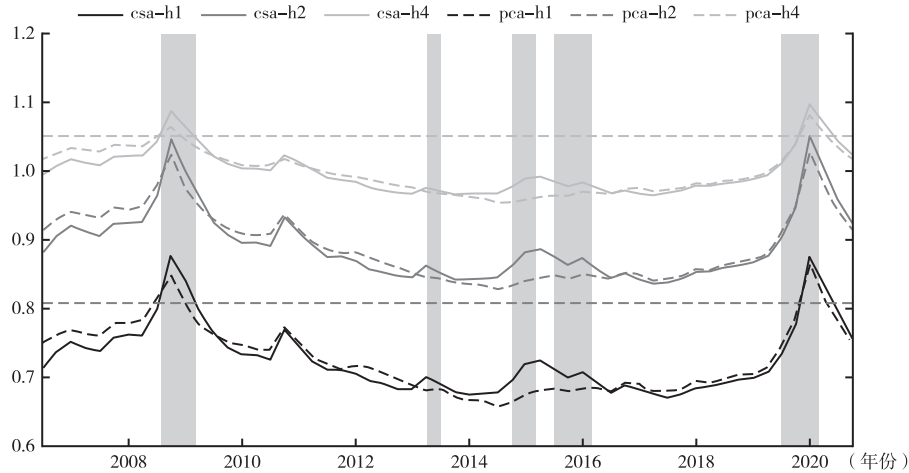


图2 中国宏观不确定性指数

观数据库。与战明华和李欢(2018)、郭豫媚等(2018)的变量选择方法类似,本文选取银行间同业拆借利率作为货币市场利率的代理。从市场交易规模和政策实践来看,中国目前更注重7天期利率(郭豫媚等,2018),因此,本文在基准模型中选用7天银行间同业拆借利率,数据来源于Wind数据库。在稳健性分析中,本文还考虑了一年期银行间同业拆借利率、一年期上海银行间同业拆借利率以及一年期银行间质押式回购利率。金融市场贷款利率为金融机构加权平均贷款利率,数据来源于中国人民银行。考虑到尚未有官方公布的金融市场加权平均存款利率,本文根据活期存款利率、定期存款利率和国债收益率加权计算得到金融市场存款利率。样本区间始于2008年第三季度(中国人民银行公布的金融机构人民币贷款加权平均利率的开始时间),终于2020年第四季度(宏观不确定性测算的末期)。具体而言,SVAR模型构建如下:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_s Y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中, $Y_t = [UNC, GDP, CPI, R, Loan, Deposit]$ 。^① B_s 为自回归系数矩阵, s 为模型滞后阶数, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ 为误差项。冲击的识别方法通常包括乔姆斯基(Cholesky)分解、Blanchard-Quah分解、符号约束和最大份额法。本文基于不确定性相关研究的主流学者的文献(Bloom, 2009; Fernández-Villaverde et al., 2015; Jurado et al., 2015; Basu & Bundick, 2017),采用乔姆斯基分解的递归识别约束,将不确定性指数置于排在首位,以确保不确定性冲击对其他变量产生影响,同时不受其他变量在当前期的影响。此外,本文的变量排序遵循传统的货币政策冲击影响的识别方法,即货币市场利率对产出和价格等宏观经济变量没有同期影响,但对金融市场贷款利率和存款利率有同期影响。鉴于样本容量较小,本文采用了适用于小样本的统计量,并进行了自由度调整。根据LM检验,估计后的SVAR模型的残差不具有一阶和二阶自相关,并且所有特征值都在单位圆的内部,即满足平稳过程。

1. 基准结果。图3显示了给定不确定性一个正向标准差冲击的脉冲响应图。不确定性的增加导致总产出显著下降0.72%,这一结果与Bloom(2009)、Jurado et al.(2015)、Basu & Bundick(2017)、许志伟和王文甫(2019)等学者的定性研究结果一致。价格水平从第7期开始显著下降,并于第9期达到峰值-0.14%。为了应对总产出和价格水平的下降,中央银行采取宽松的货币政策,表现为货币市场利率的下降,同时通过货币政策传导,贷款利率和存款利率也随之下降。然而,在响应初期,贷款利率和存款利率的下降幅度不及货币市场利率的一半。尽管货币政策及时进行调整,但由于货币市场利率对金融市场利率的传导存在“梗阻”(战明华、李欢,2018),即货币政策传导不完全,货币市场利率的下降并没有完全转化为金融市场存贷款利率的下降,从而导致不确定性冲击对总产出造成更大的负面影响。

^①根据ADF检验,宏观不确定性指数、人均实际国内生产总值、消费者价格指数等变量不存在单位根。

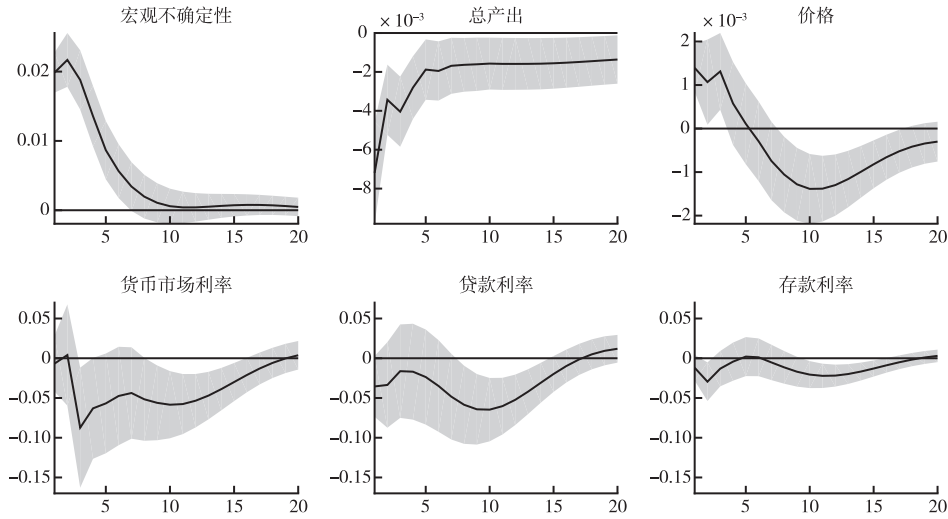


图3 宏观不确定性冲击的脉冲响应(基准结果)

注:国内生产总值通过GDP平减指数进行平减,产出和价格水平进行对数处理,模型滞后阶数为2阶,^①图中阴影区域为自举法(bootstrap)重复2000次得到的一个标准差的置信区间带。(下同)

利差扭曲被认为是阻塞货币政策利率传导的明显迹象(陆军、黄嘉,2021)。为了更加直观地呈现出不确定性冲击下货币市场利率的变化未能完全转化为金融市场存贷款利率变化的经验证据,本文通过将加权平均贷款利率和存款利率分别减去货币市场利率,得到金融市场利率与货币市场利率之间的利差,然后分别替换对应SVAR模型中的贷款利率和存款利率变量,重复上述过程。然而这一做法可能存在金融市场利率与货币市场利率之间的期限结构问题,本文在余下稳健性检验中尽可能地缓解了这一问题。图4呈现了上述操作的脉冲响应结果。从第3期开始,贷款利差和存款利差均呈上升趋势,表明货币市场利率对金融市场利率的传导存在“梗阻”,这意味着在不确定性冲击下中国货币政策传导存在不完全现象。

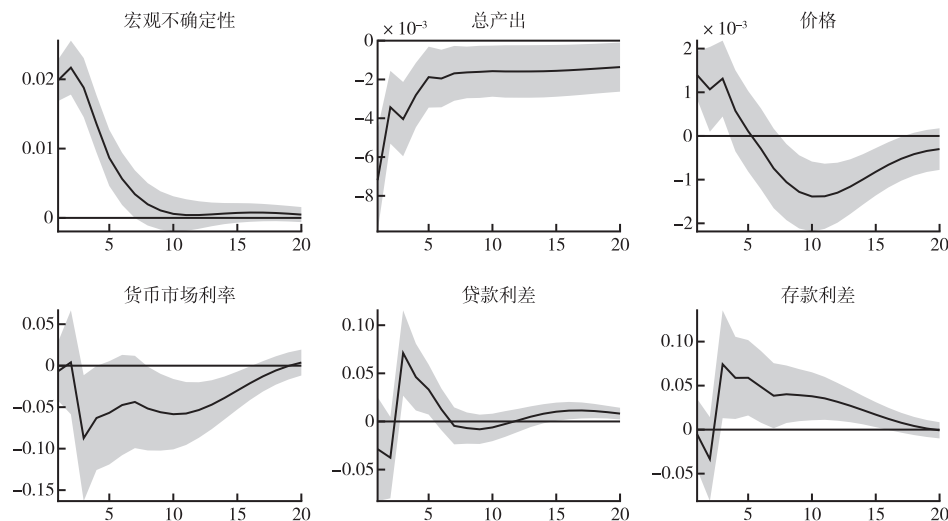


图4 宏观不确定性冲击的脉冲响应(基准利差结果)

