

内生不确定性、货币政策与中国经济波动

祝梓翔, 高然, 邓翔

[摘要] 不确定性已成为中国经济下行的重要原因,已有研究多将不确定性视为外生因素。本文尝试探讨不确定性的内生性以及货币政策对不确定性的影响。本文通过估计一个具有“双向反馈”机制的均值波动率SVAR模型,从实证上分析货币政策对波动率的影响。结果显示:正向货币政策冲击在推高总需求的同时降低了产出和通货膨胀的波动率;货币政策冲击对波动率的解释比重在5%以上;关闭波动率的内生反馈机制会弱化货币政策的效果。接着,本文构建了一个包含信贷约束和数量型货币政策规则的新凯恩斯DSGE模型,从理论上解释和拟合货币政策对波动率的影响。结果显示:正向货币政策冲击能够降低宏观变量的波动率,关闭不确定性的影响会弱化货币政策的刺激效应;不确定性的状态依存特征是正向货币政策冲击减少不确定性的关键机制;经济主体的风险厌恶偏好、信贷约束程度、货币政策惯性决定了货币政策冲击对不确定性的影响,其中信贷约束是最重要的影响渠道。本文认为,扩张性的货币政策与“去杠杆”并不矛盾,是应对不确定性的有效措施。本文对于理解中国经济不确定性成因、缓解不确定性的负面影响具有重要意义。

[关键词] 货币政策; 不确定性的内生性; 均值波动率模型; 信贷约束

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)02-0025-19

一、问题提出

近年来,中国经济持续下行。国家统计局数据显示,2019年第三季度GDP实际增速仅为6.0%,比2018年同期要低0.5%。为了应对经济下行,2019年9月中国人民银行下调金融机构存款准备金率0.5个百分点,逐步向市场释放更多流动性,缓解下行压力。中国经济下行有多方面原因:外部不利因素,包括美国乃至全球经济生产率增速下降和贸易保护政策;内部不利因素,包括人口红利消失、技术进步放缓等。与此同时,中国经济面临的不确定性因素也越来越多(Huang et al., 2018; 许志伟和王文甫, 2018; 王博等, 2019)。2019年第二季度发布的《中国货币政策执行报告》指出,当前内外部不确定不稳定因素有所增加,经济仍存在下行压力。不确定性导致企业和家庭增加预防性储蓄,降低消费和投资(Bloom, 2009, 2014),加剧经济下行。简言之,不确定性是中国经济下行的重要

[收稿日期] 2019-09-10

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“中国的人口、人口转变和经济增长”(批准号71673194);中国博士后科学基金特别资助项目“信贷约束与中国金融经济周期”(批准号2019T120827);四川省社会科学“十三五”规划项目“中国宏观不确定性的估计与影响分析研究”(批准号SC19C026)。

[作者简介] 祝梓翔,四川大学经济学院副教授,经济学博士;高然,四川大学经济学院助理研究员,经济学博士;邓翔,四川大学经济学院教授,经济学博士。通讯作者:高然,电子邮箱:gaoran@scu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的意见,文责自负。

原因之一。

尽管经济中存在各种不确定性因素,但学术界对不确定性没有给出统一的定义,在大多数情况下,波动率就是不确定性。主观上,不确定性源于不完全信息;客观上,不确定性来自预料之外的事件或波动。传统观点认为,不确定性是不可度量的风险(Bloom,2009;Decker et al.,2016),也称为模糊性。作为一个抽象的概念,不确定性不是传统意义上的宏观变量(如GDP、居民消费、投资等),因为不可直接观测,只能基于特定的数据和方法估计,目前大部分不确定性指数只是不确定性的代理变量。Bloom(2014)认为股票指数或GDP波动率可以代表不确定性,因为波动率越大意味着经济越难预测。但Jurado et al.(2015)认为简单波动率包含了经济主体预测到的部分,而不确定性应该是经济指标中不可预测的共同波动。简言之,不确定性是指经济主体无法准确预测未来的发展变化,不可预测性是不确定性的核心特征。

随着研究的深入,经济学家不满足于将不确定性视为纯外生的事物,逐渐把目光转向不确定性的根源。虽然大部分研究将不确定性视为外生,但不确定性可能是内生的。理论上,不确定性不太可能无缘无故的增加,其变化源于多种因素:①坏消息或异常事件(Fostel and Geanakoplos,2012;Kozeniasukas et al.,2018),如贸易摩擦、英国“脱欧”、局部战争等,坏消息或异常事件通常会引发较大的预测偏差,是形成逆周期不确定性的关键;②经济形势恶化(Decker et al.,2016;Fajgelbaum et al.,2017),经济下行时期伴随着经济活动减少,导致信息的生成和扩散减少,如投资水平下降减少了企业所获信息量,不确定性增加;③经济政策的变化(Mumtaz and Theodoridis,2019),如财政政策、货币政策、贸易政策的调整,经济政策可能影响经济主体的信心和金融市场状态,由此改变经济不确定性;④经济主体心理状态或风险厌恶偏好的变化(Bachmann and Moscarini,2012;Tian,2015),毕竟不确定性是经济主体对未来的主观评价,当经济衰退造成企业经营困难甚至没有退路时(Nothing to Lose),反而可能激发企业的冒险行为,如选择风险较大的项目和进行频繁的定价实验,由此产生企业层面的不确定性。

实证上,尽管不确定性与经济衰退常常相伴(Bloom,2014),但两者的因果关系仍不明确。一些学者认为不确定性造成经济衰退。从企业层面看,不确定性导致企业“等等看”,推迟招聘和投资(Bloom,2009),引发金融市场收紧;从消费者层面看,不确定性可能引发预防性储蓄和风险厌恶偏好(Fernández-Villaverde et al.,2011;Fernández-Villaverde et al.,2015;Basu and Bundick,2017)。然而,关于不确定性究竟是经济周期的外生因素还是经济周期的“附带产物”,现有研究尚未有统一的结论。Bachmann et al.(2013)最早从实证上讨论不确定性的内生性。基于常规SVAR模型和长期零约束假设,他们认为高不确定性是经济衰退的结果而非原因,衰退可被视为经济活动的特殊“中断”时期,重新建立这些关系可能产生不确定性。Ludvigson et al.(2020)认为已有的SVAR识别方法不足以识别不确定性的内生性,因此,采用了一种新型冲击约束法识别不确定性冲击,发现宏观不确定性是内生的,金融不确定性是外生的。不同于Ludvigson et al.(2020),Carriero et al.(2018)基于均值波动率SVAR模型,通过利用宏观数据的异方差性识别不确定性和经济变量的双向因果关系,发现宏观不确定性具有较强的外生性,但金融不确定性是部分内生的。Carriero et al.(2018)认为金融不确定性的内生性更符合金融指标作为“快速变量”这一事实,即金融变量对宏观冲击作出同期响应。总之,在实证领域,有关内生性的研究分歧较大,目前还处于起步阶段。

对中国经济而言,不确定性同样是客观存在的问题。一些研究发现不确定性对中国经济产生负面影响(许志伟和王文甫,2018;黄卓等,2018;Huang et al.,2018;王博等,2019),这些研究将不确定性视为外生或前定。然而正如前文所述,不确定性未必是外生的,不确定性和经济衰退相伴并不

能由此得到两者的因果关系:不确定性冲击可能驱动经济周期波动并改变经济政策,经济周期波动或经济政策调整也可能影响不确定性。目前鲜有研究从实证和理论上讨论中国经济不确定性的成因。事实上,理解不确定性成因、寻找不确定性解决办法已成为决策者和理论界关注的重要问题。

2019年第二季度发布的《中国货币政策执行报告》明确表明中国人民银行要采取稳健的货币政策,灵活运用多种措施应对国内外各种不确定性因素。显然,决策者已经意识到积极的货币政策是应对不确定性的重要手段。事实上,不少研究表明,货币政策和不确定性之间存在密切联系:①货币政策本身可能是不确定性的来源(Creal and Wu,2017;许志伟和王文甫,2018;王博等,2019),货币政策不确定性通过金融市场摩擦、实物期权、粘性价格等机制引起经济下行;②货币政策影响着其他不确定性冲击的传导,如零利率下限时期不确定性的影响效果更大(Fernandez-Villaverde et al.,2015;Basu and Bundick,2017)。然而,这些研究都将不确定性视为外生因素,没有讨论货币政策对不确定性的影响。《中国货币政策执行报告》明确提出要缓解银行信贷供给面临的流动性、利率和资本约束,引导市场利率整体下行^①。信贷约束放松和市场利率下行意味着宽松的货币政策,那么宽松的货币政策真的能够减轻不确定性吗?本文尝试从实证和理论两方面探讨货币政策对中国经济不确定性的影响,以此提供对不确定性的新认识和解决办法。

本文的结构安排如下:第二部分基于均值波动率SVAR模型估计了货币政策对宏观变量波动率的影响,以此提供货币政策对不确定性影响的经验证据;第三部分构建了融合信贷约束和数量型货币政策规则的DSGE模型,以此提供货币政策对不确定性影响的理论解释;最后为结论和启示。

二、货币政策对不确定性影响的实证分析

为了从实证上分析货币政策对不确定性的影响,本部分估计了一个小规模均值波动率SVAR模型。模型中每个变量的方差服从随机波动率,可视为经济的不确定性,受到内生变量的影响;模型的随机波动率进入内生变量的条件均值,于是随机波动率和内生变量之间具有双向“反馈效应”。均值波动率模型广泛应用于最新的不确定性研究中(Carriero et al.,2018;Creal and Wu,2017;Mumtaz and Theodoridis,2019),这种方法显著区别于“两步法”(Jurado et al.,2015;Ludvigson et al.,2020),即先测度不确定性,然后估计不确定性的影响。目前关于中国的不确定性研究大多使用“两步法”(Huang et al.,2018;黄卓等,2018)^②,少有文献使用均值波动率模型研究中国经济不确定性问题。更重要的是,鲜有文献研究中国经济不确定性的双向因果关系,即宏观变量的条件波动率同样可能受到一阶冲击的影响。

1. 基准模型

下文加粗变量表示向量或矩阵,不加粗变量表示标量。模型的观测方程如下:

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{c} + \sum_{j=1}^P \boldsymbol{\beta}_j \mathbf{Z}_{t-j} + \sum_{k=1}^K \mathbf{b}_k \tilde{\mathbf{h}}_{t-k} + \boldsymbol{\Omega}_t^{1/2} \mathbf{e}_t \quad (1)$$

