

# 中国货币政策不确定性对宏观经济的影响

## ——基于混合货币政策规则的分析

罗大庆 傅步奔\*

**摘要** 货币政策不确定性会对宏观经济运行产生重要影响。本文从政策规则的视角,根据中国货币政策调控体系中数量工具和价格工具并用的混合特征,研究了中国货币政策不确定性及其对宏观经济的影响。首先,本文根据货币政策规则方程,采用贝叶斯方法估计了2000年到2016年中国货币政策不确定性的时间序列。第二,本文采用结构向量自回归模型识别了货币政策不确定性冲击对中国宏观经济的影响;同时构建了动态随机一般均衡模型,模拟了货币政策不确定性冲击对中国宏观经济的影响。两个模型的脉冲响应结果一致,均表明:中国的货币政策不确定性冲击表现为一种需求冲击,产出和物价同向变动;当货币政策不确定性增大时,产出、消费、投资和物价水平下降,投资下降比例最大。第三,进一步的模拟实验表明,扩大消费在经济中的比重,减少投资的比重,可以显著减小货币政策不确定性冲击对总产出的影响。

**关键词** 货币政策 不确定性 混合规则 需求冲击

### 一、引言

中国央行法定的货币政策最终目标是维持物价稳定,促进经济增长。但是,由于中国经济正处于不断发展和转型的阶段,货币政策在实践中还要考虑到促进就业、平衡国际收支、促进金融改革和开放、发展金融市场和协调财政政策等多个目标。因此,中国货币政策具有较大的复杂性,使得人们根据只含有维持物价稳定、促进经济增长的“双目标”货币政策规则来判断实际货币政策时,总会出现偏离。如果这种偏离并不平稳,时大时小,便形成了货币政策的不确定性。较大的货币政策不确定性,会令经济中的决策主体调整预期,改变消费和投资方式,产生市场波动,影响政策执行效果,进而对宏观经济运行产生影响。

本文将从政策规则的视角研究中国的货币政策不确定性及其对宏观经济的影响。通过度量货币政策工具目标对政策规则的偏离程度,来估计货币政策不确定性。并根据估计结果,在实证和理论上,分析中国的货币政策不确定性对产出、消费、投资和物价的影响。

\* 罗大庆,上海财经大学经济学院, E-mail: luod@mail.shufe.edu.cn; 傅步奔(通讯作者),上海财经大学经济学院, E-mail: fububen@163.shufe.edu.cn; 通讯地址:上海市武川路111号上海财经大学经济学院, 邮政编码:200433。感谢国家自然科学基金青年项目(71803112)和上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2016-378)的资助;感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

与本文研究相关的宏观经济学文献主要有两类。第一类文献是关于中国货币政策规则模型的研究,这类研究专注于考察中国货币政策规则。谢平和刘斌(2004)研究了单一的价格型规则(泰勒规则)在中国的适用性。Liu和Zhang(2010)、岳超云和牛霖琳(2014)认为单一的价格型货币政策不是研究中国货币政策的最好工具。伍戈和连飞(2016)从脉冲响应、方差分解和损失函数三个角度衡量,也得到类似结果。王曦等(2017)将单一的价格型规则和单一的货币型规则,按照权重相加后构建了一种混合规则,并根据预测和福利分析的结果认为混合规则优于单一的利率规则或数量规则。Li和Liu(2017)对中国经济的动态随机一般均衡(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE)模型进行了贝叶斯估计,通过分析产出和通货膨胀率的脉冲响应函数和方差分解发现,相较于单一的价格型规则和单一的数量型规则,加入了货币增长率的扩展型泰勒规则可以更好地解释1996Q2到2015Q4的中国数据。

与本文相关的第二类文献是关于宏观不确定性的研究。2007—2009年的金融危机发生后,国际学界对不确定性冲击的宏观研究逐渐升温。Stock和Watson(2012)认为,危机期间造成美国产出下降和失业率上升的最主要因素是金融冲击和不确定性冲击。宏观经济学学者开始将时变波动率模型从金融领域引入宏观经济研究,例如Justiniano和Primiceri(2008)首先用DSGE模型研究了波动率冲击对宏观经济的影响。Fernandez-Villaverde等(2015)研究了美国财政政策不确定性对实体经济的影响。Born和Pfeifer(2014)研究了财政政策、货币政策、生产率和特定投资技术等不确定性对美国的影响。Pastor和Veronesi(2012、2013)在一般均衡框架中,分析了政策不确定性与股票价格、风险溢价的关系。以上研究围绕着美国经济不确定性、政策不确定性、货币政策和财政政策不确定性,而本文着重强调转型中的中国货币政策调控体系的特殊性,研究了混合规则下的中国货币政策不确定性。同时,在中国宏观经济研究中,许志伟和王文甫(2019)采用Baker等(2016)的数据和货币先行模型,分析了经济政策不确定性对中国宏观经济的影响。Huang和Luk(2019)参考Baker等(2016)的方法,采用10份中国报纸文本数据,测度了2000年至今的中国货币政策不确定性的月度时间序列。王博等(2019)参考Jurado等(2015)的方法,建立了2006年至2017年的中国货币政策不确定性的月度时间序列,并从违约风险角度阐释了货币政策不确定性对中国产出的影响。而本文则通过估计货币政策规则方程,测度了货币政策不确定性的季度时间序列,并在实证和理论模型中一致地分析了货币政策不确定性对产出、消费、投资和物价四个主要宏观变量的影响,并通过模拟实验考察了扩大消费比重,会如何影响货币政策不确定性对总产出的冲击。

相对于以往文献,本文贡献在于:首先,结合中国货币政策调控体系中量价并用的混合特征,在货币政策规则视角下,估计了从2000年到2016年的中国货币政策不确定性的季度时间序列。较之动态因子模型,采用政策规则方程的结构方法更具有经济理论基础,经济学含义更加直观清晰。第二,本文采用结构向量自回归(Structural Vector Autoregression, SVAR)模型和DSGE模型全面考察了货币政策不确定性冲击对产出、消费、投资和物价四个主要宏观经济变量的影响,发现投资对货币政策不确定性冲击最为敏感;产出和物价同向变动,表明货币政策不确定性冲击是一种需求冲击。第三,根据

中国的投资对货币政策不确定性最为敏感地发现,本文进一步通过反事实模拟实验证明减小经济中的投资占比,扩大消费比重,可以减轻货币政策不确定性对产出的影响。

在具体研究上:首先,本文采用随机波动率模型,通过粒子滤波方法估计了货币政策规则方程残差项的波动率,得到中国货币政策不确定性的时间序列。其次,为了识别货币政策不确定性冲击对经济的影响,本文使用SVAR模型分析了四个主要宏观经济变量——产出、消费、投资和价格水平在受到货币政策不确定性冲击时的反应情况。第三,为了解释和复制SVAR模型中得到的结果,我们构建了新凯恩斯DSGE模型,在模型中设定了带有时变波动率的中国货币政策混合规则方程。最后,结合DSGE模型,本文进行了相关模拟实验。