^①模型滞后阶数根据多种信息准则结合样本数据量折中选择为2阶,为保持讨论的一致性,在随后的SVAR模型中均为滞后2阶。

2. 预测误差方差分解。通过以上对总产出的脉冲响应分析可知,不确定性冲击对总产出有着显著的影响。为深入探讨总产出变化的相关因素,本文进行了对总产出的预测误差方差分解。表1显示,对总产出进行向前4个季度的预测,预测方差中有36.17%来自宏观不确定性,36.16%来自产出本身,15.76%来自价格水平。在12个季度后,不确定性对总产出的预测方差为27.84%,价格和货币市场利率对总产出的预测方差分别为12.73%和3.14%。在五年后,不确定性对总产出的预测方差为23.63%,价格和货币市场利率对总产出的预测方差分别为13.82%和3.01%。这些结果表明,尽管随着时间推移,不确定性对总产出的预测方差逐渐减小,但长期来看,产出预测方差仍有近四分之一来自宏观不确定性冲击。总体而言,与Bloom(2009)、Fernández-Villaverde et al.(2011,2015)等研究类似,宏观不确定性冲击在很大程度上可以解释中国经济周期总体波动,是经济衰退的重要因素。

表1 产出的预测误差方差分解(单位:%)

期数	宏观不确定性	总产出	价格	货币市场利率	贷款利率	存款利率
4	36.17	36.16	15.76	2.76	6.34	2.81
8	31.95	41.35	13.20	3.10	5.30	5.09
12	27.84	44.18	12.73	3.14	4.46	7.64
16	25.30	45.62	13.30	3.09	4.00	8.69
20	23.63	46.71	13.82	3.01	3.66	9.18

3. 控制其他传导渠道。一般而言,货币政策传导至实体经济的过程包括四个主要渠道:利率渠道、信贷渠道、资产价格渠道和汇率渠道(Mishkin,1996)。在中国,货币政策调控主要集中在调整M2增长率方面(Chen et al.,2018)。利率渠道通过货币供应量的变化引起货币市场利率的波动,从而影响经济产出。信贷渠道通过影响借款人的金融状况或银行的贷款规模来影响经济产出。资产价格渠道则通过利率渠道影响股票和债券的相对收益,从而影响经济产出。最后,货币政策还可以通过汇率渠道对净出口产生影响。然而,对于中国而言,汇率渠道的经济作用似乎相对较小(盛松成、吴培新,2008;姚余栋、李宏瑾,2013;战明华、李欢,2018)。因此,本文着重考察控制信贷渠道和资产价格渠道的影响。本文借鉴Ramey(1993)的思想,将某一传导渠道变量作为内生变量加入SVAR模型,以此来控制该传导渠道的经济效应。考虑到银行信贷在我国企业外部融资中占据主导地位(姚余栋、李宏瑾,2013),本文选取国内信贷总额作为信贷渠道的代理变量。此外,沪深300指数在中国A股市场总市值中的占比常年高于50%,本文选取沪深300指数作为资产价格渠道的代理变量。

图5和图6分别呈现了在控制信贷渠道和资产价格渠道的情况下,不确定性冲击对总产出的脉冲响应图。当控制信贷渠道或资产价格渠道时,不确定性冲击对总产出的影响规模和持续时间都有所减缓。然而,存款利率和贷款利率的响应相对于货币市场利率仍然较小,主要反映在金融市场利率与货币市场利率之间的利差上。这表明本研究的结果受信贷渠道和资产价格渠道的影响较小。此外,社会融资规模和沪深300指数在不确定性冲击下都显著增加,这也从侧面反映出信贷渠道和资产价格渠道的作用效应。

4. 控制期限结构。考虑到我国企业的间接融资主要以半年至一年期左右的短期融资为主,基准模型中的7天期银行间同业拆借利率与金融市场存贷款利率之间可能存在期限结构的问题。鉴于此,本文考虑了其他期限结构的货币市场利率进行稳健性检验。具体而言,本文分别选取一年期银行间同业拆借利率、一年期上海银行间同业拆借利率和一年期银行间质押式回购利率。本文的结果在控制期限结构后仍然是稳健的。^①

5. 其他稳健性检验。本文还考虑了替换不确定性指标,包括上述主成分分析法获得的宏观不确定性指数、其他提前期数的宏观不确定性指数、Baker et al.(2016)的经济政策不确定性指数,不同

^①控制期限结构结果留存备索。

SVAR模型的滞后阶数以及模型中其他变量排序,进行稳健性检验。^①总体而言,本文的实证分析结果非常稳健。

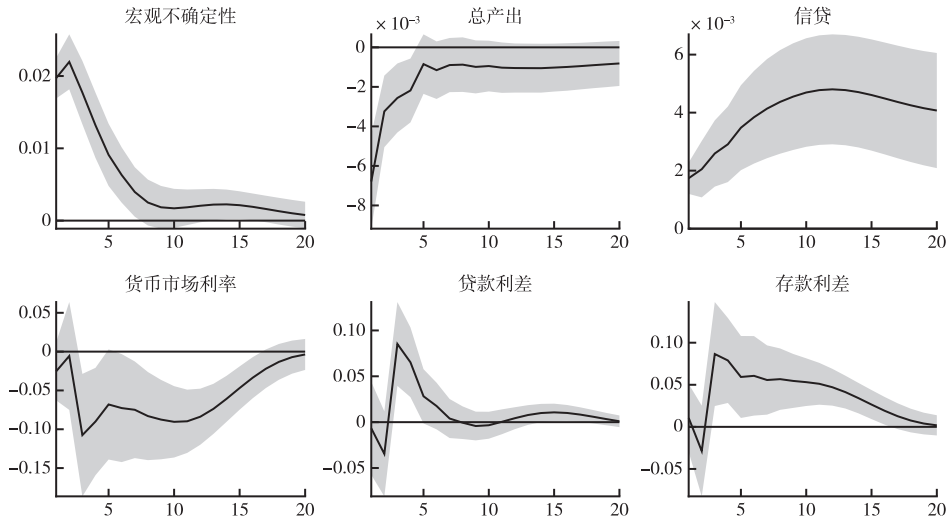


图5 宏观不确定性冲击的脉冲响应(控制信贷渠道)

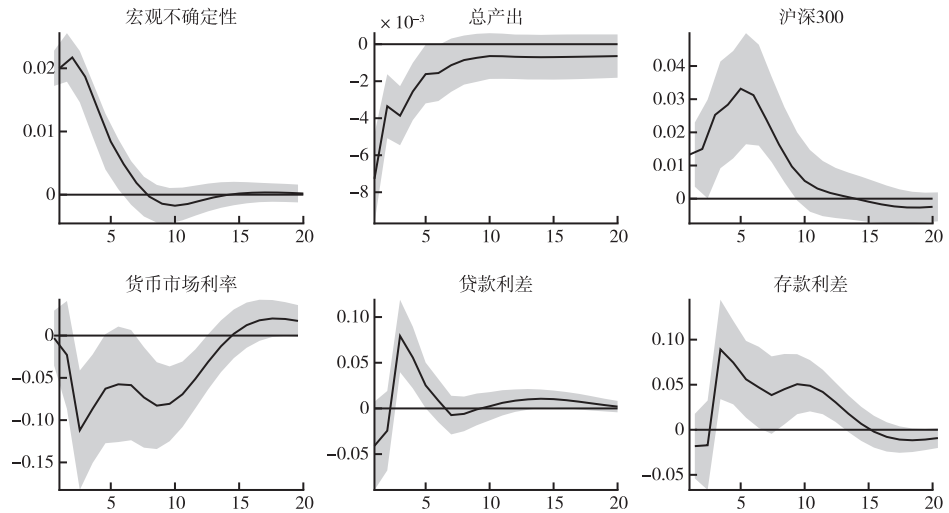


图6 宏观不确定性冲击的脉冲响应(控制资产价格渠道)