其中, $\mathbf{e}_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I}_N)$, \mathbf{Z}_t 表示 $N \times 1$ 维内生变量, $\tilde{\mathbf{h}}_t$ 表示 $N \times 1$ 维对数随机波动率向量, $\boldsymbol{\beta}_j$ 和 \mathbf{b}_k 各自表示 $N \times N$ 维系数矩阵, \mathbf{I}_N 表示 $N \times N$ 维单位矩阵。假设VAR模型残差的协方差矩阵是时变的:

① 中国人民银行副行长刘国强在2019年8月的国务院政策例行吹风会中强调要降低实际利率水平,深化利率市场化改革,推行新的贷款市场报价利率(Loan Prime Rate, LPR),使市场基准利率和实体经济感知利率保持一致(网址:<http://www.gov.cn/xinwen/2019zccfh/56/index.htm>)。

② 其他研究政策不确定性的文献本质上也是“两步法”,在此不一一列举。

$$\boldsymbol{\Omega}_t = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{H}_t \mathbf{A}^{-1'} \quad (2)$$

$$\mathbf{H}_t = \text{diag}(\exp(\tilde{\mathbf{h}}_t)) \quad (3)$$

其中, \mathbf{H}_t 是 $N \times N$ 维对角矩阵, 对角元素为相互正交的随机波动率。对角元素组成向量 $\tilde{\mathbf{h}}_t = [h_{1,t}, h_{2,t}, \dots, h_{N,t}]$ 。通过对矩阵 \mathbf{A} 施加约束, 可识别货币政策冲击。假设 $\tilde{\mathbf{h}}_t$ 同时受到自身一阶滞后和内生变量 \mathbf{Z}_t 滞后值的影响, 于是随机波动率 $\tilde{\mathbf{h}}_t$ 的转移方程表示如下:

$$\tilde{\mathbf{h}}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\theta} \cdot \tilde{\mathbf{h}}_{t-1} + \sum_{j=1}^L \mathbf{d}_j \cdot \mathbf{Z}_{t-j} + \boldsymbol{\eta}_t \quad (4)$$

其中, $\boldsymbol{\eta}_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{Q})$, $E(\boldsymbol{\eta}_t) = 0$ 。 $\boldsymbol{\alpha}$ 表示 $N \times 1$ 维常数向量, $\boldsymbol{\theta}$ 表示 $N \times N$ 维系数矩阵。 \mathbf{d}_j 表示 $N \times N$ 维系数矩阵, 这是水平结构冲击 \mathbf{e}_t 对 $\tilde{\mathbf{h}}_t$ 产生影响的主要渠道, 也是水平结构冲击 \mathbf{e}_t 影响内生变量 \mathbf{Z}_t 无条件方差的主要原因。换句话说, 方程(1)的项 $\sum_{k=1}^K \mathbf{b}_k \tilde{\mathbf{h}}_{t-k}$ 和方程(4)的项 $\sum_{j=1}^L \mathbf{d}_j \mathbf{Z}_{t-j}$ 使得内生变量和波动率之间存在“双向反馈”关系。通过对矩阵 \mathbf{A} 设置合适的约束, 可计算货币政策冲击对随机波动率 $\tilde{\mathbf{h}}_t$ 和对数无条件方差 $\log(\text{var}(\mathbf{Z}_t))$ 的脉冲响应函数。

2. 数据和估计

(1)数据。本文选取工业增加值、CPI 和 M2 三个月度频率宏观数据作为观测变量, 样本区间为 2000 年 1 月至 2019 年 6 月, 数据来自中经网。所有数据转换为同比增长率, 同时剔除季节性和春节效应。选取 2000 年 1 月至 2004 年 12 月的数据作为训练样本, 估计部分参数的先验值和初始值。

(2)先验设计。①VAR 模型系数向量 $\boldsymbol{\Gamma}$ 。令 $\boldsymbol{\Gamma} = \text{vec}([\mathbf{c}; \boldsymbol{\beta}_j; \mathbf{b}_k])$ 表示 VAR 模型系数, 假设 $\boldsymbol{\Gamma}$ 的先验服从正态分布 $N(\boldsymbol{\Gamma}_0, \mathbf{P}_0)$, 其中, $\boldsymbol{\Gamma}_0 = (\mathbf{x}_d' \mathbf{x}_d)^{-1} (\mathbf{x}_d' \mathbf{y}_d)$, $\mathbf{P}_0 = \mathbf{S} \otimes (\mathbf{x}_d' \mathbf{x}_d)^{-1}$, \mathbf{S} 表示对角矩阵, 来自训练样本的方差估计值, \mathbf{x}_d 和 \mathbf{y}_d 表示虚拟观测变量。②矩阵 \mathbf{H}_t 的对角元素 $\tilde{\mathbf{h}}_t$ 。令 $\hat{\boldsymbol{\nu}}^{ols}$ 表示 VAR 模型协方差矩阵的 OLS 估计值, 来自训练样本。 $\tilde{\mathbf{h}}_t$ 的先验设为 $\log \tilde{\mathbf{h}}_0 \sim N(\log \boldsymbol{\mu}_0, \mathbf{I})$, 其中, $\boldsymbol{\mu}_0$ 表示协方差矩阵 $\hat{\boldsymbol{\nu}}^{ols}$ 下三角分解后的对角元素。③矩阵 \mathbf{A} 。矩阵 \mathbf{A} 的非对角元素的先验设为 $\mathbf{A}_0 \sim N(\hat{\mathbf{a}}^{ols}, 100\mathbf{I})$, 其中, $\hat{\mathbf{a}}^{ols}$ 表示协方差矩阵 $\hat{\boldsymbol{\nu}}^{ols}$ 的非对角元素, 每一行通过对角元素标准化, \mathbf{I} 表示单位矩阵。④转移方程(4)的参数 $\{\boldsymbol{\theta}, \mathbf{d}_j, \mathbf{Q}\}$ 。假设每个对数随机波动率的先验服从 AR(1)过程, 不受 \mathbf{Z}_{t-j} 的影响, 转移方程的系数和误差协方差矩阵通过虚拟变量获得。

(3)后验抽样。本文采用吉布斯抽样算法获得后验分布。详细过程参考 Mumtaz and Theodoridis (2019)。对每次估计, 本文采用 50000 次迭代抽样, 将前 45000 次丢弃。

(4)滞后阶数。滞后阶数太少, 模型不能很好的捕捉数据的动态特征; 滞后阶数太多, 模型可能“过度参数化”。中国的时间序列相对较短, 滞后阶数不宜选取过长。由于本文的随机波动率模型较为特殊, 目前没有标准的滞后阶数检验方法, 因此, 本文采取“两步法”确立滞后阶数: ①对于内生变量的滞后阶数 P , 采用传统的线性 VAR 模型滞后阶数检验方法, AIC、BIC 和 HQC 的最优滞后阶数分别为 8、1、2, 由于中国的样本偏短, 本文将滞后阶数 P 设为 6; ②给定内生变量的滞后阶数 P 后, 采取偏离准则 (Deviation in Criterion, 简称 DIC) 确立观测方程(1)中随机波动率的滞后阶数 K 和转移方程(4)中内生变量的滞后阶数 L 。DIC 是一种复合指标, 一方面“鼓励”模型的拟合效果, 另一方

面“惩罚”模型的过度拟合性^①。DIC 值越小,模型越适合数据^②。

(5)识别约束。需要指出的是,第二步的 DIC 检验需要首先确立货币政策冲击的识别方法。为确保结果稳健,本文分别采用递归约束和符号约束两种方式,正文中仅列出递归约束结果。对于递归约束,本文将 M2 排在末位,即外生的货币政策冲击对产出和通货膨胀(简称通胀)没有同期影响,但 M2 对产出和通胀作出同期响应。对于符号约束,假设扩张性的货币政策冲击对当期产出和通胀的影响方向为正。

3. 数量结果

(1)脉冲响应。通过蒙特卡洛积分,可计算货币政策冲击对内生变量对数方差 $\log(\text{var}(\mathbf{Z}_t))$ (也称为波动率)的脉冲响应函数。脉冲响应定义为以下两个条件期望的差值:

$$IRF_t = E(\log(\text{var}(\mathbf{Z}_{t+k})) | \Psi_t, \mathbf{Z}_{t-1}, \mu) - E(\log(\text{var}(\mathbf{Z}_{t+k})) | \Psi_t, \mathbf{Z}_{t-1}) \quad (5)$$

其中, Ψ_t 表示模型参数, μ 表示货币政策冲击。方程(5)右边第一项表示以结构冲击 μ 为条件,对数波动率的预测值。第二项表示以结构冲击等于零为条件,对数波动率的基准预测值。由方程(4)可知,内生变量的波动率取决于结构冲击。通过对非线性 VAR 模型的随机模拟,可近似获得(1)式的两个条件期望。本文重复 500 次吉布斯抽样,对每次抽样,采用 100 次随机模拟计算脉冲响应函数 IRF_t 。

图 1 展示了两种识别约束下正向货币政策冲击的脉冲响应函数。如图 1 第一行所示,当出现一单位正向货币政策冲击时,工业增加值和 CPI 都出现显著的正向“驼峰状”偏离,工业增加值于 10 个月左右到达峰值,CPI 于 18 个月左右到达峰值,这和理论预期一致。如图 1 第二行所示,货币政策冲击同时引起工业增加值、CPI 和 M2 时变方差的负向“驼峰状”偏离,负向偏离于 10 个月左右到达最低点。换句话说,正向的货币政策冲击兼具刺激效应和稳定效应,货币政策引起宏观变量的波动率下降,降低了经济的不确定性。