余文作如下安排:第二部分从货币政策规则角度出发,估计中国货币政策不确定性,并与相关指数进行了比较;第三部分采用VAR模型和DSGE模型,研究货币政策不确定性冲击对中国宏观经济的广泛影响;第四部分是总结和政策启示。

## 二、中国货币政策规则及其不确定性分析

关于经济政策应该遵循规则还是相机抉择的争论由来已久。比较而言,采用货币政策规则的优势在于可以避免动态不一致性导致经济政策无效。于是,货币政策规则成为货币当局决策行为和系统性反应的依据。按照政策工具盯住的中间目标不同,货币政策规则可以分为数量型规则 and 价格型规则两类。前者盯住货币供应量增长率,以McCallum规则为代表;后者关注名义利率,以Taylor规则为代表。

为了讨论中国货币政策的不确定性,首先要厘定中国货币政策的具体规则,在规则的基础上,以实际政策对规则的偏离程度来代表货币政策的不确定性。回顾中国货币政策实践历程,在改革开放后相当长的一段历史时期内,仍然继续使用信贷计划和现金计划来调节经济。在1998年,信贷限额措施被取消,货币政策实现了以控制货币供应量替代控制信贷规模。而目前,虽然主要发达经济体的货币政策规则已经从数量型规则转变为价格型规则,但中国的货币政策调控体系仍处在从数量规则向价格规则转型的中间过程中,并不是单一规则;中国货币政策的重要现实特征是,“在经济转型时期实施以货币数量和利率价格工具并用的混合规则”(易纲,2016)。王曦等(2017)梳理了央行货币政策操作记录:2003年3月至2015年10月,央行使用利率工具共计36次,数量工具共计84次。“十三五规划”更进一步提出货币政策向价格型为主进行转变。这一系列事实和研究结果均表明,中国现阶段的货币政策调控体系具有混合规则的特征。

因此,在设定中国货币政策规则基准模型时,本文选择利率和M2增长率为货币政策工具变量以体现混合规则特征,选择通货膨胀率和产出缺口为货币政策目标变量。图1左侧纵轴为利率(采用银行间同业拆借利率作为代理变量),右侧纵轴为M2增长率。从图1可以看到,两个货币政策工具——利率和M2增长率剧烈波动。根据Fernandez-Villaverde等(2015)定义政策不确定性的方法,两大货币政策工具,除去对通货膨胀率和产出缺口的反应后,余下残差项的标准差可以代表货币政策的不确定性。

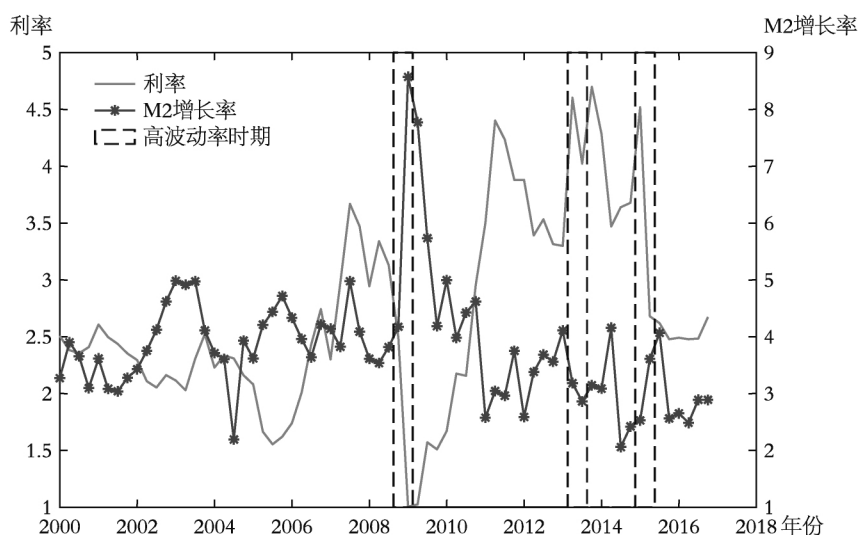


图1 利率和 M2 增长率

数据来源: 中经网统计数据库以及 Higgins 和 Zha(2015)。

### (一) 货币政策规则模型设定

基于以上分析,本文参照岳超云和牛霖琳(2014)、伍戈和连飞(2016)、以及 Li 和 Liu(2017)的货币政策规则模型,在带有平滑系数的泰勒规则中加入货币增长率,以数量型工具和价格型工具并用的混合规则作为中国货币政策规则的基准。为了研究货币政策不确定性的时变特征,参照 Fernandez-Villaverde 等(2015)引入了时变波动率模型,令波动率表示货币政策不确定性。模型估计的参数值将作为后续 DSGE 模型的校准数据。

假设货币当局遵循以下形式的货币政策混合规则:

$$\ln \frac{R_t}{R} = \phi_R \ln \frac{R_{t-1}}{R} + (1 - \phi_R) \left[ \gamma_\pi \ln \frac{\pi_t}{\pi} + \gamma_Y \ln \frac{y_t^d}{y^d} + \gamma_M \ln \frac{\Delta M_t}{\Delta M} \right] + e^{\sigma_m} \xi_{m,t} \quad (1)$$

$$\sigma_{m,t} = (1 - \rho_m) \sigma_m + \rho_m \sigma_{m,t-1} + \sqrt{1 - \rho_m^2} * \eta_m \xi_{\sigma_m,t} \quad (2)$$

其中  $R_t$ 、 $\pi_t$  和  $\Delta M_t$  分别是名义利率、通货膨胀率和名义货币增长率,  $\phi_R$  表示平滑系数,  $\gamma_\pi$ 、 $\gamma_Y$  和  $\gamma_M$  各自表示名义利率对通货膨胀率、产出和名义货币增长率偏离稳态值时的反应强度。在稳定的经济系统中,对通胀率偏离的反应系数  $\gamma_\pi$  应大于 1,否则当通货膨胀率上升时,名义利率的上升幅度小于通货膨胀率的上升幅度,会导致实际利率下降,进一步刺激投资和推动物价水平上行,使得经济系统无法达到稳定;对产出偏离的反应系数  $\gamma_Y$  大于零,  $\gamma_M$  大于零。 $\sigma_{m,t}$  为波动率,用来代表货币政策不确定性。随机变量  $\xi_{m,t}$  和  $\xi_{\sigma_m,t}$  各自服从独立同分布的标准正态分布。

相比于单一规则只具有一个货币政策中间目标,混合规则同时纳入了名义利率和货币增长率两个中间目标。当通货膨胀率或产出发生偏离时,货币当局可以使用两类货币政策工具,这符合中国在货币政策执行过程中同时使用了数量型工具和价格型工