四、理论模型分析

为进一步解释前述经验事实和实证分析结果,本文在这一部分构建了一个理论模型,采用包括名义价格刚性和名义工资刚性的NK-DSGE模型框架。在隐性存贷款利率管制下,金融机构吸收存款和向借款人提供贷款时面临更高的利率调整成本。金融机构将这种影响内部化,并在货币政策驱动下缓慢地调整零售利率。本研究将这种双轨制利率体系特征引入到模型中。具体而言,借鉴Gerali et al.(2010)的信贷市场设定,引入具有黏性存款利率的储蓄合同和黏性贷款利率的借款合同。如果存款利率或贷款利率偏离上一时期的利率,则金融机构需要支付二次利率调整成本。此外,为简化分析,本文假设经济体中仅存在两类代理人:家庭 and 企业家。二者之间的关键差异是不耐

^①稳健性结果留存备索。

心的程度,即家庭的贴现率高于企业家。代理人贴现率的异质性决定了均衡中的正向资金流动,即家庭购买正数量的存款而不借贷,企业家仅借贷正数量的贷款而不储蓄。为研究不确定性冲击下货币政策传导不完全的影响,本文在模型中引入了货币当局以制定货币政策,同时引入随机波动率冲击作为宏观不确定性冲击的代理变量。每个银行中介发放的贷款金额可以通过家庭存款和银行资本进行融资,银行资本从利润中积累而来。余下内容详细分析各微观经济主体的最优化问题。

(一)家庭部门

假设经济体由一个无限期生存的垄断竞争家庭的连续统组成,每个家庭 $i \in [0, 1]$ 以工资 $W_{i,t}$ 向劳动力打包者提供差异化的劳动力 $N_{i,t}$, 然后劳动力打包者向中间商品生产商提供复合劳动力投入。工资是粘性的,并与过去和稳态通胀相结合,相对权重由 ι_w 参数化。如果劳动打包者想要改变他们的工资,他们将面临一个由 η_w 参数化的二次调整成本。具体而言,劳动加总技术遵循 Dixit-Stiglitz

形式: $l_t = \left[\int_0^1 (l_{i,t})^{\frac{\epsilon'-1}{\epsilon'}} dj \right]^{\frac{\epsilon'}{\epsilon'-1}}$ 。其中, $l_{i,t}$ 是第 i 个家庭的劳动供给,并且 ϵ' 是不同类型劳动力之间的替代弹性。劳动打包者通过选择 $l_{i,t}$ 最大化利润,得到家庭 i 的劳动需求函数: $l_{i,t} = \left(\frac{w_{i,t}}{w_t} \right)^{-\epsilon'} l_t$ 。

代表性家庭的偏好设定如下:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_h^t Z_t \left[\log(c_{i,t}^h) - a_h \frac{l_{i,t}^{1+\phi}}{1+\phi} \right] \quad (7)$$

其中, $c_{i,t}^h$ 为家庭 i 在 t 时期的消费, a_h 为劳动供给的偏好参数, ϕ 为劳动供给 Frisch 弹性倒数, β_h 为家庭贴现率, Z_t 表示家庭偏好受到的跨期冲击。家庭面临的预算约束为:

$$c_{i,t}^h + d_{i,t}^h = w_{i,t} l_{i,t} + \frac{1+r_{t-1}^d}{\pi_t} d_{i,t-1}^h - \frac{\eta_w}{2} (\pi_t^w - \pi_{t-1}^w \pi_{ss}^{1-\iota_w})^2 w_t \quad (8)$$

其中, $d_{i,t}^h$ 为家庭 i 的存款数量, $w_{i,t}$ 为实际工资率, r_t^d 为存款净利率, $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 为价格通货膨胀率, $\pi_t^w = (w_{i,t}/w_{i,t-1})\pi_t$ 为工资通货膨胀率, π_{ss} 为稳态时期的通货膨胀率, $1 - \iota_w$ 为通胀调整静态占比。代表性家庭关于消费、工资和存款的一阶条件是标准的。

(二)企业家

假设经济体存在一个由连续统 $[0, 1]$ 组成的企业家,他们的效用函数取决于消费 $c_{i,t}^e$, 并具有如下形式:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_e^t \left[\log(c_{i,t}^e) \right] \quad (9)$$

其中, β_e 为企业家贴现率 ($\beta_e < \beta_h$)。第 i 个企业家受到如下的预算约束:

$$c_{i,t}^e + \frac{1+r_{t-1}^{be}}{\pi_t} b_{i,t-1}^e + q_t^k k_{i,t} = r_t^k k_{i,t} + q_t^k (1-\delta) k_{i,t-1} + b_{i,t}^e + J_t^x + J_t^k + J_t^R \quad (10)$$

其中, $b_{i,t}^e$ 和 $k_{i,t}$ 分别为企业家 i 在 t 时期的借款数量和购买的资本数量, r_t^k 为资本回报率, r_{t-1}^{be} 为贷款净利率, q_t^k 为资本品的相对价格, J_t^x 、 J_t^k 和 J_t^R 分别为中间品生产商、资本品生产商和零售商的利润分红。此外,不耐烦的企业家面临借贷约束:

$$(1+r_t^{be}) b_{i,t}^e \leq m^e E_t [q_{t+1}^k \pi_{t+1} (1-\delta) k_{i,t}] \quad (11)$$

其中, m^e 为贷款价值比。企业家的借贷约束将约束在稳定状态附近,即借贷约束是紧的。代表性企业家关于消费、资本和贷款的一阶条件是标准的。

(三) 中间品生产商

完全竞争的中间品生产商从企业家和家庭部门租赁资本和雇佣劳动投入,以C-D生产函数进行生产: $y_{j,t} = A_t (u_{j,t} k_{j,t-1})^\alpha l_{j,t}^{1-\alpha}$ 。其中, $u_{j,t}$ 为资本利用率, A_t 为总生产率冲击。除了生产所需的投入成本外,中间品生产商还面临选择资本利用率 $u_{j,t}$ 的实际成本 $\Psi(u_{j,t}) = \phi_{u1}(u_{j,t} - 1) + \frac{\phi_{u2}}{2}(u_{j,t} - 1)^2$ 和生产过程中的固定成本 Φ_x ,这保证了经济利润在稳定状态下大致等于零,因此排除了企业进入或退出的情况(Christiano et al., 2005)。中间品生产商选择 $l_{j,t}$ 、 $k_{j,t}$ 和 $u_{j,t}$ 来最大化利润,得到劳动需求方程、资本需求方程和资本利用率方程: $w_t = \frac{1-\alpha}{x_t} \frac{y_{j,t}}{l_{j,t}}$, $r_t^k = \alpha A_t k_{j,t-1}^{\alpha-1} l_{j,t}^{1-\alpha} \frac{1}{x_t} - \Psi(u_{j,t})$, $\frac{\alpha y_{j,t}}{x_t k_{j,t-1}} = \Psi'(u_{j,t})$ 。最后,代表性中间品生产商的利润为: $J_t^r = \frac{y_j}{x_t} - w_t l_t - r_t^k k_t - \Psi(u_t) k_{t-1} - \Phi_x$ 。

(四) 资本品生产商

每一期,资本品生产商回购企业家折旧的资本品并进行投资来生产新资本品,同时存在二次投资调整成本。资本积累方程为:

$$k_{j,t} = (1 - \delta) k_{j,t-1} + \left[1 - \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{i_{j,t}}{i_{j,t-1}} - 1 \right)^2 \right] i_{j,t} \quad (12)$$

其中, δ 为资本折旧率。资本品生产商选择投资 $i_{j,t}$ 来最大化贴现利润:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Lambda_{0,t}^e \left\{ q_t^k [k_{j,t} - (1 - \delta) k_{j,t-1}] - i_{j,t} \right\} \quad (13)$$

得到一阶条件:

$$\frac{1}{q_t^k} = 1 - \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 - \eta_i \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right) \frac{i_t}{i_{t-1}} + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}^e \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} \right)^2}{\lambda_t^e \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right)} \eta_i \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} - 1 \right) \frac{q_{t+1}^k}{q_t^k} \right] \quad (14)$$