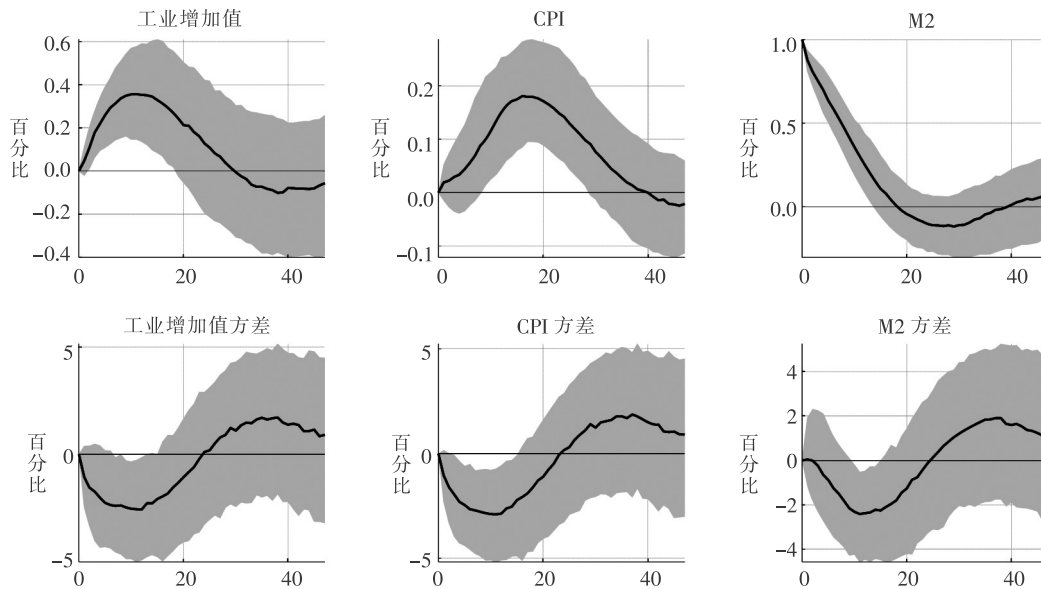


图 1 货币政策冲击脉冲响应(递归约束)

注:阴影部分表示 68%置信区间。样本区间为 2000 年 1 月至 2019 年 6 月。

① 一般而言,更多的滞后阶数可能会加强模型的拟合效果,但会导致模型过度参数化。

② DIC 检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

(2) 方差分解。图 2 展示了货币政策冲击对主要宏观变量预测误差方差的解释比重, 黑色实线表示中位数曲线, 阴影部分表示 68% 置信区间。如图 2 所示, 货币政策冲击对工业增加值的解释比重随着期数的增加而增加, 中位数值在第 10 期超过 5%, 远期低于 10%, 然而置信区间较大, 远期保持在 3%—20% 左右。货币政策冲击对通胀的解释比重长期超过 10%, 置信区间同样较大, 维持在 5%—20% 左右。货币政策冲击对工业增加值和通胀波动率的解释比重同样随着期数的增加而增加, 中位数值长期超过 5%, 置信区间的长期值维持在 3%—15% 左右。整体上, 货币政策冲击对宏观变量的水平值和波动率具有一定解释力, 但解释比重低于 10%。

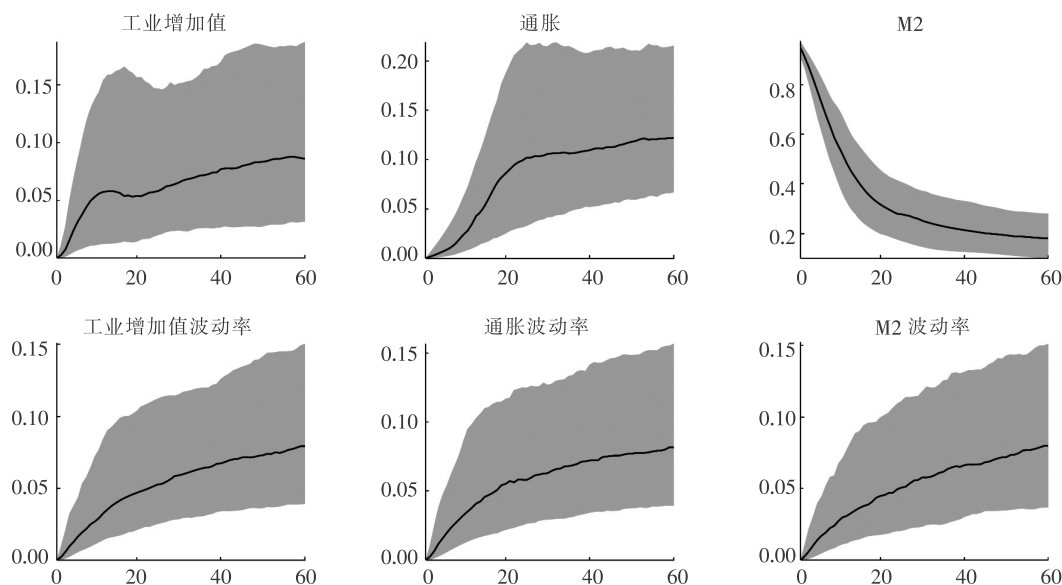


图 2 预测误差方差分解(递归约束)

注: 阴影部分表示 68% 置信区间。

(3) 比较分析。为了考察波动率反馈机制在货币政策传导中的作用, 在基准模型外, 本文还估计了受约束模型。在受约束模型中, 假设水平冲击对波动率的影响为零, 即令 $d_j=0$ 。当关闭波动率对内生变量的反馈机制后, 波动率成为一个纯外生的过程, 模型退化为 Creal and Wu (2017) 的形式。如图 3 所示, 黑色实线表示基准模型的脉冲响应曲线, 虚线表示受约束模型的脉冲响应曲线。整体上, 不论工业增加值还是 CPI, 受约束模型脉冲响应函数的正向偏离幅度比基准模型更小。上述结果表明, 波动率的内生反馈机制强化了货币政策冲击的水平效应。换句话说, 当正向货币政策冲击引起宏观变量的波动率下降时, 宏观变量的正向偏离更大。

三、货币政策对不确定性影响的理论解释

为了从理论上解释货币政策冲击对宏观波动率的影响, 本文构建了一个包含金融摩擦的新凯恩斯 DSGE 模型, 重点分析货币政策影响不确定性的三个渠道: ①经济主体的风险厌恶偏好; ②信贷约束引起的信贷摩擦; ③货币政策惯性。假设经济中存在两类家户: 一类为“储蓄型”家户, 提供劳动和借出贷款, 可视为耐心家户, 用下标“ H ”表示; 另一类为“投资型”企业主, 提供资本和借入贷款, 类似于非耐心家户, 用下标“ E ”表示。模型在两类家户的效用函数中都引入实际货币余额, 同时假设中央银行实施数量型货币政策规则。

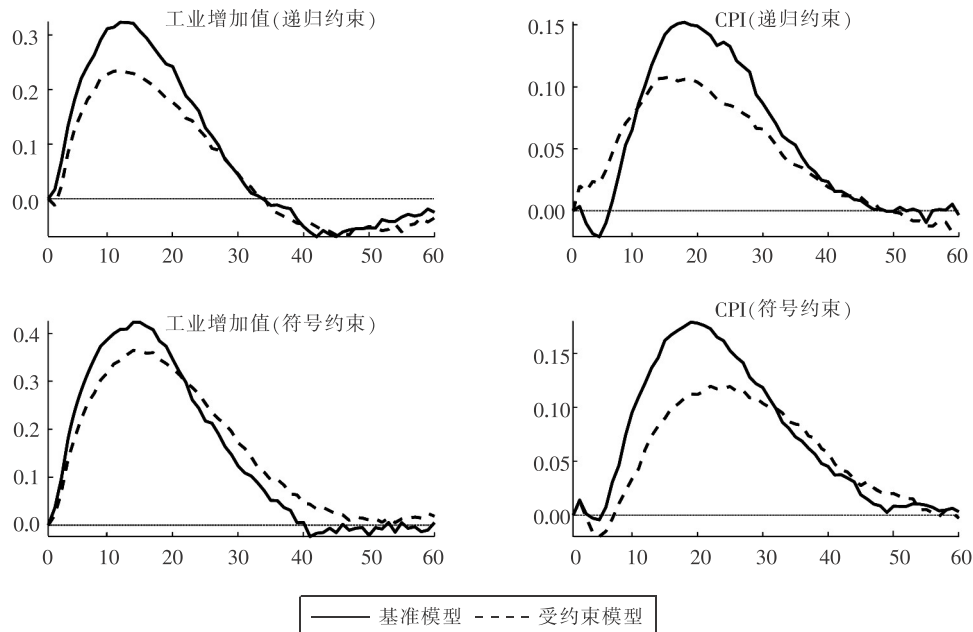


图3 受约束模型脉冲响应比较

1. 基准模型

(1) 家户。家户的效用取决于消费 $C_{H,t}$ 、劳动 N_t 和实际货币余额 $\frac{M_{H,t}}{P_t}$ 。为了更好的分析数量型货币政策规则,参考 Ireland(2001),效用函数设为不可分形式:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_H \left[\frac{\gamma_H}{\gamma_H - 1} \cdot \frac{\left[(C_{H,t} - b_H C_{H,t-1})^{\frac{\gamma_H - 1}{\gamma_H}} + \left(\frac{M_{H,t}}{P_t} \right)^{\frac{\gamma_H - 1}{\gamma_H}} \right]^{1 - \sigma_H}}{1 - \sigma_H} - \chi_N \cdot \frac{N_t^{1 + \eta}}{1 + \eta} \right] \quad (6)$$

其中, $0 < \beta_H < 1$ 表示家户的折现率。 σ_H 表示家户的风险厌恶参数,也表示跨期替代弹性的倒数。 $\gamma_H > 0$ 表示货币需求利率弹性的绝对值。 $0 < b_H < 1$ 表示消费习惯形成参数。 $\eta > 0$ 表示劳动供给弹性的倒数。 χ_N 表示劳动的效用系数。 $M_{H,t}$ 表示名义货币余额。 P_t 表示最终品价格水平。家户的预算约束为:

$$C_{H,t} + B_{H,t} + \frac{M_{H,t}}{P_t} + T_t \leq W_t N_t + R_{t-1} \frac{B_{H,t-1}}{\Pi_t} + \frac{M_{H,t-1}}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} \quad (7)$$

家户支出包括消费 $C_{H,t}$ 、新购的一期无风险债券 $B_{H,t}$ 、实际货币余额 $\frac{M_t}{P_t}$ 和一次性总付税 T_t , 收入包括来自中间品企业的劳动收入 $W_t N_t$ 、到期债券 $R_{t-1} \frac{B_{H,t-1}}{\Pi_t}$ 、上期的实际货币余额 $\frac{M_{H,t-1}}{P_t}$ 和来自中间品企业的实际利润 $\frac{D_t}{P_t}$ (假设中间品企业为家户拥有)。 W_t 表示工资率, R_t 表示无风险债券利率, $\Pi_t \equiv P_t / P_{t-1}$ 表示通货膨胀率。家户在上述预算约束下,通过选择 $\{C_{H,t}, B_{H,t}, N_t, M_{H,t}\}_{t=0}^{\infty}$ 最大化一生期望效用,可得最优化条件。