具这一特征。

货币政策规则等式右边,可以分解为两部分:前半部分是内生的系统性货币政策部分,最后的扰动项是外生的货币政策冲击,属于非系统内生的货币政策部分,它同时包括了 $\xi_{m,t}$ 和 $\xi_{\sigma_{m,t}}$ 两种冲击,二者均服从标准正态分布并相互独立。前者是水平冲击,后者则是对波动率 $\sigma_{m,t}$ 的冲击,即货币政策不确定性冲击。传统宏观经济学文献中往往假设 $\sigma_{m,t}$ 是常数,而本文采用随机波动率模型,假设货币政策规则的波动率 $\sigma_{m,t}$ 随时间变化,遵循一阶自回归过程。正向的波动率冲击(即 $\xi_{\sigma_{m,t}}$ 冲击)使得货币政策的波动率 $\sigma_{m,t}$ 变大,标准差 $e^{\sigma_{m,t}}$ 变大,货币政策风险增大。因此,货币政策不确定性大小,可以采用波动率 $\sigma_{m,t}$ 来度量。相对于广义自回归条件异方差模型而言,采用随机波动率模型可以将原本单一的货币政策冲击区分为两种不同冲击,增加了模型的解释能力,为更细致的货币政策研究提供了工具。

由于随机波动率模型具有非线性特征,本文在进行贝叶斯估计时,参照 Fernandez-Villaverde 等(2015)使用粒子滤波计算似然函数并估计参数 $\phi_R$ 、 $\gamma_\Pi$ 、 $\gamma_Y$ 、 $\gamma_M$ 、 $\rho_m$ 、 $\sigma_m$ 和 $\eta_m$ 。粒子滤波是一种序贯蒙特卡洛算法,普遍适用于非线性模型、非正态分布的估计。中国宏观经济的数据量往往比较有限,当采用贝叶斯方法时,可以通过先验假设提供的信息来弥补样本量的不足。

## (二) 参数估计及结果

除利率外,本文使用的产出、CPI和M2等数据均来自 Higgins 和 Zha(2015)整理的2000年第一季度至2016年第四季度的中国宏观经济季度数据,数据本身已经过季节调整。具体使用的数据和处理方法如下:

利率:国内研究普遍采用中国银行间同业拆借利率作为利率的代理变量(数据来源:中经网统计数据库)。中国银行间同业拆借市场成立于1996年1月,其利率反映了银行间同业市场的资金供求情况。本文采用银行间同业拆借7天利率,并按照月交易量加权平均计算季度利率。

通货膨胀率:采用季度CPI数据,通货膨胀率为价格指数的环比值。在参数估计过程中,按照 Fernandez-Villaverde 等(2015)的处理方法,将通货膨胀率减去样本平均数视为通货膨胀率的偏离值。M2增长率的数据处理方式,与通货膨胀率相同。

产出缺口:理论上应该采用实际产出和潜在产出来计算产出缺口,但由于中国潜在产出数据缺乏,国内学者普遍采用HP滤波生成的产出趋势项作为当期潜在产出数据。郭庆旺和贾俊雪(2004)认为,相对于增长率推算法,消除趋势法和生产函数法的估算结果有效可靠,二者估算的产出缺口的整体变化趋势比较一致,因而可以用消除趋势法中的HP滤波法替代生产函数法。具体计算方法为:对实际GDP取自然对数,经过HP滤波处理得到趋势项和波动项,后者作为产出偏离稳态路径的比例。

进行贝叶斯估计时,参数的先验假设参考岳超云和牛霖琳(2014)、伍戈和连飞(2016)、以及王曦等(2017):对于波动率,假设服从正态分布;对于平滑系数,假设服从贝塔分布;对于反应系数,假设服从正态分布。具体先验分布和估计结果详见表1。

表1 先验分布和后验分布

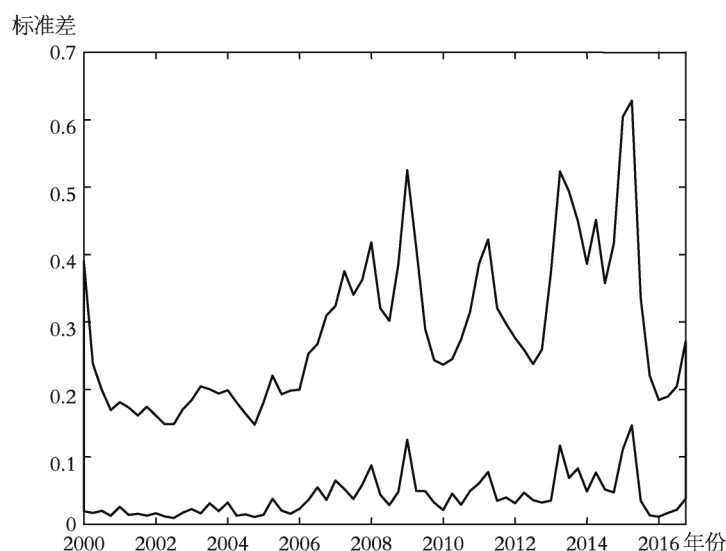
参数	先验分布			后验分布	
	类型	均值	标准差	中位数	95% 概率区间
$\sigma_m$	正态	-5.5	0.40	-6.77	[-7.12, -6.24]
$\rho_m$	贝塔	0.40	0.10	0.57	[0.35, 0.77]
$\eta_m$	正态	0.70	0.30	0.71	[0.38, 1.08]
$\phi_R$	贝塔	0.40	0.15	0.96	[0.93, 0.98]
$\gamma_Y$	正态	0.27	0.05	0.23	[0.14, 0.33]
$\gamma_{\Pi}$	正态	1.29	0.15	1.22	[1.02, 1.49]
$\gamma_M$	正态	1.00	0.15	0.57	[0.23, 0.90]

根据估计结果中位数计算,货币政策冲击的标准差放大100倍后,即 $100 * e^{\sigma_m t}$ 约是0.115,表明水平冲击 $\xi_{m,t}$ 为1时,名义利率增加11.5个基点。一单位的货币政策不确定性冲击 $\xi_{\sigma_m,t}$ 产生后,对应100倍标准差 $100 * e^{\sigma_m t}$ 变为0.206。平滑系数 $\rho_m$ 中位数约为0.57,表明中国货币政策不确定性冲击具有一定的持续性。

根据估计结果,可以更直观地观察中国货币政策不确定性的历史概况。图2横轴表示2000Q1到2016Q4的季度时间,纵轴表示放大到100倍的货币政策冲击的标准差,即 $100e^{\sigma_m t}$ 。两条曲线之间的区域代表95%概率区间。从图形上(两条边界线),可以直观看货币政策的时变特点。2006年之前,中国货币政策的不确定性大体上比较小。随后十年,货币政策不确定性逐渐升高,并三个货币政策波动率最大的时期。首先,2008年国际金融危机的爆发导致中国货币政策不确定性明显增大,并在2008年第四季度和2009年第一季度达到峰值。2009年第一季度,中国GDP同比增长从9%左右下降到6.1%,居民消费价格指数同比下降0.6%。为了应对国际金融危机,央行明确取消了对金融机构信贷规模的约束,五次下调存贷款基准利率,四次下调存款准备金率,确定2009年广义货币供应量M2增长17%(对应图1第一个虚线区域)。其次,2013年第二季度和第三季度是又一个货币政策波动较大的时期。前期政策导致当时的信贷连续扩张压力较大,银行体系内货币供给不足,而央行“通过逆回购、常备借贷便利等工具,有效应对了多种因素引起的短期资金波动”(中国人民银行,2013)。与2008年第四季度货币政策不确定性来自扩张型货币政策不同,这次货币政策不确定性来自紧缩型货币政策,名义利率居于高位,M2供应持续减速(对应图1第二个虚线区域)。第三个货币政策持续波动高峰期是2015年第一季度和第二季度。当时,在结构调整、动能转变和消化前期政策三者叠加之下,经济面临短期内下行压力,于是市场利率大幅下降,M2供应量大幅上升,并带来当时金融市场交易的活跃(对应图1第三个虚线区域)。此次货币政策不确定性来自扩张型货币政策。2015年第四季度之后,货币政策不确定性开始变小,货币政策趋于稳定,但后续又萌发上升态势。