最后,代表性资本品生产商的利润为: $J_t^k = q_t^k [k_t - (1 - \delta) k_{t-1}] - i_t$ 。

(五) 零售商

零售商品市场被认为具有垄断竞争性质。零售商的价格是黏性的,并与过去和稳态通胀相结合,相对权重由 ι_p 参数化。如果零售商想要改变价格,他们将面临一个由 η_p 参数化的二次调整成本。每一期,零售商 j 从中间品生产商购买中间产品,对其进行差异化生产,并在垄断竞争的市场中将由此产生的中间产品出售给商品包装商,商品包装商将这些中间产品捆绑在一起,形成最终商品: $y_t =$

$\left[\int_0^1 (y_{j,t})^{\frac{\epsilon^y - 1}{\epsilon^y}} dj \right]^{\frac{\epsilon^y}{\epsilon^y - 1}}$ 。其中, ϵ^y 是不同类型中间品之间的替代弹性。包装商通过选择 $y_{j,t}$ 最大化利润得

到需求函数和价格指数: $y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\epsilon^y} y_t$, $P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\epsilon^y} dj \right]^{\frac{1}{1-\epsilon^y}}$ 。

然后,每个零售商 j 选择其差异化商品的名义价格 $P_{j,t}$,以最大化贴现利润:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Lambda_{0,t}^h \left[P_{j,t} y_{j,t} - P_t^w y_{j,t} - \frac{\eta_p}{2} \left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}} - \pi_{t-1}^{\iota_p} \pi_{ss}^{1-\iota_p} \right)^2 P_t y_t \right] \quad (15)$$

得到一阶条件:

$$1 - \epsilon^y + \frac{\epsilon^y}{x_t} - \eta_p (\pi_t - \pi_{t-1}^{\iota_p} \pi_{ss}^{1-\iota_p}) \pi_t + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}^h}{\lambda_t^h} \eta_p (\pi_{t+1} - \pi_t^{\iota_p} \pi_{ss}^{1-\iota_p}) \pi_t \frac{y_{t+1}}{y_t} \right] = 0 \quad (16)$$

最后,代表性零售商的利润为: $J_t^R = y_t \left[1 - \frac{1}{x_t} - \frac{\eta_p}{2} (\pi_t - \pi_{t-1}^{1-p} \pi_{ss}^{1-p})^2 \right]$ 。

(六) 银行体系

每家银行由三家分行组成:一个批发分行和两个零售分行。这两个零售分行负责在垄断竞争的市场上向贷款包装商和存款包装商销售差异化贷款和差异化存款。批发分行管理银行的资本状况,在完全竞争的市场上筹集国内批发贷款和存款。

1. 贷款和存款需求。本文借鉴 Gerali et al. (2010) 假设零售贷款市场和存款市场采用 Dixit-Stiglitz 框架来建模银行业的市场力量。具体而言,假设企业家和家庭购买的贷款合同和存款合同是由稍微不同的金融产品组成的 CES 篮子,每个产品由银行 j 的分行提供。

家庭通过最大化 $\int_0^1 r_{j,t}^d d_{j,t}^h(i) dj$, 受到 $\left[\int_0^1 d_{j,t}^h(i)^{\frac{\epsilon^d-1}{\epsilon^d}} dj \right]^{\frac{\epsilon^d}{\epsilon^d-1}} \leq \bar{d}_t^h(i)$ 约束, 得到存款需求函数: $d_{j,t}^d = \left(\frac{r_{j,t}^d}{r_t^d} \right)^{-\epsilon^d} d_t^h$ 。其中, $\epsilon^d = \frac{\theta^d}{\theta^d - 1}$ 为储蓄合同之间的替代弹性, 存款利率指数为 $r_t^d = \left(\int_0^1 r_{j,t}^d^{1-\epsilon^d} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon^d}}$ 。

企业家的目标在于最小化 $\int_0^1 r_{j,t}^{be} b_{j,t}^e(i) dj$, 其受到 $\left[\int_0^1 b_{j,t}^e(i)^{\frac{\epsilon^{be}-1}{\epsilon^{be}}} dj \right]^{\frac{\epsilon^{be}}{\epsilon^{be}-1}} \leq \bar{b}_t^e(i)$ 约束, 因此得到贷款需求函数: $b_{j,t}^e = \left(\frac{r_{j,t}^{be}}{r_t^{be}} \right)^{-\epsilon^{be}} b_t^e$ 。其中, $\epsilon^{be} = \frac{\theta^{be}}{\theta^{be} - 1}$ 为贷款合同之间的替代弹性, 贷款利率指数为 $r_t^{be} = \left(\int_0^1 r_{j,t}^{be}^{1-\epsilon^{be}} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon^{be}}}$ 。

2. 批发分行。批发分行 j 将银行资本 $k_{j,t}^b$ 和批发存款 $d_{j,t}^b$ 结合起来, 然后在完全竞争的市场上发行批发贷款 $b_{j,t}^b$ 。因此, 批发分行 j 的资产负债表如下: $b_{j,t}^b = d_{j,t}^b + k_{j,t}^b$ 。当资本资产比 $k_{j,t}^b/b_{j,t}^b$ 偏离外生锚定目标 v_b 时, 批发分行将面临一个由 η_b 参数化的二次调整成本。银行资本在名义上按照以下运动规律演变: $\pi_t k_{j,t}^b = (1 - \delta_b) k_{j,t-1}^b + J_t^b$ 。其中, J_t^b 为三家分行的总实际利润, δ_b 衡量了管理银行资本所消耗的资源。假定批发分行可以在利率 r_t 下获得无限制的融资, 因此, 通过套利机制, 批发存款利率将趋向等于货币政策利率。批发分行面临的问题是选择贷款和存款, 以最大化实际现金流的贴现总额:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^h \Lambda_{0,t}^h \left[(1 + r_t^b) b_{j,t}^b - \pi_{t+1} b_{j,t}^b - (1 + r_t) d_{j,t}^b + \pi_{t+1} d_{j,t}^b + \pi_{t+1} k_{j,t+1}^b - k_{j,t}^b - \frac{\eta_b}{2} \left(\frac{k_{j,t}^b}{b_{j,t}^b} - v_b \right)^2 k_{j,t}^b \right] \quad (17)$$

在资产负债表约束下得到一阶条件:

$$S_t^W \equiv r_t^b - r_t = -\eta_b \left(\frac{k_t^b}{b_t^b} - v_b \right) \left(\frac{k_t^b}{b_t^b} \right)^2 \quad (18)$$

其中, S_t^W 是批发分行层面的利差。等式左边表示增加贷款的边际收益, 右边是边际成本。因此, 银行选择的贷款水平在边际上与降低资本资产比的成本和收益相等。

3. 贷款分行。零售贷款分行以利率 r^b 从批发分行获得批发贷款 b^b , 并将其转售给企业家。因此, 每家零售贷款分行 j 都面临着随着时间推移而改变贷款利率的二次调整成本, 这些成本由 η_{be} 参数化, 并与贷款的总回报成比例。零售贷款分行 j 选择贷款利率 $r_{j,t}^{be}$ 以最大化利润:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^l \Lambda_{0,t}^l \left[r_{j,t}^{be} b_{j,t}^e - r_{j,t}^b b_{j,t}^b - \frac{\eta_{be}}{2} \left(\frac{r_{j,t}^{be}}{r_{j,t-1}^{be}} - 1 \right)^2 r_{j,t}^{be} b_{j,t}^e \right] \quad (19)$$

上式受到贷款需求函数的约束,代表性零售贷款分行的一阶条件为:

$$1 + \frac{r_t^b}{r_t^{be}} \epsilon^{be} - \epsilon^{be} - \eta_{be} \left(\frac{r_t^{be}}{r_{t-1}^{be}} - 1 \right) \frac{r_t^{be}}{r_{t-1}^{be}} + \beta_h E_t \left\{ \frac{\lambda_{t+1}^h}{\lambda_t^h} \left[\eta_{be} \left(\frac{r_t^{be}}{r_{t-1}^{be}} - 1 \right) \left(\frac{r_t^{be}}{r_{t-1}^{be}} \right)^2 \frac{b_{t+1}^e}{b_t^e} \right] \right\} = 0 \quad (20)$$