(2) 企业主。企业主除了不提供劳动外,效用函数与家户同构:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_E^t \cdot \left[\frac{\gamma_E}{\gamma_E - 1} \cdot \frac{\left[(C_{E,t} - b_E \cdot C_{E,t-1})^{\frac{\gamma_E - 1}{\gamma_E}} + \left(\frac{M_{E,t}}{P_t} \right)^{\frac{\gamma_E - 1}{\gamma_E}} \right]^{1 - \sigma_E}}{1 - \sigma_E} \right] \quad (8)$$

其中, $C_{E,t}$ 表示企业主的消费, $\frac{M_{E,t}}{P_t}$ 表示企业主持有的实际货币余额。 $0 < \beta_E < 1$ 表示企业主的折现率, 为使信贷约束绑定, 假设 $\beta_E < \beta_H$ 。 $0 < b_E < 1$ 表示消费习惯参数, σ_E 表示跨期替代弹性的倒数, γ_E 表示货币需求利率弹性的绝对值。企业主做出投资决策, 并获得资本收益, 预算约束为:

$$C_{E,t} + \frac{R_{t-1} B_{E,t-1} + I_t + \frac{M_{E,t}}{P_t}}{\Pi_t} \leq R_{K,t} K_{t-1} + B_{E,t} + \frac{M_{E,t-1}}{P_t} \quad (9)$$

其中, $B_{E,t}$ 表示企业贷款, I_t 表示投资, $R_{K,t}$ 表示资本收益率, K_{t-1} 表示资本存量。传统文献常假设企业贷款为短期 (Iacoviello and Neri, 2010; Liu et al., 2013), 若模型为季度频率, 那么企业需在一个季度内偿还上期的所有本金和利息。现实中, 企业贷款不限于短期, 重工业企业、国有企业、投资品企业往往能获得更多长期贷款 (Chang et al., 2016)。假设企业主面临中长期抵押信贷约束, 抵押品为企业主所持有的生产资本, 借鉴 Jensen et al. (2020) 的设计, 假设每一期所获贷款包括上期未摊销贷款中不能重新议价的贷款以及本期重新议价的贷款:

$$R_t B_{E,t} \leq \phi \theta E_t (Q_{K,t+1} K_t \cdot \Pi_{t+1}) + (1 - \phi) (1 - \iota) R_t B_{E,t-1} \quad (10)$$

其中, $0 < \phi < 1$ 是债务的再融资率, 表示每期有 ϕ 比重的债务需要根据抵押品价值重新协商。 $0 < \iota < 1$ 是债务的摊销率, 表示每期企业主需要预留 ι 比例的资金摊销现有债务, 类似于折旧率, 决定了债务的期限。 $0 < \theta < 1$ 表示稳态抵押率, 决定了信贷约束程度。资本运动方程为:

$$\left[1 - \frac{\psi_K}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] \cdot I_t = K_t - (1 - \delta) K_{t-1} \quad (11)$$

其中, $\psi_K > 0$ 表示资本的调整成本参数。 $0 < \delta < 1$ 表示资本折旧率。企业主在 (9) 式—(11) 式约束下, 通过选择 $\{C_{E,t}, B_{E,t}, I_t, K_t, M_{E,t}\}_{t=0}^{\infty}$ 最大化效用函数, 可得最优化条件。

(3) 最终品企业。假设最终品市场为完全竞争市场, 最终品企业使用中间品 $Y_t(i)$ 生产最终品 Y_t , 生产函数为规模报酬不变形式 $Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\kappa-1}{\kappa}} di \right]^{\frac{\kappa}{\kappa-1}}$, 其中, $\kappa > 0$ 表示中间品需求的价格弹性的绝对值, 也可视为不同中间品之间的替代弹性, κ 越大意味着中间品需求对价格越敏感。令 $P_t(i)$ 表示中间品价格水平, 最终品企业主的利润最大化意味着 $Y_t(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{-\kappa} Y_t$ 。

(4) 中间品企业。假设经济中有 i 个不同的中间品企业, 中间品企业从家户雇佣劳动, 从企业主租用资本, 生产函数为:

$$Y_t(i) \leq Z \cdot K_{t-1}(i)^\alpha N_t(i)^{1-\alpha} \quad (12)$$

其中, $Z > 0$ 表示生产函数的规模参数。借鉴 Ireland (2001) 的设计, 假设中间品企业面临名义价格调整成本 $\frac{\psi_{p1}}{2} \left(\frac{P_t(i)}{\Pi \cdot P_{t-1}(i)} - 1 \right)^2 Y_t + \frac{\psi_{p2}}{2} \left(\frac{P_t(i)/P_{t-1}(i)}{P_{t-1}(i)/P_{t-2}(i)} - 1 \right)^2 Y_t$, 其中, $\psi_{p1} > 0$ 表示价格水平的调整

成本参数, $\psi_{p2} > 0$ 表示通胀率的调整成本参数。价格调整成本使中间品企业的最优化问题动态化, 中间品企业在生产函数(12)的约束下, 通过选择 $\{N_t(i), K_{t-1}(i), P_t(i)\}_{t=0}^{\infty}$ 最大化市场价值 $E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_H^t \cdot$

$\Lambda_{H,t} \left[\frac{D_t(i)}{P_t} \right]$, 其中:

$$\frac{D_t(i)}{P_t} \equiv \left[\begin{array}{c} \left[\frac{P(i)}{P_t} \right]^{1-\kappa} Y_t - [W_t N_t(i) + R_{K,t} K_{t-1}(i)] \\ - \frac{\psi_{p1}}{2} \left(\frac{P_t(i)}{\Pi \cdot P_{t-1}(i)} - 1 \right)^2 Y_t - \frac{\psi_{p2}}{2} \left(\frac{P_t(i)/P_{t-1}(i)}{P_{t-1}(i)/P_{t-2}(i)} - 1 \right)^2 Y_t \end{array} \right] \quad (13)$$

在对称性均衡下, $P_t(i) = P_t, Y_t(i) = Y_t, N_t(i) = N_t, K_t(i) = K_t, D_t(i) = D_t$, 可得要素需求方程和菲利普斯曲线。

(5) 货币政策。彭俞超和方意(2016)、Chen et al.(2018)认为中国的货币政策中介目标只是 M2 增速。假设货币政策以控制 M2 增速为主, 令 $\gamma_{m,t} \equiv \frac{M_t}{M_{t-1}}$ 表示货币供给增速。遵循 Chen et al.(2018), 假设货币供给增速 $\gamma_{m,t}$ 受到上期货币供给增速和上期经济状态的影响^①, 经济状态取决于通胀和产出增长:

$$\log \left(\frac{\gamma_{m,t}}{\gamma_m} \right) = \rho_m \cdot \log \left(\frac{\gamma_{m,t-1}}{\gamma_m} \right) + \omega_1 \cdot \log \left(\frac{\Pi_{t-1}}{\Pi} \right) + \omega_2 \cdot \log \left(\frac{Y_{t-1}}{Y_{t-2}} \right) + \varepsilon_{m,t} \quad (14)$$

其中, $0 < \rho_m < 1$ 表示货币政策冲击的自回归系数, 也称为惯性参数或平滑系数, $\varepsilon_{m,t} \sim N(0, \sigma_m^2)$ 表示货币政策冲击。 ω_1 和 ω_2 分别表示通胀和产出增长的反应系数。此外, 本文假设一种极度简化的李嘉图式政府, 政府通过新发行货币和征税为政府购买融资:

$$\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + T_t = g \cdot Y_t \quad (15)$$

其中, $0 < g < 1$, 表示政府消费占产出比重的稳态值。

(6) 市场出清。最终产品市场、债券市场和货币市场出清, 构成完整的方程系统。

2. 波动率与求解

由于本文的主要研究目标是经济波动率, 除了已有的内生变量外, 还需要定义波动率变量。令 x_t 表示任意内生变量, 借鉴 Jurado et al.(2015)、Basu and Bundick (2017)、Mumtaz and Theodoridis(2019)的设计, 模型中内生变量的波动率定义为:

$$\hat{\sigma}_{z,t} \equiv 100 \cdot \log \left(\frac{\sigma_{z,t}}{\sigma_z} \right) \quad (16)$$

其中, $\sigma_z \equiv \text{var}_t(z_t) = E_t(z_{t+1} - E_t z_{t+1})^2$, 表示变量 z_t 的随机稳态标准差。由于结构冲击对二阶矩的独立影响只有在三阶近似下才能实现, 因此, 本文采用三阶近似和剪枝算法求解模型(Andreasen et al., 2018; 许志伟和王文甫, 2018; 王博等, 2019)。模型三阶近似解可写为:

$$z_t = \left[\begin{array}{c} h_z \cdot z_{t-1} + H_{zz} \cdot (z_{t-1} \otimes z_{t-1}) + H_{zzz} (z_{t-1} \otimes z_{t-1} \otimes z_{t-1}) + \\ \frac{1}{2} h_{\sigma\sigma z} \sigma^2 z_{t-1} + \frac{1}{2} h_{\sigma\sigma\sigma} \sigma^2 + \frac{1}{2} h_{\sigma\sigma\sigma\sigma} \sigma^3 + \sigma \eta \epsilon_t \end{array} \right] \quad (17)$$

^① 在实证模型中, M2 对变量做出同期响应, 因为除了符号约束外, 在 SVAR 模型中施加滞后约束并不常见。事实上, 即使把理论模型的货币政策的目标变量改为同期值, 结果依然稳健。

其中, z_t 表示经济的状态向量, ϵ_t 表示货币政策冲击。矩阵 h_z 、 H_{zz} 、 H_{zzz} 、 $h_{\sigma\sigma z}$ 、 $h_{\sigma\sigma}$ 和 $h_{\sigma\sigma\sigma}$ 分别表示系统针对不同状态向量、冲击向量的偏导数, 偏导数在非随机稳态下赋值 (Andreasen et al., 2018)。上述表达式的一阶前向期望可写成 (忽略常数项):

$$E_t z_{t+1} = h_z z_t + H_{zz} \text{var}_t(z_t) + H_{zzz} \cdot \text{skew}_t(z_t) \quad (18)$$

其中, $\text{var}_t(z_t) = E_t(z_t \otimes z_t)$ 表示内生变量 z_t 的列堆积协方差矩阵, $\text{skew}_t(z_t) = E_t(z_t \otimes z_t \otimes z_t)$ 表示 z_t 的近似列堆积偏度矩阵, 包含了 z_t 分布的尾部信息。