### (三) 与相关不确定性指数的比较

Baker等(2016)开政策不确定性(Economic Policy Uncertainty,EPU)指数研究之先

图2 标准差  $100e^{\sigma_{m,t}}$  的95%概率区间

河,衍生出众多实证研究成果。作者基于报刊新闻文本分析的方法,构建了世界主要国家的EPU指数。其中,中国EPU指数来自对中国香港《南华早报》的文本分析结果。构建指数时,作者首先筛选出包含关键词“中国+经济+不确定性”的文章,然后再从中挑选讨论“政策”的文章,最后通过算法构建了“中国+经济+政策+不确定性”指数。鉴于Baker等(2016)的广泛影响力,而货币政策不确定性属于经济政策不确定性的一种,有必要将本文估计得到的货币政策波动率 $\sigma_{m,t}$ 与中国EPU指数进行对比。

在表2中,改变中国EPU指数的滞后时间,与 $\sigma_{m,t}$ 计算相关系数后发现,尽管二者的相关系数大多数情况下为正,但相关性很弱。究其原因,Baker等(2016)在构建中国EPU指数时,“政策”部分搜索词包括:政策、支出、预算、政治、利率或者改革。除了货币政策之外,中国EPU指数同时囊括了财政政策和其他诸多改革举措,势必与单一的货币政策不确定性有所不同。在未抽离出其他经济政策的不确定性时,中国EPU指数不宜作为中国货币政策不确定性的代理变量。

表2  $\sigma_{m,t}$ 与中国EPU( $t+s$ )的相关系数

滞后s期	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
相关系数	0.17	0.15	0.15	0.06	-0.002	0.02	0.03	0.08	0.16

近期,Huang和Luk(2019)采用Baker等(2016)的方法和中国内地报纸文本数据,构建了中国货币政策不确定性(Monetary Policy Uncertainty,MPU)月度指数。其采用的文本范围包括中国内地十份具有代表性的报纸。该指数和采用114份报纸的结果进行对比后,表现稳健。此外,媒体偏差效应在稳健检验时也表现较小。

将Huang和Luk(2019)的月度货币政策不确定性指数简单平均后,得到季度货币政策不确定性指数,再与本文通过估计货币政策规则方程得到的 $\sigma_{m,t}$ 时间序列取相关系数,计算结果显示(见表3),二者具有良好的相关性。货币政策不确定性 $\sigma_{m,t}$ 与 $t+2$ 期

的 MPU 指数相关性最大;同时,在整体上, $\sigma_{m,t}$ 与  $t+s$  ( $s>0$ ) 期 MPU 指数的相关系数,大于  $t+s$  ( $s<0$ ) 期 MPU 指数的相关系数——较之报刊文本分析法,通过货币政策规则来度量货币政策不确定性,具有一定时间上的领先性。潜在原因是货币当局的政策反应时间和媒体报道时间存在时间差,前者更为迅速。

表3  $\sigma_{m,t}$  与中国 MPU( $t+s$ ) 的相关系数

滞后 $s$ 期	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
相关系数	0.41	0.41	0.44	0.48	0.42	0.50	0.58	0.57	0.51

总之,Huang 和 Luk(2019) 的中国 MPU 指数,较之 Baker 等(2016) 的中国 EPU 指数,无论从文本范围,还是指数内容上,都更适合作为中国货币政策不确定性的衡量指标。而本文通过估计货币政策规则方程得到的货币政策不确定性时间序列,与 Huang 和 Luk(2019) 构建的 MPU 指数相关性良好,同时表现出一定时间上的领先性。

### 三、货币政策不确定性冲击对宏观经济的影响

#### (一) VAR 模型

本部分采用上文估计的货币政策不确定性时间序列,结合 VAR 模型考察货币政策不确定性与主要宏观经济变量的经验关系。采用贝叶斯方法估计四阶滞后的季度 VAR 模型,使用 Minnesota 先验分布,经递归策略识别冲击。模型中的变量顺序为:货币政策不确定性、产出、消费、投资和物价水平。实证分析过程采用的数据包括  $\sigma_{m,t}$  中位数,取自然对数的四项主要宏观经济数据:实际 GDP、实际消费、实际投资和 GDP 平减指数。忽略人均因素后,消费数据采用家庭消费,投资数据采用总固定资本形成。数据来自 Higgins 和 Zha(2015) 整理的中国宏观经济季度数据。模型的脉冲响应结果为图 3。

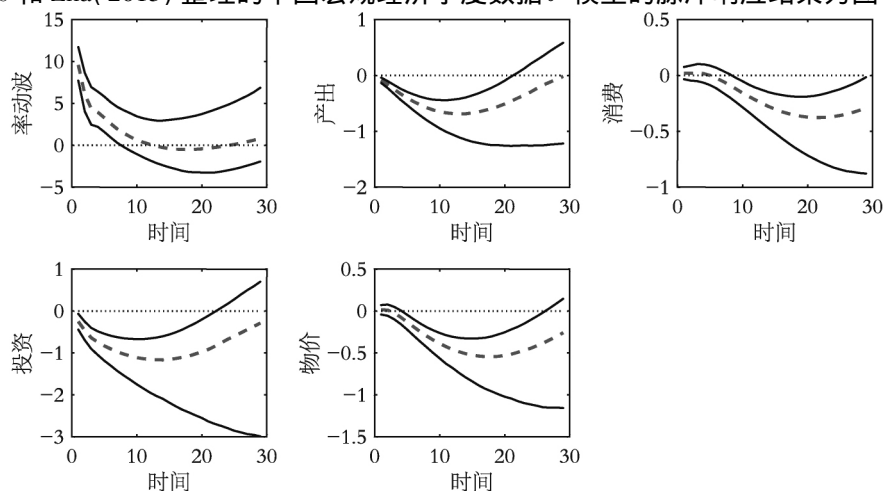


图3 VAR 模型中,宏观经济变量对货币政策不确定性冲击的脉冲响应  
注释:虚线为中位数,实线为 16% / 84% 分位数。四个宏观变量的纵轴表示百分数。



在图 3 的脉冲响应结果中,两条实线表示 16% /84% 分位数,虚线表示中位数。当货币政策的波动率瞬时增大后(文献中普遍使用两个标准差的冲击),产出、消费、投资和物价水平均表现出不同程度的下滑,产出和物价的同向下滑表明货币政策不确定性冲击是一种需求冲击。此外,投资下滑比例最大。