4. 存款分行。类似地,零售存款分行从家庭收取存款 d_t ,并将募集资金出售给批发分行,批发分行以 r_t 利率支付。存款分行在存款需求函数的约束下最大化利润:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Lambda_{0,t}^h \left[r_t d_{j,t}^b - r_{j,t}^d d_{j,t}^b - \frac{\eta_d}{2} \left(\frac{r_{j,t}^d}{r_{j,t-1}^d} - 1 \right)^2 r_t^d d_t \right] \quad (21)$$

代表性零售存款分行的一阶条件为:

$$1 + \frac{r_t}{r_t^d} \epsilon^d - \epsilon^d - \eta_d \left(\frac{r_t^d}{r_{t-1}^d} - 1 \right) \frac{r_t^d}{r_{t-1}^d} + \beta_h E_t \left\{ \frac{\lambda_{t+1}^h}{\lambda_t^h} \left[\eta_d \left(\frac{r_t^d}{r_{t-1}^d} - 1 \right) \left(\frac{r_t^d}{r_{t-1}^d} \right)^2 \frac{d_{t+1}}{d_t} \right] \right\} = 0 \quad (22)$$

5. 银行利润。整体银行利润是批发分行和两个零售分行的净收益之和:

$$J_t^b = r_t^{be} b_t^e - r_t^d d_t^h - \frac{\eta_b}{2} \left(\frac{k_t^b}{b_t^b} - v_b \right)^2 k_t^b - \frac{\eta_{be}}{2} \left(\frac{r_t^{be}}{r_{t-1}^{be}} - 1 \right)^2 r_t^{be} b_t^e - \frac{\eta_d}{2} \left(\frac{r_t^d}{r_{t-1}^d} - 1 \right)^2 r_t^d d_t \quad (23)$$

(七) 货币政策与市场出清

在货币政策规则的选择上,国内学者具有较大争议。为阐释经验事实和实证分析结果,本文假政府采用价格型货币政策规则,通过如下泰勒规则调整货币市场利率:

$$(1 + r_t) = (1 + r_{ss}) \left(\frac{\pi_t}{\pi_{ss}} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{\phi_y} \exp(e_t^r) \quad (24)$$

其中, ϕ_π 和 ϕ_y 分别代表利率对通货膨胀和产出增长的反应系数。 e_t^r 为货币政策冲击,服从均值为 0,标准差为 σ_r 的白噪声。

产品市场的出清条件为:

$$y_t = c_t^h + c_t^e + i_t + \Psi(u_t) k_{t-1} + \delta_b \frac{k_{t-1}^b}{\pi_t} \quad (25)$$

(八) 外生冲击过程

本文考虑了两个随机波动率冲击,作为宏观不确定性冲击的代理,其中全要素生产率和偏好的两个外生过程遵循带有随机波动率的 AR(1) 过程:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + \sigma_t^A \epsilon_t^A \quad (26)$$

$$Z_t = \rho_Z Z_{t-1} + \sigma_t^Z \epsilon_t^Z \quad (27)$$

$$\sigma_t^A = (1 - \rho_{\sigma^A}) \sigma_{ss}^A + \rho_{\sigma^A} \sigma_{t-1}^A + \eta_{\sigma^A} \epsilon_t^{\sigma^A} \quad (28)$$

$$\sigma_t^Z = (1 - \rho_{\sigma^Z}) \sigma_{ss}^Z + \rho_{\sigma^Z} \sigma_{t-1}^Z + \eta_{\sigma^Z} \epsilon_t^{\sigma^Z} \quad (29)$$

其中, $\epsilon_t^i, i \in \{A, Z, \sigma^A, \sigma^Z\}$ 是标准正态分布的独立同分布的冲击过程, σ_t^A 和 σ_t^Z 分别代表供需不确定性, $\epsilon_t^{\sigma^A}$ 和 $\epsilon_t^{\sigma^Z}$ 是相应的不确定性冲击。

五、参数校准与数值模拟分析

(一) 参数校准

本文在数值模拟之前先对上述理论模型涉及的相关结构参数进行校准。参考大部分文献的设定,假定模型稳态通胀为0,即 $\pi=1$ 。耐心家庭的主观贴现率 β_h 设定为0.995,意味着年化无风险利率为2%;企业家的主观贴现率 β_e 设定为0.975。家庭劳动供给的偏好参数设定为1,劳动供给Frisch弹性的倒数 ϕ 取值为0.5。资本折旧率参考国内外常用值,假设年度折旧率为10%,因而季度折旧率 δ 为2.5%。中间品的替代弹性 ε^y 和劳动力供给的替代弹性 ε^l 设定为10,相当于零售商的价格加成和劳动打包者的工资加成为11.1%。价格调整成本系数 η_p 参考Chang et al.(2019)校准为22,工资调整成本系数 η_w 也校准为22。储蓄合同的替代弹性 ε^{bc} 和借款合同的替代弹性 ε^d 分别设定为3.5和-1.5,即 θ^{bc} 和 θ^d 分别为1.4和0.6,这与Gerali et al.(2010)校准的参数相近。贷款利率调整成本系数和存款利率调整成本系数设定为13,银行资本调整成本系数设定为10,投资调整成本系数设定为1。根据纪敏等(2017)的数据,截至2016年11月,我国民营企业的资产负债率约为51%,因而设定企业的贷款价值比 m^e 为0.5。资本产出弹性参考高然等(2018)、周上尧和王胜(2021)设定为0.45。根据银行业金融机构季度总资产和总负债数据计算得到的银行业所有者权益占总资产的比例发现,除金融危机时期外,这一比例逐渐上升,本文根据该比例在2012Q1—2020Q4的平均值,设定银行资本资产比目标 v_b 为0.74,银行管理成本 δ_b 校准为0.0955。货币当局利率规则的相应参数与高然等(2018)保持一致,设定为 $\phi_\pi=2.5, \phi_y=0.17$ 。

(二) 随机波动率

本文分别考虑了技术不确定性冲击和偏好不确定性冲击,以此来代表宏观不确定性冲击的需求和供给层面的影响。首先,由于冲击的随机波动中嵌入了非线性,不能像线性和正态分布冲击那样简单地使用卡尔曼滤波器。因此,本文借鉴Fernández-Villaverde et al.(2011)和Born & Pfeifer(2014)的方法,对带有随机波动率的技术运动过程的相关参数采用序列重要性重采样(SIR)粒子滤波。具体而言,假设 x_t 是一个可观察的AR(1)过程:

$$x_t = \rho x_{t-1} + e^{\sigma_t} v_t, \quad v_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1) \quad (30)$$

其中,不可观察的状态 σ_t 遵循随机波动过程:

$$\sigma_t = (1 - \rho^\sigma) \bar{\sigma} + \rho^\sigma \sigma_{t-1} + \eta \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1) \quad (31)$$

其中, $\bar{\sigma}$ 是 σ_t 的无条件平均值,假设波动率 ε_t 的冲击与水平冲击 v_t 无关。给定初始值 x_0, x^T 的因子化似然可以写成:

$$\begin{aligned} p(x^T; \Theta) &= \prod_{t=1}^T p(x_t | x^{t-1}; \Theta) \\ &= \int p(x_1 | x_0, \sigma_0; \Theta) d\sigma_0 \prod_{t=2}^T \int p(x_t | x_{t-1}, \sigma_t; \Theta) p(\sigma_t | x^{t-1}; \Theta) d\sigma_t \\ &= \int \frac{1}{e^{\sigma_0} \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_1 - \rho x_0}{e^{\sigma_0}}\right)^2\right] d\sigma_0 \\ &\quad \times \prod_{t=2}^T \int \frac{1}{e^{\sigma_t} \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_t - \rho x_{t-1}}{e^{\sigma_t}}\right)^2\right] p(\sigma_t | x^{t-1}; \Theta) d\sigma_t \end{aligned} \quad (32)$$

粒子滤波器的基本思想是利用经验数据生成的模拟分布来近似滤波密度 $p(\sigma_t | x^t; \Theta)$ 。这种分布可以由质量点或粒子形成:

$$p(\sigma_t | x^t; \Theta) \simeq \sum_{i=0}^N \omega_i^t \delta_{\sigma_t}(\sigma_i), \quad \sum_{i=0}^N \omega_i^t = 1, \quad \omega_i^t \geq 0 \quad (33)$$