3. 参数校准

校准结构参数包括: $\{\beta_H, \beta_E, \sigma_H, \sigma_E, b_H, b_E, \gamma_H, \gamma_E, \eta, \alpha, \delta, \psi_\kappa, \psi_{p1}, \psi_{p2}, \kappa, \theta, \phi, \iota, g, \rho_m, \omega_1, \omega_2, \sigma_m\}$ 。首先, 为便于稳态求解, 产出和通胀的稳态值标准化为 1。中国银行间同业拆借加权平均年化利率在 2000 年 1 月至 2019 年 11 月的平均值为 2.40%, 根据家户消费的最优化条件, 主观折现率 β_H 设为 0.99。为确保信贷约束绑定, 假定企业主缺乏耐心, 也就是 $\beta_E < \beta_H$ 。一年期人民币贷款年度基准利率在 2000 年 1 月至 2019 年 9 月的平均值为 5.22%, 于是本文将 β_E 设为 0.98。由于家户和企业主的区别并非本文关注的重点, 除折现率外, 家户和企业主的其他偏好参数设为相等。在基准模型中, 相对风险厌恶参数 σ_H 和 σ_E 设为 1.00, 效用函数退化为对数形式。参考王博等 (2019), 消费习惯形成参数 b_H 和 b_E 设为 0.70。传统的货币需求包括交易需求和投机需求。Ireland (2001) 估计的货币需求利率弹性的估计值在 0.12—0.19 左右, Sargent and Surico (2011) 的估计值在 0.22—0.32 左右。根据 2000 年 1 月至 2019 年 11 月 M2 的同比增速、工业增加值的同比增速和同业拆借利率数据, 基于单方程估计得货币需求的利率弹性为 -0.33, 本文将 γ_H 和 γ_E 设为 0.35^①。

国内对劳动供给弹性的倒数 η 没有统一认识, 有的大于 1 (彭俞超和方意, 2016; 王博等, 2019), 有的小于 1 (黄志刚和许伟, 2017), 这是因为中国缺乏高频宏观劳动数据和相关微观研究所致。参考黄志刚和许伟 (2017), 本文将 η 设为 0.33。参考何青等 (2015)、王博等 (2019), 资本折旧率 δ 设为 0.03, 资本的收入份额 α 设为 0.50, 资本的调整成本参数 ψ_κ 设为 4.00。不少研究将贷款抵押率 θ 设为 0.70, 从银行贷款的角度看, 0.70 是企业所能获得贷款的最高贷款率。根据国家统计局数据, 中国规模以上工业企业资产负债率在 1998 年 4 月至 2017 年 4 月的平均值为 59%, 于是本文将企业的稳态抵押贷款率 θ 设为 0.60。Chen et al. (2018) 的研究表明, 中国银行贷款的平均期限为 31 个月, 即平均债务期限为 2.50 年, 于是本文将摊销率 ι 设为 0.13。现有文献几乎没有中国的宏观再融资率 ϕ 的数据, 参考 Jensen et al. (2020), 假设企业的再融资率为 0.70。借鉴 Chang et al. (2015), 中间品的替代弹性 κ 设为 10, 这意味着稳态价格加成为 1.11, 价格水平的调整成本参数 ψ_{p1} 设为 105, 这意味着价格的平均调整时间为 1 年^②。最后, 根据 Chang et al. (2016) 的季度数据, 自主性支出占产出比值 g 在 1998—2017 年的平均值为 0.18, 自主性支出包括政府消费和净出口。本文不采

① 在结构模型中, 不同文献关于货币需求利率弹性的估计值差异较大, 例如 Belongia and Ireland (2019) 的后验估计中值高达 14 以上。

② Chang et al. (2015) 将中国的 ψ_{p1} 设为 60, 这是因为 Chang et al. (2015) 的调整成本形式为: $\frac{\psi_{p1}}{2} \left(\frac{P_t(i)}{\Pi \cdot P_{t-1}(i)} - 1 \right)^2 C_t$ 。在本文的模型中, 如果 $\psi_{p2} = 0$, 可得菲利普斯曲线的斜率为 $\kappa_p \equiv (\kappa - 1) / \psi_{p1}$, 于是当 $\kappa = 10$ 、 $\psi_{p1} = 105$ 时, $\kappa_p = 0.09$ 。在交错定价模型中, 菲利普斯曲线的斜率为 $(1 - \beta_H \theta_p)(1 - \theta_p) / \theta_p$, 其中 θ_p 表示不能调价的企业所占比例, 为了得到斜率 0.09, 给定 $\beta_H = 0.99$, 有 $\theta_p = 0.75$, 这刚好对应着一年的平均定价期限。

用数据估计货币政策规则的相关参数,原因在于,基于不同模型、数据和估计方法得到的相关参数差异很大,由此得到的分析结果可能存在争议。为此,本文采用 Chen et al.(2018)已估计出的数量型货币政策参数值作为模型参数值。Chen et al.(2018)的货币政策规则是一种门限非对称货币政策规则,存在两套参数值,本文采用经济处于正常状态时的参数值,此时货币政策惯性参数 ρ_m 设为 0.39,通胀反应系数 ω_1 设为-0.40,产出反应系数 ω_2 设为 0.18,政策冲击标准差 σ_m 设为 0.01。所有校准参数的取值列入表 1。

表 1 校准参数取值

参数	解释	取值	参数	解释	取值
β_H	主观折现率	0.9940	δ	资本折旧率	0.0250
β_E	主观折现率	0.9840	α	资本收入份额	0.5000
σ_H	跨期替代弹性倒数	1.0000	ψ_{P1}	价格调整成本参数	105.0000
σ_E	跨期替代弹性倒数	1.0000	ψ_{P2}	通胀调整成本参数	0.0000
b_H	消费习惯参数	0.7000	κ	中间品替代弹性	10.0000
b_E	消费习惯参数	0.7000	θ	稳态抵押率	0.6000
Π	稳态通胀率	1.0000	g	自主支出占产出比	0.1800
η	劳动供给弹性倒数	0.3333	Y	稳态产出	1.0000
χ_N	劳动效应系数	1.0000	ψ_K	资本调整成本系数	4.0000
γ_H	货币需求的利率弹性	0.3500	γ_E	货币需求的利率弹性	0.3500
ϕ	再融资率	0.6980	ι	摊销率	0.1250
ρ_m	货币政策惯性系数	0.3910	ω_1	通胀反应系数	-0.3970
ω_2	产出增长反应系数	0.1830	σ_m	货币政策冲击标准差	0.0050

4. 偏度分析

回顾(18)式可知,内生变量的列堆积协方差矩阵 $\text{var}_t(z_t)$ 和列堆积偏度矩阵 $\text{skew}_t(z_t)$ 影响着内生变量的未来一阶前向期望 $E_t z_{t+1}$, 而内生变量的方差和偏度本身是内生变量的时变函数。根据(17)式,由于货币政策冲击影响内生变量的变化,货币政策冲击影响内生变量方差和偏度的变化。根据(16)式,货币政策冲击引起预测波动率的变化,即货币政策冲击改变了经济主体的不确定性。事实上,消费和劳动的加性可分(Additive Separability)使经济主体的不确定性具有状态依存特征,即经济主体对未来的不确定性取决于当前的经济状态。当经济状态良好如经济受到正向货币政策冲击时,总需求增加,经济主体的不确定性偏低,经济的下行风险小;当经济处于衰退时期,总需求下降,产出下降,经济主体的不确定性偏高,经济的下行风险大。为印证这一点,本文基于构建的DSGE模型,拟合了一单位货币政策冲击下主要宏观变量的500000个数据,然后根据这些人造数据做出变量的概率密度分布。如图4所示,概率密度呈现出下行风险特征,即所有偏度系数为负,主要宏观变量的概率分布整体左偏,分布的均值在众数左侧。当正向货币政策冲击引起宏观变量正向偏离时,由于对称轴右侧的概率分布相对更为集中,经济主体对冲未来最坏情况的愿望减少,因此,经济主体的不确定性更低。简言之,宏观变量的非对称概率分布体现了不确定性的状态依存特征。

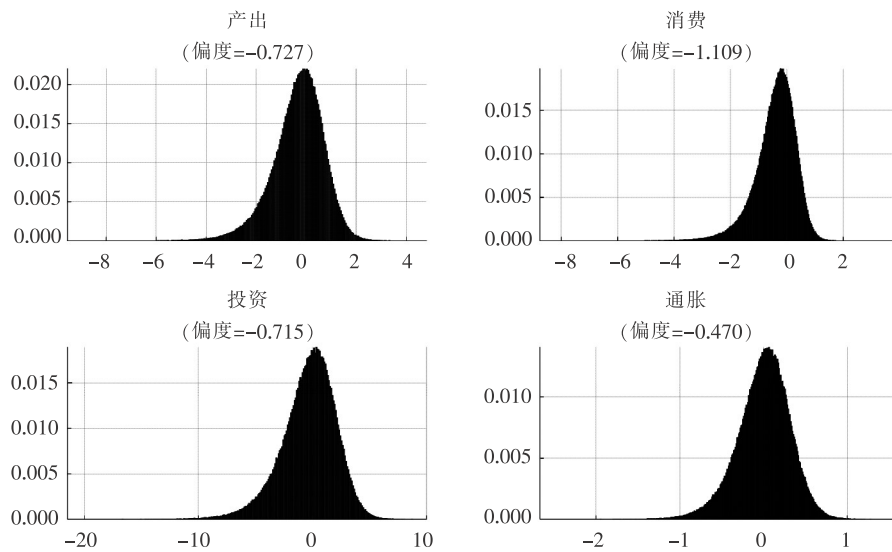


图 4 拟合概率密度函数

5. 脉冲响应分析

不确定性冲击对宏观经济的影响主要受模型曲率的影响,反过来,货币政策冲击对波动率的影响同样受模型曲率的影响。在本文的模型中,这些曲率主要内置于效用函数、金融摩擦和货币政策规则中,形成了模型的非线性和非对称性。接下来重点分析关键曲率对货币政策冲击的影响。