此处进行的五变量 VAR 模型的经验分析,为后文构建 DSGE 模型提供了经验事实。我们将通过比较 VAR 模型和 DSGE 模型的脉冲响应结果来两相印证货币政策不确定性对中国宏观经济的影响及其影响机制。

## (二) DSGE 模型

本节建立了一个新凯恩斯 DSGE 模型,通过在模型中引入具有中国特征的货币政策混合规则和随机波动率模型,来复制 VAR 模型的脉冲响应结果,并解释货币政策不确定性的影响机制。模型设定主要参考了 Fernandez-Villaverde 和 Rubio-Ramirez (2006)、王国静和田国强(2014)以及马勇(2013)。模型中的市场主体包括:家庭、劳动供给商、中间产品生产商、最终产品生产商和政府部门。模型同时考虑了工资和价格粘性,工资和中间品的定价采用 Calvo 定价规则。模型叙述如下:

### 1. 家庭部门

假设经济中有一个连续统的家庭,代表性家庭  $j$  每期消费  $c_{j,t}$ , 持有一定的法定货币  $M_{j,t}$ , 并提供劳动  $l_{j,t}$ , 其终身效用可以表示为:

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln(c_{j,t} - h * c_{j,t-1}) + \psi_M \ln \frac{M_{j,t}}{P_t} - \psi_L \frac{l_{j,t}^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right] \quad (3)$$

其中  $E$  为期望算子  $\beta$  为效用贴现因子  $h$  代表消费习惯  $\psi_M$  表示货币实际余额效用的系数  $\psi_L$  表示劳动效用系数  $\gamma$  为 Frisch 劳动供给弹性的倒数。由于中国货币政策规则中采用了数量型工具,需要在模型中加入货币数量。令  $m_{j,t} = M_{j,t}/P_t$  表示实际货币余额。

代表性家庭当期收入来源包括:提供劳动获得实际工资  $w_{j,t}$ , 出租资本品获得租金  $r_t$ , 上一期债券的本息收入  $R_{t-1}$ , 来自政府的转移支付  $T_{j,t}$  和来自企业的利润  $F_{j,t}$ ; 支出流向为消费  $c_{j,t}$ , 投资  $i_{j,t}$  和购买政府债券  $B_{j,t}$ 。  $u_{j,t}$  表示资本使用率。  $P_t$  表示消费价格水平。在完全市场条件下,代表性家庭面临的预算约束为:

$$c_{j,t} + i_{j,t} + \frac{B_{j,t}}{P_t} + \frac{M_{j,t}}{P_t} = w_{j,t} l_{j,t} + r_t u_{j,t} k_{j,t-1} + B_{j,t-1} \frac{R_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{j,t-1}}{P_t} + T_{j,t} + F_{j,t} \quad (4)$$

家庭每期进行投资,存在一个资本积累方程为:

$$k_{j,t} = [1 - \delta(u_{j,t})] k_{j,t-1} + \left[ 1 - S\left(\frac{i_{j,t}}{i_{j,t-1}}\right) \right] i_{j,t} \quad (5)$$

其中,资本使用率  $u_{j,t}$  影响到存量资本的折旧,即  $\delta(u_{j,t}) = \delta + \gamma_1(u_{j,t} - 1) + 0.5 \gamma_2(u_{j,t} - 1)^2$ 。另外,投资是不可逆的,调整投资计划会产生摩擦。假设

$$S\left(\frac{i_{j,t}}{i_{j,t-1}}\right) = \frac{\kappa}{2} \left( \frac{i_{j,t}}{i_{j,t-1}} - 1 \right)^2 \quad (6)$$

为投资调整成本函数,并满足条件  $S(1) = 0$   $S'(1) = 0$   $S'' > 0$ 。

根据代表性家庭的效用最优化问题,可以得到关于消费、债券、资本使用率、资本存

量、投资和实际货币余额的一阶条件。 $\lambda_{j,t}$ 为预算约束方程的拉格朗日乘子。 $Q_{j,t}$ 为资本积累方程的拉格朗日乘子。令 $q_{j,t} = Q_{j,t}/\lambda_{j,t}$ 。具体的一阶条件为:

$$\frac{1}{c_{j,t} - h c_{j,t-1}} - h\beta E_t \frac{1}{c_{j,t+1} - h c_{j,t}} = \lambda_{j,t} \quad (7)$$

$$\lambda_{j,t} = \beta E_t \frac{\lambda_{j,t+1} R_t}{\pi_{t+1}} \quad (8)$$

$$r_t = q_{j,t} \delta'(u_{j,t}) \quad (9)$$

$$q_{j,t} = \beta E_t \left\{ \frac{\lambda_{j,t+1}}{\lambda_{j,t}} r_t u_{j,t+1} + q_{j,t+1} \frac{\lambda_{j,t+1}}{\lambda_{j,t}} [1 - \delta(u_{j,t+1})] \right\} \quad (10)$$

$$1 = q_{j,t} \left[ 1 - S\left(\frac{i_{j,t}}{i_{j,t-1}}\right) - S\left(\frac{i_{j,t}}{i_{j,t-1}}\right) \frac{i_{j,t}}{i_{j,t-1}} \right] + \beta E_t \left[ q_{j,t+1} \frac{\lambda_{j,t+1}}{\lambda_{j,t}} S\left(\frac{i_{j,t+1}}{i_{j,t}}\right) \frac{i_{j,t+1}^2}{i_{j,t}^2} \right] \quad (11)$$

$$\lambda_{j,t} = \beta E_t \frac{\lambda_{j,t+1}}{\pi_{t+1}} + \psi_M \frac{1}{m_{j,t}} \quad (12)$$

## 2. 劳动供给商

为了引入工资粘性,假定存在完全竞争的劳动供给商,将各个家庭的劳动 $l_{j,t}$ 打包组合成 $l_t^d$ ,供应给中间产品生产商。劳动供给商的生产函数为:

$$l_t^d = \left( \int_0^1 l_{j,t}^{(\varepsilon_w-1)/\varepsilon_w} dj \right)^{\varepsilon_w/(\varepsilon_w-1)} \quad (13)$$

其中 $\varepsilon_w$ 表示不同家庭的劳动替代弹性。

家庭要求的实际工资为 $w_{j,t}$ ,中间产品生产商支付的实际工资为 $w_t$ ,则劳动供给商利润最大化问题为:

$$\max_{l_{j,t}} w_t l_t^d - \int_0^1 w_{j,t} l_{j,t} dj \quad (14)$$

求解一阶条件,可以得到对家庭 $j$ 的劳动需求函数为:

$$l_{j,t} = \left( \frac{w_{j,t}}{w_t} \right)^{-\varepsilon_w} l_t^d \quad (15)$$