然后,本文可以使用序列重要性重采样(SIR)方法来更新从时间 t 到 $t+1$ 的粒子,并在 $t+1$ 获得新的滤波分布。^①

在估计之前,须获得全要素生产率增长率数据。为获得全要素生产率增长率数据,本文借鉴郭庆旺和贾俊雪(2005)的索罗残差测算方法和 Chang et al.(2016)整理的的数据得到 1992 年第二季度至 2019 年第四季度的全要素生产率增长率。^②本文使用产能利用率代替资本利用率,计算得到资本利用率调整后的全要素生产率。然后使用单边 HP 滤波器($\lambda=1600$)构建全要素生产率与稳态的偏离。最后,采用序列蒙特卡罗(SMC)方法,通过贝叶斯技术进行估计。表 2 显示了先验分布和后验分布。

表 2 技术冲击过程的先验和后验分布

参数	先验分布			后验分布		
	分布函数	均值	标准差	均值	5%	95%
ρ_A	Beta*	0.90	0.100	0.9717	0.8762	0.9989
ρ_{σ^A}	Beta*	0.90	0.100	0.6347	0.4012	0.8424
η_{σ^A}	Gamma	0.50	0.100	0.0555	0.0240	0.0928
σ_{ss}^A	Uniform	0.05	0.014	0.0246	0.0119	0.0415

注:Beta*表示参数除以 0.999,服从 Beta 分布。

最后,作为不确定性冲击的稳健性检验,带有随机波动率的偏好运动过程的相关参数在中国情景下难以通过估计或矩匹配法获得。鉴于此,本文参考 Basu & Bundick(2017)的参数值,将偏好冲击过程的相关参数取值为 $\rho_z = 0.94, \sigma_{ss}^z = 0.003, \rho_{\sigma^z} = 0.74, \eta_{\sigma^z} = 0.003$ 。

(三)模型求解

Schmitt-Grohé & Uribe(2004)指出,在一阶近似下,冲击仅在一阶矩出现。在考虑线性化方程的预期时,未来冲击的一阶矩依次消失。在二阶近似下,波动冲击的影响作为与其他状态变量的交叉积进入(Fernández-Villaverde et al.,2011)。波动冲击的新息仅在三阶项下出现(Fernández-Villaverde et al.,2010)。因此,本文使用确定性稳态周围的三阶近似来求解模型:

$$\begin{aligned}
 x_t = & \bar{x} + \frac{1}{2} y_{\sigma^2} + \frac{1}{2} \sum_{i=0}^{\infty} (x_i + x_{\sigma^2,i}) e_{t-i} + \frac{1}{2} \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=0}^{\infty} x_{j,i} (e_{t-j} \otimes e_{t-i}) \\
 & + \frac{1}{6} \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=0}^{\infty} x_{k,j,i} (e_{t-k} \otimes e_{t-j} \otimes e_{t-i})
 \end{aligned} \tag{34}$$

由于模拟时间序列的高阶近似解可能导致 x_t 的爆炸路径,因此本文参考 Andreasen et al.(2018)的剪枝算法进行处理。

(四)数值模拟

1. 技术不确定性冲击。图 7 显示了给定一个正向标准差的技术不确定性(即供给不确定性)冲击下,技术波动率、产出、政策利率、贷款利差和存款利差等 12 个宏观经济变量的脉冲响应图。技术不确定性的增加使得技术波动率上升,产出、消费和投资下降。由于存在投资调整成本,投资响应呈现出驼峰状。同时,由于黏性存款利率和粘性贷款利率的设定,存款利率与政策利率的利差以及贷款利率与政策利率的利差均增加。这一发现与实证结果相吻合,表明理论模型较好的阐释了中国在不确定性冲击下的货币政策传导现象。Fernández-Villaverde et al.(2015)认为产出下降的主要原因在于投资的减少以及更高的价格加成,表明企业将生产更少的产出并需求更少的资本。此外,当不确定性较高时,企业如果将价格设定过低,将不利于企业,因为更多的生产单位以较低价格出售。相

^①具体过程参考 Fernández-Villaverde et al.(2011)和 Borm & Pfeifer(2014)的附录。

^②全要素生产率数据留存备案。

比之下,如果价格设定过高,较高的价格会补偿卖出较少生产单位的能力。这种不对称的非线性利润函数使得价格制定者倾向于选择过高的价格并提高他们的价格加成,因为企业当前设定的价格决定了未来改变至新价格的成本。企业向上定价的行为导致初始通货紧缩并未达到峰值水平,同时也减少了零售商对中间产品的需求。随着需求的减少,产出和通货膨胀迅速下降,货币当局的反应是降低政策利率,这在一定程度上抵消了不确定性冲击的负面影响(Born & Pfeifer, 2014),货币当局的这一反应与实证分析的结果一致。

与企业行为相似,银行的利润函数同样具有不对称性。在宏观不确定性上升时,银行通过提高贷款利率或降低存款利率来预防因合同利差而遭受到损失,这是因为银行现在设定的合同利率决定了未来改变至新利率的成本。然而,在双轨制利率体系下,银行的贷款利率存在隐性下限,存款利率存在隐性上限,导致银行调整零售市场利率时面临巨大的成本。金融机构将这一制度内部化,并在模型中表现为黏性存贷款利率特征。由于银行体系存在摩擦,货币政策的传导机制将会削弱,即央行政策利率的变化没有完全传递给私人部门。这导致企业家的借贷成本增加,投资减少,从而使货币当局抵消不确定性冲击的能力受到明显削弱。

为了进一步考察不确定性冲击下货币政策传导的梗阻效应,本文模拟了隐性利率管制放松的情景。图7呈现了在隐性利率管制放松模型下技术不确定性冲击的脉冲响应。^①实线为基准模型,虚线为隐性利率管制放松模型。如图所示,在隐性利率管制放松情景下,零售市场利率的粘性减弱,存款利率和贷款利率在冲击期初明显下降,存贷款利率与政策利率的利差大约为基准模型的一半,这表明货币政策传导效率得到提高。此外,由于货币政策更高效地传导至私人部门,不确定性冲击对投资的负面影响也减小。从两个模型的产出响应来看,隐性利率管制特征在不确定性冲击对实体经济活动影响中扮演了显著的放大角色。从第一期开始,基准模型的产出下降幅度几乎是隐性利率管制放松模型的两倍。总体来说,隐性利率管制的放松促使政策利率更有效地传导至金融市场利率,使经济更快地回到稳态,从而显著削弱了不确定性冲击对经济的影响。

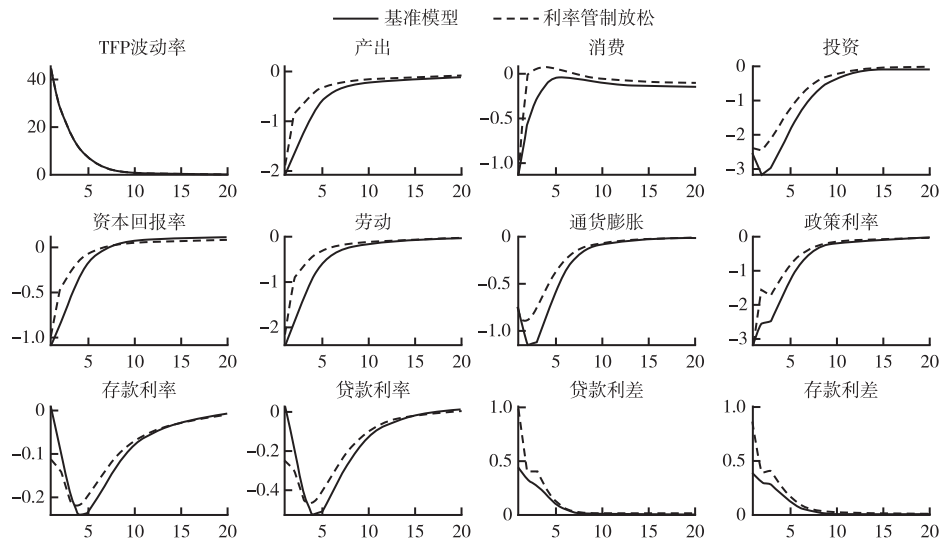


图7 技术不确定性冲击的脉冲响应图

注:IRFs以与随机稳态的百分比偏差衡量。横轴为季度,纵轴为变量变化的百分比或百分点,其中波动率、产出、消费、投资和劳动为变量变化的百分比,资本回报率、通货膨胀、货币市场利率、贷款利差和存款利差为变量变化的百分点。(下同)