(1) 风险厌恶偏好。图 5 展示了不同风险厌恶偏好下货币政策冲击的脉冲响应函数。一方面,正向货币政策冲击引起主要宏观变量的正向偏离;另一方面,正向货币政策冲击引起主要宏观变量波动率负向偏离,其中产出波动率和投资波动率的下降幅度更大。结果表明,理论与实证保持一致。当家户的风险厌恶偏好参数由 $\sigma_H=1$ 升至 $\sigma_H=3$ 时,货币政策冲击对宏观变量水平值的正向效用和对波动率的负向影响明显加强。在基准模型中,风险厌恶参数和跨期替代弹性的倒数是相同的,因此, σ_H 的增加意味着效用函数曲率增加,当期消费带来的边际效用下降,家户的消费平滑倾向弱化,劳动供给和储蓄增加,投资 and 产出因此增加。虽然家户的消费可能下降,但企业主的消费可能上升更多,于是总消费也增加。 σ_H 还体现了家户对不确定性的厌恶程度, σ_H 越大表明经济主体越希望早日解决不确定性,因此,货币政策冲击对不确定性的弱化效应在家户更厌恶不确定性时更大。

(2) 信贷约束。图 6 比较了不同抵押率下货币政策冲击的脉冲响应。给定抵押率,正向的货币政策冲击通过两条途径促进投资:一是降低企业主所面临的实际利率;二是引起资本品的影子价格上升。这两条途径都缓解了企业对信贷约束的担忧,因此,投资和消费增加。如图 6 所示,当信贷约束收紧时,货币政策冲击的正向刺激效应大幅弱化,同时货币政策几乎对波动率不构成影响,即货币政策丧失了降低经济不确定性的功能。图 6 表明信贷约束是货币政策影响不确定性的关键机制。由于本文的模型采用抵押信贷约束机制,根据(10)式,抵押信贷机制通过资本的影子价格,形成一种内生的金融加速器机制。当正向的货币政策冲击引起总需求增加时,资本的边际产出增加,投资者的投资需求和劳动需求增加,资本存量和资本的重置成本增加,抵押品价值增加,投资者获得更多贷款用于投资、支付工资和消费。简言之,信贷约束放松意味着企业主有更多资源平滑消费和投资,减缓了宏观经济的波动,降低了经济主体对未来的不确定性。同时,正向的货币政策冲击引起家户可支配收入的增加,家户拥有更多资源用于平滑消费。此外,在本文的模型中,中央银行通过控制

货币供给增速调控流动性,正向的货币政策冲击意味着家户和企业主都会持有更多货币,降低了实际利率,为企业主获取信贷创造了更为有利条件,由此进一步降低了经济不确定性。

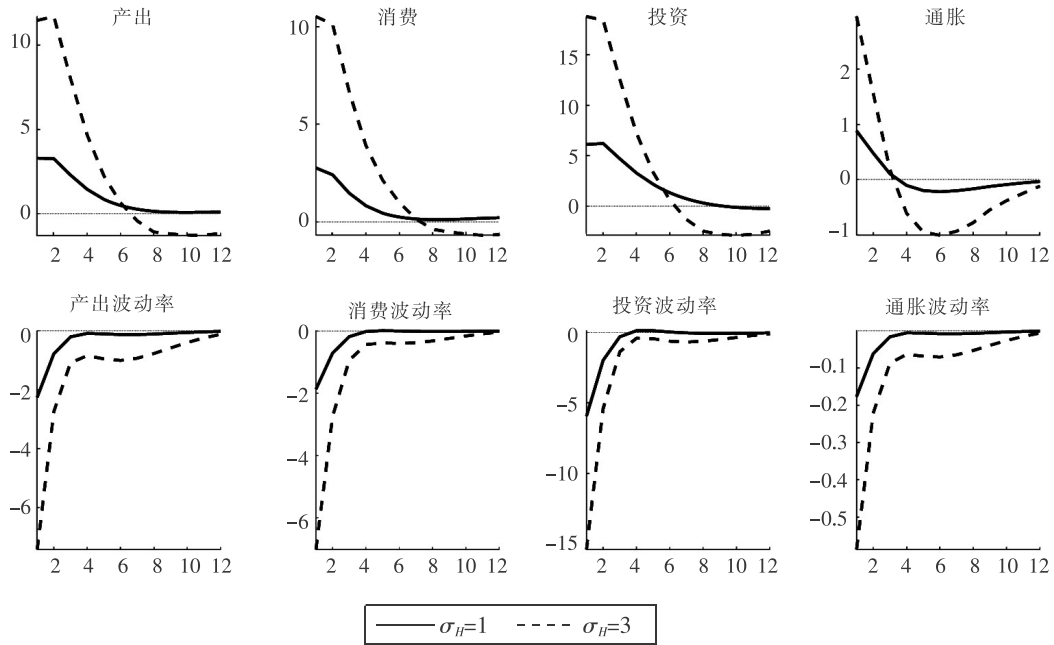


图5 货币政策冲击脉冲响应(不同风险厌恶参数)

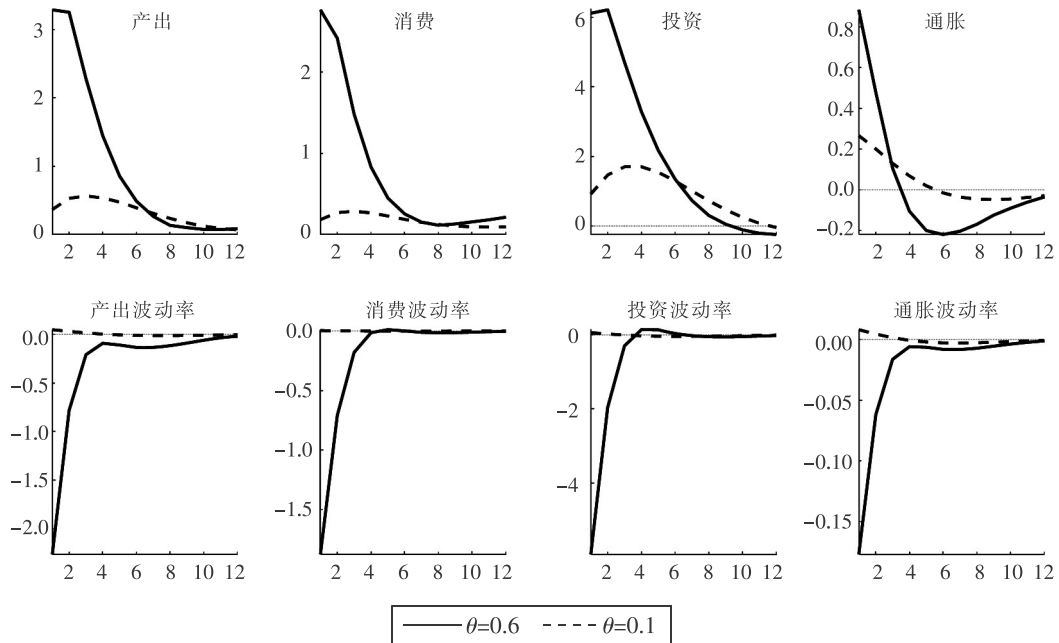


图6 货币政策冲击脉冲响应(不同抵押率)

图7展示了不同摊销率下货币政策冲击的脉冲响应。当 $\iota=1$ 时,企业主的每期借贷需要全部摊销,即长期债务退化为当期借贷和当期偿付的传统模式(Iacoviello and Neri, 2010; Liu et al.,

2013;何青等,2015;黄志刚和许伟,2017),每期的新借贷款只取决于当期的抵押品价值。如图7所示,当借款需要在每期全部摊销时,货币政策冲击的刺激效应和稳定效应大幅下降,换句话说,贷款期限缩短会弱化货币政策降低经济不确定性的功能。根据Chang et al.(2016)的分析结果,中小企业、民营企业、轻工业企业所获贷款大多为短期,大型企业、国有企业、重工业企业所获贷款大多为长期。贷款期限越短意味着企业的摊销率越高,无形中增加了企业的运营成本,减少了企业的当期利润,因此,高摊销率会降低企业主的借贷意愿,导致投资下降,经济的不确定性增加。

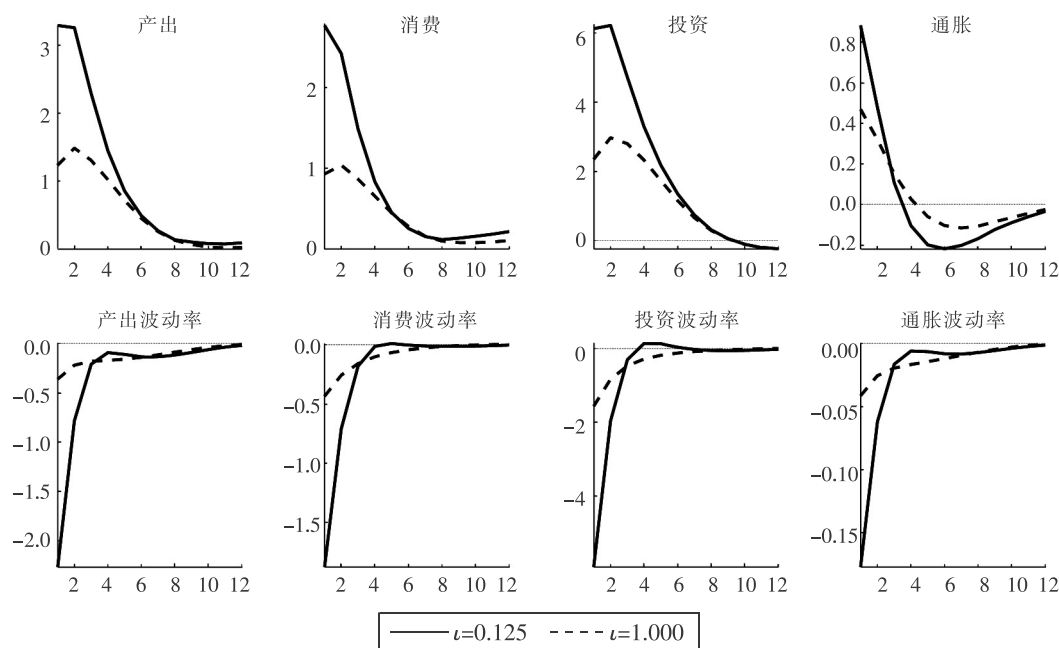


图7 货币政策冲击脉冲响应(不同摊销率)