这是一个关于相对工资的递减函数。

在完全竞争的市场条件下,劳动供给商利润为零,收益等于成本,

$$w_t l_t^d = \int_0^1 w_{j,t} l_{j,t} dj \quad (16)$$

结合(15)式,得工资水平 $w_t$ 和个体工资 $w_{j,t}$ 的函数关系:

$$w_t = \left( \int_0^1 w_{j,t}^{1-\varepsilon_w} dj \right)^{1/(1-\varepsilon_w)} \quad (17)$$

假定代表性家庭在劳动力市场上拥有垄断竞争的定价权。本文采用 Calvo 定价方式,每期有 $\theta_w$ 比例的家庭无法重新设定最优工资,只能根据上一期通货膨胀率对名义工资自动进行指数化调整,那么当 $t$ 期名义工资为 $W_{j,t}$ ,实际工资 $w_{j,t} = W_{j,t}/P_t$ 时,对应无法重新设定工资情况下的 $t+s$ 期实际工资为 $w_{j,t} \pi_t / \pi_{t+s}$ 。其中 $\pi_t$ 为 $t$ 期的通货膨胀率。 $1 - \theta_w$ 比例的家庭可以重新设定最优工资。根据家庭劳动收益的优化问题,

$$\max_{w_{j,t}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^\tau \left\{ -\psi_L \frac{l_{j,t+\tau}^{1+\gamma}}{1+\gamma} + \lambda_{j,t+\tau} \frac{\pi_t}{\pi_{t+\tau}} w_{j,t+\tau} l_{j,t+\tau} \right\} \quad (18)$$

$$\text{s. t. } l_{j,t+\tau} = \left( \frac{\pi_t}{\pi_{t+\tau}} \frac{w_{j,t}}{w_{t+\tau}} \right)^{-\varepsilon_w} l_{t+\tau}^d \quad (19)$$

可以得到关于个体工资  $w_{j,t}$  的一阶条件, 整理为:

$$f_t^1 = f_t^2 \quad (20)$$

$$f_t^1 = \frac{\varepsilon_w - 1}{\varepsilon_w} w_t^* \lambda_{j,t} \left( \frac{w_t^*}{w_t} \right)^{-\varepsilon_w} l_t^d + \beta \theta_w E_t f_{t+1}^1 \left[ \left( \frac{\pi_t}{\pi_{t+1}} \right)^{1-\varepsilon_w} \left( \frac{w_t^*}{w_{t+1}^*} \right)^{1-\varepsilon_w} \right] \quad (21)$$

$$f_t^2 = \psi_L \left( \frac{w_t^*}{w_t} \right)^{-\varepsilon_w(1+\gamma)} (l_t^d)^{1+\gamma} + \beta \theta_w E_t f_{t+1}^2 \left( \frac{\pi_t}{\pi_{t+1}} \frac{w_t^*}{w_{t+1}^*} \right)^{-\varepsilon_w(1+\gamma)} \quad (22)$$

由对称均衡可知, 每个家庭的最优工资  $w_{j,t}^*$  一致, 故而都表示为  $w_t^*$ 。

同时,  $1 - \theta_w$  比例的家庭可以重新设定最优工资  $w_t^*$ , 使得 (17) 式可以更新为:

$$w_t = \left[ \theta_w \left( \frac{\pi_{t-1}}{\pi_t} w_{t-1} \right)^{1-\varepsilon_w} + (1 - \theta_w) (w_t^*)^{1-\varepsilon_w} \right]^{1/(1-\varepsilon_w)} \quad (23)$$

### 3. 最终产品生产商

在完全竞争状态下, 最终产品生产商采购中间产品  $y_{i,t}$  进行组合生产  $y_t^d$ , 其生产函数为:

$$y_t^d = \left( \int_0^1 y_{i,t}^{(\varepsilon_f-1)/\varepsilon_f} di \right)^{\varepsilon_f/(\varepsilon_f-1)} \quad (24)$$

其中  $\varepsilon_f$  为不同中间品之间的替代弹性。

最终产品生产商利润最大化问题为:

$$\max_{y_{i,t}} P_t \left( \int_0^1 y_{i,t}^{(\varepsilon_f-1)/\varepsilon_f} di \right)^{\varepsilon_f/(\varepsilon_f-1)} - \int_0^1 P_{i,t} y_{i,t} di \quad (25)$$

其中  $P_{i,t}$  和  $P_t$  分别为中间品和最终产品价格。

求解一阶条件可以得到对每种中间产品的需求函数为:

$$y_{i,t} = \left( \frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon_f} y_t^d \quad (26)$$

这是一个关于相对价格的递减曲线。

市场完全竞争导致最终产品生产商利润为零, 收益等于成本,

$$P_t \left( \int_0^1 y_{i,t}^{(\varepsilon_f-1)/\varepsilon_f} di \right)^{\varepsilon_f/(\varepsilon_f-1)} = \int_0^1 P_{i,t} y_{i,t} di \quad (27)$$

结合中间产品的需求函数 (26), 可以得到总体价格水平和中间产品价格的函数关系:

$$P_t = \left( \int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon_f} di \right)^{1/(1-\varepsilon_f)} \quad (28)$$

### 4. 中间品生产商

通过引入中间品生产商来引入价格粘性。假设在垄断竞争的市场环境里, 中间产品生产商  $i$  的生产函数为:

$$y_{i,t} = A_t k_{i,t-1}^\alpha l_{i,t}^{d, 1-\alpha} \quad (29)$$

其中  $\alpha$  为实际使用资本所占收入份额。全要素生产率  $A_t$  遵从平稳过程  $\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} +$

$\sigma_A \xi_A$ 。

处于垄断竞争中的中间品生产商最大化利润的过程可以分为两步。首先,将单位中间产品的成本最小化,由此可以得到要素比例关系,进而得到中间产品的实际边际成本  $mc_t$ 。

成本最小化问题为:

$$\min_{k_{i,t-1}, l_{i,t}^d} w_t l_{i,t}^d + r_t k_{i,t-1} \quad (30)$$

$$\text{s. t. } y_{i,t} = A_t k_{i,t-1}^\alpha l_{i,t}^{d, 1-\alpha} \quad (31)$$

$\lambda_{y,t}$  为拉格朗日乘子。于是一阶条件为:

$$w_t = \lambda_{y,t} (1 - \alpha) A_t k_{i,t-1}^\alpha l_{i,t}^{d, -\alpha} \quad (32)$$

$$r_t = \lambda_{y,t} \alpha A_t k_{i,t-1}^{\alpha-1} l_{i,t}^{d, 1-\alpha} \quad (33)$$

消去  $\lambda_{y,t}$  得到要素比例关系:

$$\frac{w_t}{r_t} = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \frac{k_{i,t-1}}{l_{i,t}^d} \quad (34)$$

$mc_t$  是生产一单位  $y_{i,t}$  所需要的要素成本之和,于是得到:

$$mc_t = \frac{1}{A_t} \left( \frac{r_t}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{w_t}{1 - \alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (35)$$