^①本文将贷款利率调整成本系数和存款利率调整成本系数下降到10,表示为隐性利率管制放松,这一参数校准值与Gerali et al.(2010)利用欧元区数据估计的参数值相近。

2. 偏好不确定性冲击。作为供给端不确定性冲击的一个稳健分析,本文进一步考察了需求端不确定性冲击的脉冲响应。图8显示了给定一个正向标准差的偏好不确定性(即需求不确定性)冲击下,偏好波动率、产出、政策利率、贷款利差和存款利差等12个宏观经济变量的脉冲响应图。实线表示为基准偏好不确定性冲击模型,虚线表示为隐性利率管制放松下的偏好不确定性冲击模型。与技术不确定性冲击相似,偏好不确定性的增加使得偏好波动率上升,产出、消费和投资下降。通过向上定价偏差渠道,企业向上定价的行为使得通货膨胀呈现驼峰状,同时导致零售商对中间品的需求减少。随着产出和通货膨胀的下降,货币当局通过降低政策利率来抵消不确定性冲击的负面影响。由于隐性利率的管制,零售存款利率和贷款利率存在黏性,存贷款利率与政策利率之间的利差增加。货币政策传导至私人部门的效率低下,货币当局抵消不确定性冲击的能力也受到了明显削弱。在隐性利率管制放松下,零售存款利率和贷款利率对货币政策的响应更加迅速,投资和产出响应峰值大约为基准模型的一半。上述结果表明,与供给不确定性冲击相似,需求不确定性冲击也会通过货币政策传导不完全渠道抵消货币当局扩张性货币政策效应。当政策利率向金融市场利率的传导更加畅通时,不确定性冲击的影响将大大削弱。

总体而言,技术不确定性冲击和偏好不确定性冲击的结果相似,这在一定程度上说明了模型的稳健性。同时,理论模型也较好地解释了前文的经验事实和实证分析结果。

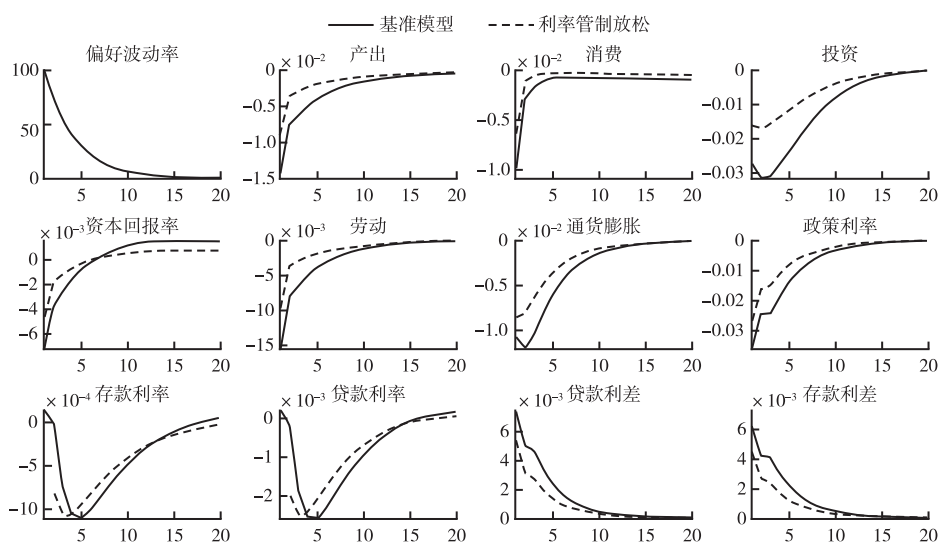


图8 偏好不确定性冲击

六、结论与启示

本文从实证分析和理论模型两个角度深入探讨了宏观不确定性冲击下货币政策传导效率问题,并进一步分析了不确定性如何通过货币政策传导不完全渠道放大了宏观经济波动。在实证分析上,首先通过多个经济和金融层面的宏观数据构建了中国宏观不确定性指数,并运用递归识别的SVAR模型实证分析了不确定性冲击下货币政策传导效率及其对宏观经济活动的影响。在理论方面,通过将双轨制利率体系特征和带有随机波动率的外生过程纳入新凯恩斯DSGE模型,进一步阐释了实证结果。研究结果表明:第一,宏观不确定性的意外增加显著降低了总产出和价格水平。货币当局为应对产出和价格水平的下降采取了积极的货币政策,这表现为货币市场利率的下降。此外,金融市场的存款利率和贷款利率的响应小于货币市场利率且具有滞后性,这一结果非常稳健,表明在不确定性冲击下中国的货币政策利率传导并不畅通。第二,通过预测误差方差分解发现宏

观不确定性冲击是经济衰退的重要原因,产出预测方差中超过四分之一来自不确定性冲击。第三,纳入双轨制利率体系特征和随机波动率冲击的理论模型较好地阐释了经验事实和实证结果,并预测隐性利率管制的放松将提高政策利率向金融市场利率的传导效率,从而显著减弱不确定性冲击的经济影响。

对于中国未来的宏观经济调控和利率市场化改革,本文得出以下重要启示:第一,尽管中国的货币市场利率已经实现了完全市场化,但由于中国人民银行仍然公布存贷款基准利率,并将其作为货币调控和利率管理的关键工具,商业银行在存贷款定价上仍然以基准利率为主要参考,因此中国目前仍存在着隐性的利率双轨制。未来应尽快明确央行短期政策目标利率,稳定其与存贷款基准利率的利差关系,有序推进“两轨并一轨”政策,逐步推进货币价格调控方式转型,以实现深化利率市场化改革的目标,促进中国经济在新常态下的长远健康发展。第二,央行应通过发挥市场利率定价自律机制的作用,进一步完善宏观审慎管理,督促金融机构提高自主定价能力,引导金融机构科学合理定价,维护市场竞争秩序的公平有序。同时,要持续释放LPR改革红利,增强货币政策传导效率,发挥宏观经济稳定器功能。第三,央行应根据国家发展战略的不同阶段和不同的通货膨胀周期,进行必要的利率调控。随着利率管制的基本放开,为货币政策调控框架的转型创造了条件。在推动利率市场化的同时,还要加强对利率的引导和有效调控,建立更完善的金融市场利率传导机制,提高市场化利率传导效率。

参考文献:

- 高然等,2018:《信贷约束、影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第12期。
- 郭庆旺 贾俊雪,2005:《中国全要素生产率的估算:1979—2004》,《经济研究》第6期。
- 郭豫媚 戴贻 彭俞超,2018:《中国货币政策利率传导效率研究:2008—2017》,《金融研究》第12期。
- 纪敏 严宝玉 李宏瑾,2017:《杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验》,《金融研究》第2期。
- 陆军 黄嘉,2021:《利率市场化改革与货币政策银行利率传导》,《金融研究》第4期。
- 马丹 何雅兴 翁作义,2018:《大维不可观测变量的中国宏观经济不确定性测度研究》,《统计研究》第10期。
- 钱雪松 杜立 马文涛,2015:《中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异》,《管理世界》第11期。
- 盛松成 吴培新,2008:《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标,两调控对象”模式研究》,《经济研究》第10期。
- 王博 李力 郝大鹏,2019:《货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动》,《经济研究》第3期。
- 王立勇 纪尧,2019:《财政政策波动性与财政规则:基于开放条件DSGE模型的分析》,《经济研究》第6期。
- 王霞 郑挺国,2020:《基于实时信息流的中国宏观经济不确定性测度》,《经济研究》第10期。
- 王义中 宋敏,2014:《宏观经济不确定性、资金需求与公司投资》,《经济研究》第2期。
- 许志伟 王文甫,2018:《经济政策不确定性对宏观经济的影响——基于实证与理论的动态分析》,《经济学(季刊)》第10期。
- 姚余栋 李宏瑾,2013:《中国货币政策传导信贷渠道的经验研究:总量融资结构的新证据》,《世界经济》第3期。
- 战明华 李欢,2018:《金融市场化进程是否改变了中国货币政策不同传导渠道的相对效应?》,《金融研究》第5期。
- 周上尧 王胜,2021:《中国影子银行的成因、结构及系统性风险》,《经济研究》第7期。
- Andreasen, M. M. et al. (2018), “The pruned state-space system for non-linear DSGE models: Theory and empirical applications”, *Review of Economic Studies*, 85(1):1—49.
- Baker, S. R., N. Bloom & S. J. Davis (2016), “Measuring economic policy uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593—1636.
- Basu, S. & B. Bundick (2017), “Uncertainty shocks in a model of effective demand”, *Econometrica*, 85(3):937—958.
- Bernanke, B. S. (1983), “Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment”, *Quarterly Journal of Economics*, 98(1):85—106.
- Bloom, N. (2009), “The impact of uncertainty shocks”, *Econometrica*, 77(3):623—685.
- Bloom, N. (2014), “Fluctuations in uncertainty”, *Journal of Economic Perspectives*, 28(2):153—176.
- Born, B. & J. Pfeifer (2014), “Policy risk and the business cycle”, *Journal of Monetary Economics*, 68:68—85.
- Chang, C. et al. (2016), “Trends and cycles in China’s macroeconomy”, *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1):1—84.
- Chang, C. et al. (2019), “Reserve requirements and optimal Chinese stabilization policy”, *Journal of Monetary Economics*, 103:33—51.