图6和图7表明,扩张性的货币政策冲击之所以会降低波动率,信贷约束的放松起着关键作用。从现实看,信贷约束放松代表着金融摩擦的减少,经济主体可以更容易借贷,经济的波动率下降。在结构模型中,体现信贷约束的抵押率 θ 本质上是一种杠杆率(Jensen et al.,2020)。根据国家资产负债表研究中心(CNBS)的数据,2008年金融危机后,中国实体经济部门和非金融企业部门的杠杆率大幅上升。截至2019年第2季度,实体经济部门和非金融企业部门的杠杆率分别是2008年第4季度的1.64倍和1.77倍。一些研究表明,中国的宏观波动水平在2008年后大幅下降(祝梓翔和邓翔,2017;Huang et al.,2018),这段时期正好伴随着中国企业杠杆率的攀升,即中国同时存在着高杠杆和低波动。杠杆率对中国经济波动的影响既存在直接效应,也存在间接效用。从本文的模型看,杠杆率的增加间接强化了正向货币政策冲击对经济不确定性的稳定效应。事实上,2008年金融危机后,金融创新大幅扩展和延伸了中国企业的信贷渠道,不论是传统的银行信贷,还是基于地方融资平台的地方政府或有债(Chen et al.,2018),都使各类经济主体在应对经济形势变化时有了更多选择。此外,杠杆率的快速攀升并非中国独有的现象,20世纪80年代以后,伴随着金融管制的放松和金融市场的发展,世界上大部分发达经济体的杠杆率都有不同程度的上升(Jensen et al.,2020),与此同时,这些经济体的宏观波动率也普遍下降,即出现所谓的“大稳健”。总之,高杠杆带来的融资便利使经济主体在面对负面冲击时有了更大的平滑空间,经济剧烈波动的可能性减少,不确

定性下降。

(3) 货币政策。图 8 比较了不同货币政策惯性参数 ρ_m 下的脉冲响应函数, 基准模型的 ρ_m 设为 0.39, 高货币政策惯性的 ρ_m 设为 0.80。如图 8 所示, 当货币政策的惯性增强时, 货币政策冲击对宏观变量水平值的正向效应、对波动率的负向效应明显增强。如果货币政策的平滑性过低, 经济主体会认为刺激性的货币政策和宽松的信贷环境可能是暂时的, 因此, 投资和消费的增量更小, 同时, 由于经济主体对货币政策“跳跃性”变化的担忧, 一定程度增加了经济的不确定性, 进而破坏了货币政策对不确定性的稳定功能。换句话说, 微调的货币政策要比大幅调整的货币政策更具刺激和稳定功能。彭俞超和方意(2016)、Chen et al.(2018)有关中国数量型货币政策惯性系数的估计值大多集中于 0.15—0.40 左右, 而美国的货币政策惯性系数集中于 0.60—0.80 左右^①, 因此, 从这一点看, 中国货币政策的平滑性是不足的。诚然, 这可能与中国政府为实现经济稳定而灵活运用货币政策工具有关, 例如频繁、大幅度的调整货币供应量, 但基于模型可知, 灵活多变的政策不利于降低经济的不确定性; 一方面, 频繁调整的政策可能会加剧货币政策本身的不确定性, 造成经济主体无法预期政策的变化; 另一方面, 缺乏延续性的货币政策还可能导致经济主体对信贷约束的变化产生不确定, 导致经济主体即使在宽松的环境下也不愿马上投资和消费, 延缓经济复苏。

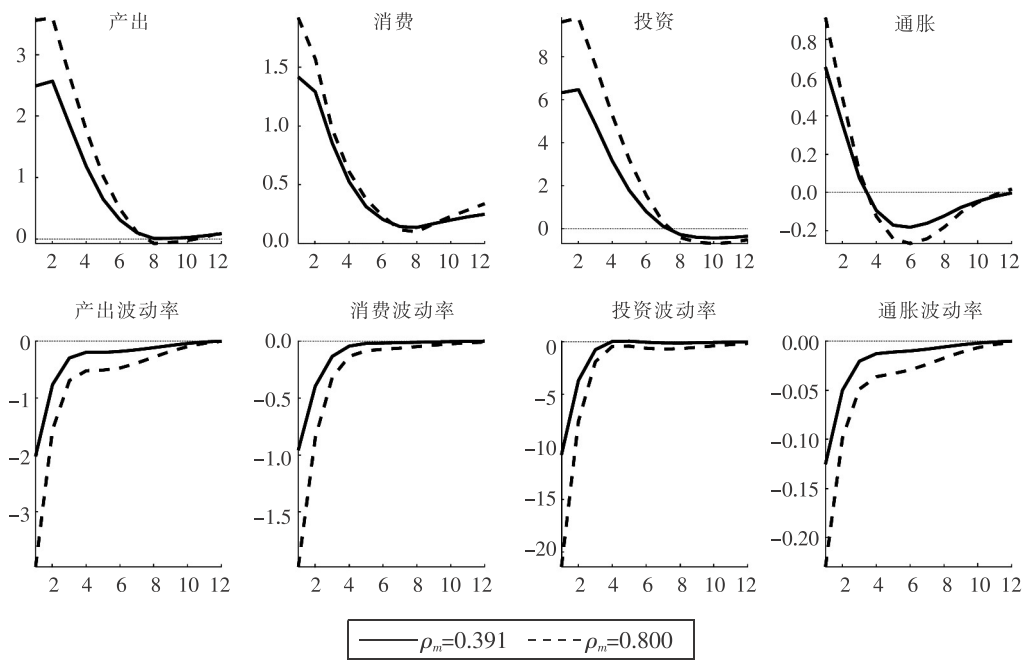


图 8 货币政策冲击脉冲响应(货币政策平滑性比较)

6. 不确定性贡献度

图 9 展示了不确定性对宏观变量的贡献度。参考 Mumtaz and Theodoridis (2019), 贡献度定义为三阶求解的脉冲响应与一阶求解的脉冲响应之差。这是因为不确定性对经济的影响主要来自泰勒分解的高阶项 (Fernández-Villaverde et al., 2015; Basu and Bundick, 2017), 一旦关闭这些高阶项, 不确定性的影响途径消失。这里仅分析基准模型、家户风险厌恶程度、信贷约束程度和货币政策

^① 对于美国, 大部分文献估计的是泰勒规则下联邦基金利率的惯性系数, Sargent and Surico (2011) 估计了美国的数量型货币政策规则, 惯性系数的后验均值为 0.74。

惯性四种情况。如图 9 所示,正向的货币政策冲击在引发经济不确定性下降的同时,形成更强的水平刺激效应,即不确定性对主要宏观变量的贡献度为正。具体地,当不确定性下降时,产出的初始增量为 50%,接近三阶近似脉冲响应的 50%。当户的风险厌恶程度提升,即 σ_H 由 1 升至 3 时,不确定性对产出的贡献度显著提升,增量超过 1%,占三阶脉冲响应的比值超过 50%。货币政策的惯性具有类似的效果,当 ρ_m 升至 0.8 后,不确定性对产出的贡献度同样大幅增加。当信贷约束收紧, θ 由 0.60 跌至 0.10 时,货币政策的水平刺激效应大幅弱化,不确定性对产出的贡献度跌至接近 0。由此可见,信贷约束是不确定性的关键传导机制,几乎决定了不确定性的所有贡献度。此外,不确定性对消费、投资和通胀的贡献度变化与产出的情况类似。上述结果表明,当假定不确定性内生时,不确定性解释了货币政策冲击近 50% 的水平效应。上述方式类似于图 3 的分析,即一旦关闭波动率对内生变量的反馈机制,货币政策冲击对宏观变量的影响程度减弱。仍需注意的是,均值波动率模型没有考虑货币政策冲击对三阶矩的影响,如偏度。而在 DSGE 的三阶近似解中,如(17)式和(18)式所示,内生变量同时受到二阶矩和三阶矩的影响,因此,DSGE 模型中不确定性对宏观变量的贡献度要强于均值波动率模型。

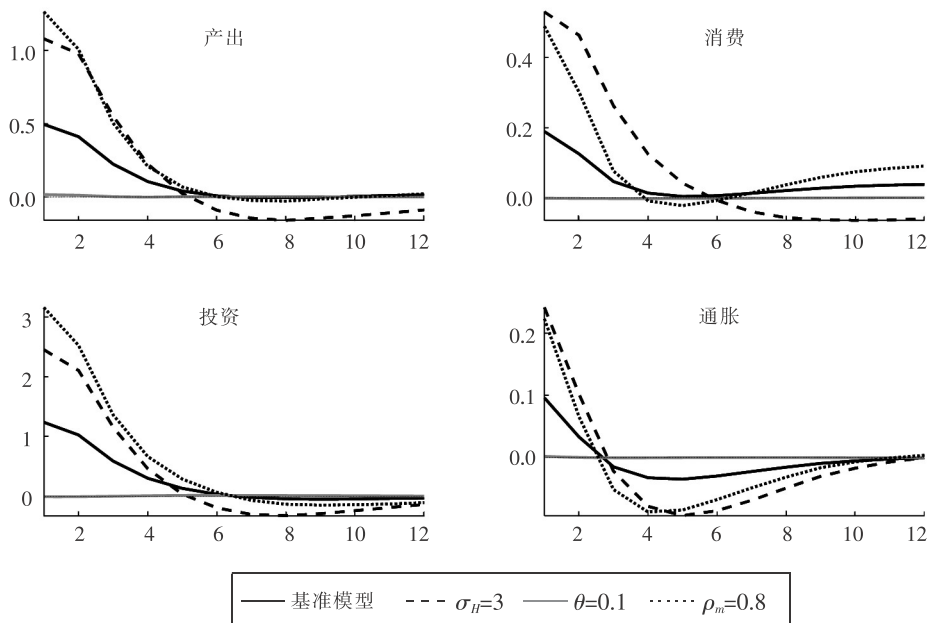


图 9 不确定性贡献度

四、结论和启示

1. 基本结论

经济不确定性是重要的理论和现实问题,然而不确定性既可能对经济形成负面影响,也可能受到经济周期和宏观政策的影响。本文从实证和理论上分析货币政策对中国经济不确定性的影响。实证方面,论文构建了一个特殊的均值随机波动率 SVAR 模型。在模型中,均值波动率模型存在不确定性和内生变量之间的“双向反馈”机制,不确定性对内生变量同时具有一阶效应和二阶效应。脉冲响应显示,货币政策冲击在推高总需求的同时,降低了工业增加值和 CPI 的波动率。方差分解显示,货币政策冲击对工业增加值和 CPI 波动率的解释比重在 5% 以上。比较分析显示,当关闭波动率对