定价时,中间品生产商同样按照 Calvo 定价规则进行产品定价,每期有  $\theta_p$  比例的中间品生产商无法重新设定最优价格,只能根据上一期通货膨胀率对名义价格自动进行指数化调整,那么当  $t$  期名义价格为  $P_{i,t}$ ,实际价格为  $P_{i,t}/P_t$  时,对应无法重新设定价格情况下的  $t+s$  期实际价格为  $P_{i,t} \pi_t / (P_t \pi_{t+s})$ 。每期有  $1 - \theta_p$  比例的中间品生产商可以重新设定最优名义价格。那么,由中间产品生产商的实际利润最大化问题为:

$$\max_{P_{i,t}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \left\{ \left( \prod_{\tau=1}^s \pi_{t+\tau-1} \right) \frac{P_{i,t}}{P_{t+s}} - mc_{t+s} \right\} y_{i,t+s} \quad (36)$$

$$\text{s. t. } y_{i,t+s} = \left( \left( \prod_{\tau=1}^s \pi_{t+\tau-1} \right) \frac{P_{i,t}}{P_{t+s}} \right)^{-\varepsilon_f} y_{t+s}^d \quad (37)$$

求解优化问题,可以得到关于价格  $P_{i,t}$  的一阶条件,经整理为:

$$\varepsilon_f g_t^1 = (\varepsilon_f - 1) g_t^2 \quad (38)$$

$$g_t^1 = \lambda_t mc_t y_t^d + \beta \theta_p E_t g_{t+1}^1 \left( \frac{\pi_t}{\pi_{t+1}} \right)^{-\varepsilon_f} \quad (39)$$

$$g_t^2 = \lambda_t \frac{P_t^*}{P_t} y_t^d + \beta \theta_p E_t g_{t+1}^2 \left[ \frac{P_t^*}{P_{t+1}} \frac{P_{t+1}}{P_t} \left( \frac{\pi_t}{\pi_{t+1}} \right)^{1-\varepsilon_f} \right] \quad (40)$$

由对称均衡可知,每个中间品厂商的最优定价  $P_{i,t}^*$  一致,故而都表示为  $P_t^*$ 。

同时,  $1 - \theta_p$  比例的中间品厂商可以重新定价  $P_{i,t}^*$ ,于是(28)式可以更新为:

$$P_t = [\theta_p (\pi_{t-1} P_{t-1})^{1-\varepsilon_f} + (1 - \theta_p) (P_t^*)^{1-\varepsilon_f}]^{1/(1-\varepsilon_p)} \quad (41)$$

## 5. 政府部门

根据中国货币政策特征,假设货币当局同时使用货币供应量和利率两个工具,货币政策规则方程遵从前文设定的混合规则。具体设定如下:

$$\ln \frac{R_t}{R} = \varphi_R \ln \frac{R_{t-1}}{R} + (1 - \varphi_R) \left[ \gamma_\pi \ln \frac{\pi_t}{\pi} + \gamma_Y \ln \frac{y_t^d}{y^d} + \gamma_M \ln \frac{\Delta M_t}{\Delta M} \right] + e^{\sigma_m} \xi_{m,t} \quad (42)$$

$$\sigma_{m,t} = (1 - \rho_m) \sigma_m + \rho_m \sigma_{m,t-1} + \sqrt{1 - \rho_m^2} \eta_m \xi_{\sigma_m,t} \quad (43)$$

货币数量增长率定义为  $\Delta M_t = M_t / M_{t-1} = \pi_t m_t / m_{t-1}$ 。  $\xi_{m,t}$  和  $\xi_{\sigma_m,t}$  均是独立同分布的标准正态分布。货币政策不确定性冲击  $\xi_{\sigma_m,t}$  被引入模型后, 将作为理论模型的冲击来源, 用以讨论货币政策不确定性对宏观经济变量的影响。在参数校准时将使用前文估计结果的中位数。

政府支出非本文重点研究对象, 故而简单假定政府支出  $g_t$  外生, 遵循一个平稳过程。政府财政预算平衡等式为:

$$T_t = \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} - B_{t-1} \frac{R_{t-1}}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_t} - g_t \quad (44)$$

$$\ln g_t = \rho_g \ln g_{t-1} + (1 - \rho_g) \ln \bar{g} + \xi_{g,t} \quad (45)$$

其中  $\xi_{g,t} \sim N(0, \sigma_g^2)$  代表政府支出冲击, 标准差为  $\sigma_g$ 。

## 6. 一般均衡

将个体变量加总, 得到总体变量。在一般均衡中, 家庭实现效用最大化, 厂商实现利润最大化, 最终产品市场、中间产品市场、劳动力市场、资本品市场、债券市场和货币市场出清。

## (三) 参数校准

参数校准的数据来源主要包括经验事实数据、参数估计结果和文献资料。相关变量历史平均值的计算区间为 2000 年到 2016 年。

2000 年以来, 中国年平均通货膨胀率为 2.24%, 对应季度值为 0.56%; 年化利率平均值为 2.72%, 对应季度值为 0.66%, 再根据稳态条件得到时间折现因子为 0.9988。劳动稳态值取 1/3。根据陈昆亭和龚六堂 (2006)、侯成琪和龚六堂 (2014) 和 Chang 等 (2015), 中间产品和劳动的替代弹性都取 10, 对应稳态时的价格加成约为 11%。 $\gamma$  作为 Frisch 劳动供给弹性的倒数, 取值 2。根据中国消费/产出历史平均值 0.39 和劳动稳态值, 得到消费—劳动效用替代比例  $\psi_L$  为 27.87。令稳态时资本/产出比例等于固定资本形成/GDP 的历史均值 0.43, 则季度折旧率取 2.38%, 对应年化折旧率 9.52% 接近众多文献中的 10%。根据稳态条件, 令  $\gamma_1$  为 0.025, 等于资本净收益率。不考虑增长趋势, 全要素生产率增长率为零, 全要素生产率稳态值可以标准化为 1。资本收入比例上, 张军 (2002) 估计值为 0.499, Song 等 (2011) 取 0.5, 本文取 0.5。2000 年以来, 尽管 M2/名义 GDP 出现明显上升趋势, 但在稳态时取平均值 6.3645, 进而确定货币效用的系数  $\psi_M$  为 0.09。消费习惯参数  $h$ , Zhang (2009) 取 0.61, 郭新强和杨坤 (2013) 利用 GMM 方法估计后取值 0.58, 本文取 0.6。 $\kappa$  根据王国静和田国强 (2014) 取值 5。Calvo 定价的机率代表价格粘性和工资粘性的程度, 未有比较一致的参数取值。本文假定一年调整一次价格, 故而不能调整价格和工资的经济个体比例为 0.75。根据许伟和陈斌开 (2009)、马勇 (2013), 设定技术冲击的相关系数为 0.78, 标准差为 0.02; 根据马勇 (2013) 设定财政支出冲击的相关系数为 0.44, 标准差为 0.07。货币政策规则部分的参