- Chen, K. et al.(2018), “The nexus of monetary policy and shadow banking in China”, *American Economic Review*, 108(12):3891–3936.
- Chen, K. et al.(2021), “Bank wholesale funding, monetary transmission and systemic risk: Evidence from China”, Emory University Working Paper.
- Christiano, L. J. et al.(2005), “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of Political Economy*, 113(1):1–45.
- Christiano, L. J. et al.(2014), “Risk shocks”, *American Economic Review*, 104(1):27–65.
- Dixit, R. K. et al.(1994), *Investment Under Uncertainty*, Princeton University Press.
- Doshi, H. et al.(2018), “Uncertainty, capital investment, and risk management”, *Management Science*, 64(12): 5769–5786.
- Fernández-Villaverde, J.P. et al.(2010), “Fortune or virtue: Time-variant volatilities versus parameter drifting in U.S. data”, NBER Working Papers, No.w15928.
- Fernández-Villaverde, J. P. et al.(2011), “Risk matters: The real effects of volatility shocks”, *American Economic Review*, 101(6):2530–2561.
- Fernández-Villaverde, J. P. et al.(2015), “Fiscal volatility shocks and economic activity”, *American Economic Review*, 105(11):3352–3384.
- Gerali, A. et al.(2010), “Credit and banking in a DSGE model of the Euro area”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42:107–141.
- Gertler, M. et al.(2020), “Credit booms, financial crises, and macroprudential policy”, *Review of Economic Dynamics*, 37:S8–S33.
- Gilchrist, S. et al.(2014), “Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics”, NBER Working Papers, No.w20038.
- Huang, Y. & P. Luk(2020), “Measuring economic policy uncertainty in China”, *China Economic Review*, 59, No.101367.
- Huang, Z. et al.(2018), “The spillover of macroeconomic uncertainty between the US and China”, *Economics Letters*, 171:123–127.
- Jurado, K. et al.(2015), “Measuring uncertainty”, *American Economic Review*, 105(3):1177–1216.
- Knight, F. H.(1921), *Risk, Uncertainty and Profit*, Houghton Mifflin.
- Lien, D. et al.(2021), “Uncertainty, confidence, and monetary policy in China”, *International Review of Economics and Finance*, 76:1347–1358.
- Liu, E. et al.(2022), “Low interest rates, market power, and productivity growth”, *Econometrica*, 90(1):193–221.
- Mishkin, F. S.(1996), “The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy”, NBER Working Papers, No.5464.
- Ramey, V.(1993), “How important is the credit channel in the transmission of monetary policy?”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:1–45.
- Schmitt-Grohé, S. & M. Uribe(2004), “Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(4):755–775.
- Williams, N. (2012), “Monetary policy under financial uncertainty”, *Journal of Monetary Economics*, 59(5), 449–465.
- Xiang, J. & L. Li(2022), “Monetary policy uncertainty, debt financing cost and real economic activities: Evidence from China”, *International Review of Economics and Finance*, 80:1025–1044.

**Transmission Efficiency of Monetary Policy under Uncertainty Shocks:
Analysis Based on Theoretical and Empirical Evidence**

DU Qunyang^a, ZHOU Fangxing^b and ZHAN Minghua^c

(a: Zhejiang University of Technology, Hangzhou, China;

b: Fudan University, Shanghai, China;

c: Guangdong University of Foreign Studies, Guangdong, China)

Summary: China presents an optimal research setting for investigating the impact of uncertainty shocks on the efficacy of monetary policy transmission. Firstly, as an emerging economy, China has undergone several economic policy reforms, rendering it susceptible to policy uncertainty shocks. Consequently, these shocks may have significant macroeconomic implications throughout the economic cycle. Secondly, China is the second-largest economy and a pivotal player in international trade, and its increasing openness not only subjects its domestic economy to internal uncertainty shocks but also amplifies the spillover effects of international uncertainty, rendering China's macro-uncertainty somewhat distinctive. Thirdly, the predominant reliance of Chinese firms on indirect financing through bank loans, as opposed to equity financing, extends the reach of monetary policy into the real sector. Additionally, while interest rates in most advanced economies have persistently lingered near the zero lower bound in recent years, China's conventional monetary policy retains greater maneuverability due to its room for adjustment. Lastly, since the mid-1990s, China has progressively embraced interest rate deregulation. Despite the full marketization of money market interest rates, there remains an inadequacy in the deregulation of RMB lending and deposit interest rates.

This paper undertakes a comprehensive examination of the efficiency of monetary policy transmission in the presence of macro-uncertainty shocks from perspectives of both empirical analysis and theoretical modeling. This paper further investigates how uncertainty magnifies macroeconomic fluctuations through an incomplete channel of monetary policy transmission. In the realm of empirical analysis, we construct China's macro-uncertainty index using data at various economic and financial levels. The empirically efficient SVAR model is then employed to scrutinize the impact of uncertainty shocks on monetary policy transmission and their repercussions on macroeconomic activities. On the theoretical front, the empirical findings are expounded by incorporating the features of the two-track interest rate system and introducing exogenous processes with stochastic volatility into the New Keynesian DSGE models.

Our findings indicate that an unexpected surge in macroeconomic uncertainty substantially diminishes aggregate output and the price level. In response to the downturn in output and prices, the monetary authority proactively implements monetary policy adjustments, which is manifested in a reduction in money market interest rates. Moreover, the response of deposit and lending rates in the financial market lags behind that of the money market interest rates, implying a non-smooth transmission of monetary policy interest rates under uncertainty shocks in China. Additionally, the forecast error variance decomposition underscores the significance of macro-uncertainty shocks as a causal factor in economic downturns, contributing to over a quarter of the output forecast variance. The theoretical model, which incorporates the characteristics of the two-track interest rate system and stochastic volatility shocks, provides a more nuanced explanation of the empirical facts and results. Furthermore, the model predicts that the deregulation of implicit interest rates will enhance the efficiency of policy interest rate transmission to financial market rates, thereby substantially mitigating the economic impact of uncertainty shocks.

The analysis in this paper yields significant insights. Despite the full marketization of China's money market interest rates, an implicit two-track system persists due to that the benchmark deposit and lending rates published by the People's Bank of China remain pivotal tools for monetary control and interest rate management. Commercial banks, in turn, continue to reference these benchmark rates when pricing their deposits and loans. A crucial recommendation for the future involves the central bank promptly defining the short-term policy target interest rate, stabilizing the spread between this rate and benchmark rates for deposits and loans, and systematically advancing the "two-track and one-track" policy. Gradual implementation of these measures will facilitate the transformation of the monetary price control paradigm, foster deeper interest rate market-oriented reform, and support the sustained and healthy development of China's economy in the new normal.

Keywords: Uncertainty Shocks; Monetary Policy Transmission; Macroeconomic Fluctuations; Interest Rate Marketization

JEL Classification: C5, E32, E59

(责任编辑:金禾)

(校对:木丰)