内生变量的反馈机制后,货币政策冲击的水平效应弱化。理论方面,本文构建了一个包含信贷约束的多部门新凯恩斯 DSGE 模型,企业主通过抵押品向家户借贷,中央银行采用数量型货币政策。脉冲响应函数显示,正向的货币政策冲击推高总需求,同时降低了宏观变量的波动率。当家户变得更加厌恶风险时,货币政策对经济的刺激效应和对不确定性的抑制效应得到强化。当信贷约束收紧到一定程度时,货币政策对不确定性的抑制效应几乎消失,同时对经济的刺激效应大幅弱化;当摊销率增加、债务由中长期债变为短期债后,货币政策的刺激效应和抑制效应同样弱化。当货币政策的平滑性增强,货币政策的刺激效应和抑制效应显著增加。最后,三阶近似解和一阶近似解的脉冲响应差值表明,不确定性贡献了宏观变量变化的近 1/2。

2. 现实启示

(1)不确定性至少是部分可控的。已有研究大多将不确定性视为中国经济波动的外生因素,实际上假定不确定性本身是不可控的,决策者唯一能做的只是弱化不确定性的传导机制,抵消不确定性已形成的负面影响。本文的研究表明,不确定性不是纯外生的,扩张性的货币政策有助于减少不确定性,换句话说,货币政策可以使部分不确定性变为“确定”。事实上,不确定性的内生性意味着很多措施都可能降低经济不确定性:如持久性的削减消费税和个人所得税,降低经济主体的预防性储蓄动机;如资本管制,防止资本外逃(Fernández-Villaverde et al.,2011),使国内储蓄只能投资于本国经济或本国企业;如提出新的发展战略或区域发展规划,主动增加投资机会和项目,弱化企业的“等等看”倾向;如直接增加公共支出应对总需求的下降,提升经济主体的信心。

(2)中国人民银行需加强货币政策的平滑性和预期管理。一方面,中国的货币政策具有明显的“相机而动”特征,诚然,这种政策模式有利于政府灵活应对复杂多变的经济形势,但延续性不足的政策不利于经济主体对货币政策的预期,由此还可能引发时间不一致的问题,造成额外的福利损失。事实上,货币政策的一致性确保政策有效的重要前提,因此,政策的平滑性需要加强。另一方面,预期管理可以大幅度减少经济波动和宏观不确定性,当政府不得不调整政策稳定宏观经济时,需要对经济主体做好前瞻性指引,提供尽可能透明的政策导向,减少政策的不确定性,使经济主体提前对政策变化做好预防和缓冲,避免因准备不足引起市场过度反应。

(3)积极的货币政策是避免经济过度下行的保障。中国经济自 2012 年后持续下行,2019 年第三季度已逼近政府经济增长 6% 的目标下限。经济持续下行不仅损害经济主体的信心、减少就业机会,还可能加深经济的不确定性,反过来导致企业推迟投资和研发,影响经济的长远发展。因此,扩大内需、缓解经济下行,已成为决策者当前的重要目标。不确定性是经济下行的原因之一,而积极的货币政策可以减少经济不确定性。虽然积极的货币政策可能导致企业“加杠杆”,造成企业更大的债务负担,但紧缩性货币政策同样未必有利于“去杠杆”,因为紧缩性货币政策可能引发更大的经济下行和宏观不确定性,而“去杠杆”依赖稳定的宏观经济环境,如果经济下行压力过大,则“去杠杆”很难实现。总之,中国人民银行需切实放松中小企业、民营企业和优质企业的信贷约束。特别是在当前经济下行压力大、国内外不确定性因素多的条件下,小微企业、民营企业、实体经济需要更多的信贷支持,在避免“大水漫灌”的前提下,中国人民银行应通过定向降准、定向中期借贷便利操作引导信贷流向优质企业。

〔参考文献〕

- [1]何青,钱宗鑫,郭俊杰. 房地产驱动了中国经济周期吗[J]. 经济研究, 2015,(12):41-53.
- [2]黄卓,邱晗,沈艳,童晨. 测量中国的金融不确定性——基于大数据的方法[J]. 金融研究, 2018,(11):30-46.
- [3]黄志刚,许伟. 住房市场波动与宏观经济政策的有效性[J]. 经济研究, 2017,(5):103-116.

- [4]彭俞超,方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. 经济研究, 2016,(7):29-42.
- [5]王博,李力,郝大鹏. 货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动[J]. 经济研究, 2019,(3):119-134.
- [6]许志伟,王文甫. 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[J]. 经济学(季刊), 2018,(4):23-50.
- [7]祝梓翔,邓翔. 时变视角下中国经济波动的再审视[J]. 世界经济, 2017,(7): 3-27.
- [8]Andreasen, M. M., J. Fernández-Villaverde, and J. F. Rubio-Ramírez. The Pruned State-Space System for Non-Linear DSGE Models: Theory and Empirical Applications[J]. Review of Economic Studies, 2018,85(1):1-49.
- [9]Bachmann, R., and G. Moscarini. Business Cycles and Endogenous Uncertainty [R]. Society for Economic Dynamics Working Paper, 2012.
- [10]Bachmann, R., S. Elstner, and E. R. Sims. Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2013,5(2):217-249.
- [11]Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016,131(4):1593-1636.
- [12]Basu, S., and B. Bundick. Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand [J]. Econometrica, 2017,85(3): 937-958.
- [13]Belongia, M. T., and P. N. Ireland. A Reconsideration of Money Growth Rules [R]. Boston College Working Paper, 2019.
- [14]Bloom, N. The Impact of Uncertainty Shocks[J]. Econometrica, 2009,77(3):623-685.
- [15]Bloom, N. Fluctuations in Uncertainty[J]. Journal of Economic Perspectives, 2014,28(2):153-175.
- [16]Carriero, A., T. Clark, and M. Marcellino. Endogenous Uncertainty [R]. Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, 2018.
- [17]Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner, and T. Zha. Trends and Cycles in China's Macroeconomy [J]. NBER Macroeconomics Annual, 2016,(30):1-84.
- [18]Chang, C., Z. Liu, and M. M. Spiegel. Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy [J]. Journal of Monetary Economics, 2015,(74):1-15.
- [19]Chen, K., J. Ren, and T. Zha. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China [J]. American Economic Review, 2018,108(12):3891-3936.
- [20]Creal, D. D., and J. C. Wu. Monetary Policy Uncertainty and Economic Fluctuations[J]. International Economic Review, 2017,58(4):1317-1354.
- [21]Decker, R. A., P. N. D'Erasmus, and H. M. Boedo. Market Exposure and Endogenous Firm Volatility over the Business Cycle[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2016,8(1):148-198.
- [22]Fajgelbaum, P. D., E. Schaal, and M. Taschereau-Dumouchel. Uncertainty Traps [J]. Quarterly Journal of Economics, 2017,132(4):1641-1692.
- [23]Fernández-Villaverde, J., P. Guerrón-Quintana, J. F. Rubio-Ramírez, and M. Uribe. The Real Effects of Volatility Shocks[J]. American Economic Review, 2011,101(6):2530-2561.
- [24]Fernández-Villaverde, J., P. Guerrón-Quintana, K. Kuester, and J. Rubio-Ramírez. Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity[J]. American Economic Review, 2015,105(11):3352-3384.
- [25]Fostel, A., and J. Geanakoplos. Why Does Bad News Increase Volatility and Decrease Leverage [J]. Journal of Economic Theory, 2012,147(2):501-525.
- [26]Huang, Z., C. Tong, H. Qiu, and Y. Shen. The Spillover of Macroeconomic Uncertainty between the U.S. and China[J]. Economics Letters, 2018,(171):123-127.
- [27]Iacoviello, M., and S. Neri. Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model[J]. American

- Economic Journal: Macroeconomics, 2010,2(2):125-164.
- [28]Ireland, P. Sticky-Price Models of The Business Cycle: Specification and Stability [J]. Journal of Monetary Economics, 2001,47(1):3-18.
- [29]Jensen, H., I. Petrella, S. H. Ravn, and E. Santoro. Leverage and Deepening Business Cycle Skewness[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2020,12(1):245-281.
- [30]Jurado, K., S. Ludvigson, and S. Ng. Measuring Uncertainty [J]. American Economic Review, 2015,105(3): 1177-1216.
- [31]Kozeniaskas, N., A. Orlik, and L. Veldkamp. What Are Uncertainty Shocks [J]. Journal of Monetary Economics, 2018,100:1-15.
- [32]Liu, Z., P. Wang, and T. Zha. Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations [J]. Econometrica, 2013,81(3):1147-1184.
- [33]Ludvigson, S. C., S. Ma, and S. Ng. Uncertainty and Business Cycles: Exogenous Impulse or Endogenous Response[EB/OL]. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/mac.20190171&&from=f>, 2020.
- [34]Mumtaz, H., and K. Theodoridis. Dynamic Effects of Monetary Policy Shocks on Macroeconomic Volatility[J]. Journal of Monetary Economics, 2019, DOI:<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.03.011>.
- [35]Sargent, T. J., and P. Surico. Two Illustrations of the Quantity Theory of Money: Breakdowns and Revivals[J]. American Economic Review, 2011,101(1):109-128.
- [36]Tian, C. Riskiness, Endogenous Productivity Dispersion and Business Cycles [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2015,(57):227-249.

Endogenous Uncertainty, Monetary Policy and China's Economic Fluctuation

ZHU Zi-xiang, GAO Ran, DENG Xiang

(School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610065, China)

Abstract: Uncertainty has become an essential reason for China's economic downturn. Research about China often treats uncertainty as an exogenous factor. This paper empirically analyzes the impact of monetary policy on volatility through a volatility-in-mean SVAR model with "two-way feedback". The estimation results show that the positive monetary policy shock not only pushes up the total demand but also reduces the volatility, the monetary policy shock accounts for more than 5% of the volatility, closing the endogenous feedback of volatility will weaken the effect of monetary policy. Then this paper constructs a new Keynesian DSGE model, which includes a credit constraint and a quantitative monetary policy rule, to account for and simulate the impact of monetary policy on volatility. The results also confirm that positive monetary policy shocks can reduce the volatility of macro variables, and closing the impact of uncertainty will weaken the effect of monetary policy. The state-dependence of uncertainty is the crucial reason for monetary policy to reduce the uncertainty. The risk aversion, the credit constraint, and the persistence of monetary policy all determine the impact of monetary policy shocks on uncertainty, among which credit constraint is the most critical channel. The paper argues that there is no contradiction between expansionary monetary policy and deleveraging, and expansionary monetary policy is an effective way to deal with uncertainty. This paper helps understand the causes of China's economic uncertainty and mitigate the uncertainty's adverse effects.

Key Words: monetary policy; endogenous uncertainty; volatility-in-mean model; credit constraint

JEL Classification: E12 E32 E52

[责任编辑:章毅]