数值,来自表 1 中后验分布的中位数。参数校准取值的汇总结果,详见表 4。

表 4 参数校准数值

参数	校准值	参数	校准值
$\beta$ 时间折现因子	0.9988	$\alpha$ 资本收入比例	0.5
$\varepsilon_f$ 中间品的替代弹性	10	$h$ 消费习惯参数	0.6
$\varepsilon_w$ 劳动的替代弹性	10	$\theta_p$ 价格不变比例	0.75
$\gamma$ 劳动供给弹性	2	$\theta_w$ 工资不变比例	0.75
$C/Y$ 消费/产出稳态比	0.3930	$\rho_A$ 技术冲击相关系数	0.78
$I/Y$ 投资/产出稳态比	0.4287	$\sigma_A$ 技术冲击标准差	0.02
$\delta$ 资本折旧率	2.38%	$\rho_g$ 财政支出冲击相关系数	0.44
$\gamma_1$ 折旧率方程一次项系数	0.25	$\sigma_g$ 财政支出冲击标准差	0.07
$\gamma_2$ 折旧率方程二次项系数	0.01	$K$ 投资调整成本系数	5
$\psi_M$ 货币效用系数	0.09	$\psi_L$ 劳动效用系数	27.87

#### (四) 模型模拟

对于前文得到的经济动态系统,本文采用扰动法进行近似求解。由于货币政策规则方程的非线性特征,一阶泰勒展开无法得到含有冲击  $\xi_{\sigma_{m,t}}$  的方程。二阶展开时,仅仅出现  $\xi_{\sigma_{m,t}}$  和  $\xi_{m,t}$  的交互项。三阶展开后出现  $\xi_{m,t}$  的独立项(见 Fernandez-Villaverde 等, 2011)。而更高阶的展开,虽然可以带来更准确的结果,但计算量迅速增大。三阶泰勒展开可以满足本文研究的需要。

与此同时,高阶泰勒展开会使得动态系统迅速复杂化。一般而言,一阶展开时可以得到平稳的线性动态系统,但高阶展开时得到的动态系统往往不再平稳而出现爆炸式路径。Kim 等(2008)建议,通过近似法得到动态系统后,在向前迭代过程中,不断剪枝(pruning)所需要的近似阶数之外的高阶项,以免高阶展开后得到的动态系统出现爆炸式演化路径;为此本文采用 Andreasen 等(2018)的剪枝算法。计算脉冲响应时,采用 Fernandez-Villaverde 等(2011)的算法。

根据研究不确定性冲击的文献惯例,本文采用两个标准差的货币政策不确定性冲击,得到脉冲响应图 4。产出、消费、投资按照百分比显示,通货膨胀率和名义利率(年化)按照基点显示。

从图 4 可以看到,当模型受到波动率冲击后,产出、消费、投资、通货膨胀率和名义利率均呈现了“倒驼峰”式的下降,整个脉冲响应图与 VAR 模型的脉冲响应图的反应方向一致。当货币政策不确定性增加时,家庭出于预防性储蓄动机,选择降低当前消费,增加储蓄,增加劳动时间。消费下降,造成企业产出下降,物价水平下降。企业产出下降,对劳动和资本的需求减少,工资和利率下降。家庭虽然愿意增加劳动供给,但企业劳动需求减少更多。工资收入和资本收入下降,导致家庭收入减少。尽管家庭削减消费,试图增加储蓄,但由于收入的减少,净储蓄是减少的,投资下降。从图 4 中还可以看

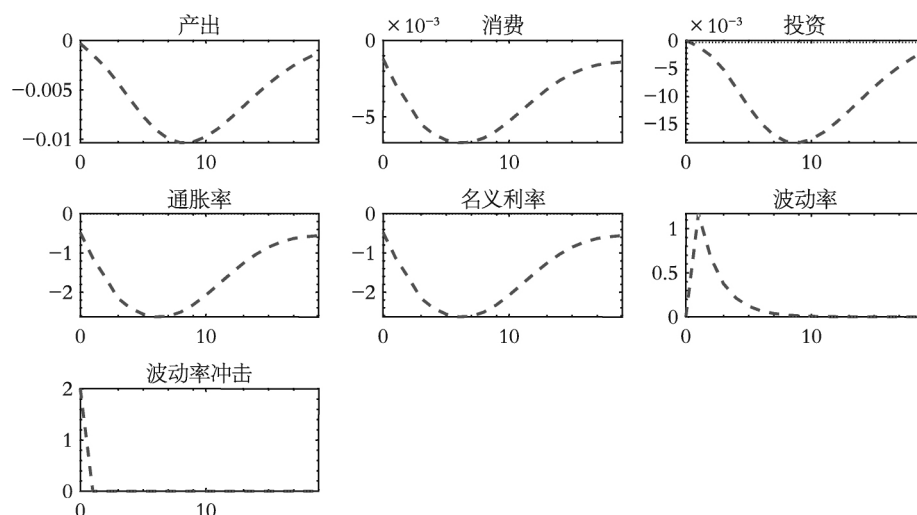


图4 DSGE模型中,宏观经济变量对货币政策不确定性冲击的脉冲响应

注释:产出、消费和投资的纵轴表示百分数,通胀率和名义利率的纵轴表示基点。

到,投资下降程度较产出和消费更大,投资更容易受货币政策不确定性影响。而且冲击造成的影响具有持续性,投资恢复最慢。此处,模型的脉冲响应结果量级较小,原因在于模型只考虑了预防性储蓄效应。Bloom(2014)认为,不确定性主要通过预防性储蓄效应和实际期权效应造成产出的下降。但引入实际期权效应时需要使用非凸不可微的调整成本函数,从而无法采用扰动法求解模型。本文按照 Fernandez-Villaverde 等(2011)、Fernandez-Villaverde 等(2015)以及 Basu 和 Bundick(2017)等宏观不确定性文献,仅考虑了不确定性冲击的预防性储蓄效应。

#### (五) 其他分析:以消费为主体的经济结构变革

在经济现实中,中国经济的增长模式经历了从“投资、出口拉动”到“依靠消费、投资、出口协同拉动”的结构性变革。政策层面也一直在试图改变过度依赖投资、储蓄过多、消费不足的经济增长状态。可以预见,未来消费在中国经济中的占比一定会上升,这将是中国经济的重要结构性变化。那么,在一个以消费为主体的宏观经济中,货币政策不确定性的影响又会是怎么样的呢?

为了回答上面的问题,本文进行了一项模拟实验。假定经济稳态时,相较于基准模型,政府支出在GDP中的比例保持不变,投资占比下降,消费占GDP的比例从0.39提升到0.6(即达到美国的消费/产出比)。由脉冲响应结果(见图5)可以发现,在货币政策不确定性增大时,主要宏观经济变量的下降幅度均有所缩小,其中产出下降幅度的缩小尤其明显,最大下降百分点约由0.01变为0.007,相对幅度减小了30%。究其原因,在VAR模型和DSGE基准模型中,投资都是对货币政策不确定性最敏感的。增大消费比例后,投资的比例相应减小,产出的脉冲响应幅度也就变小,也就是经济整体对货币政策不确定性的敏感性降低。

简言之,模拟实验从货币政策不确定性角度,为分析中国经济增长模式从投资拉

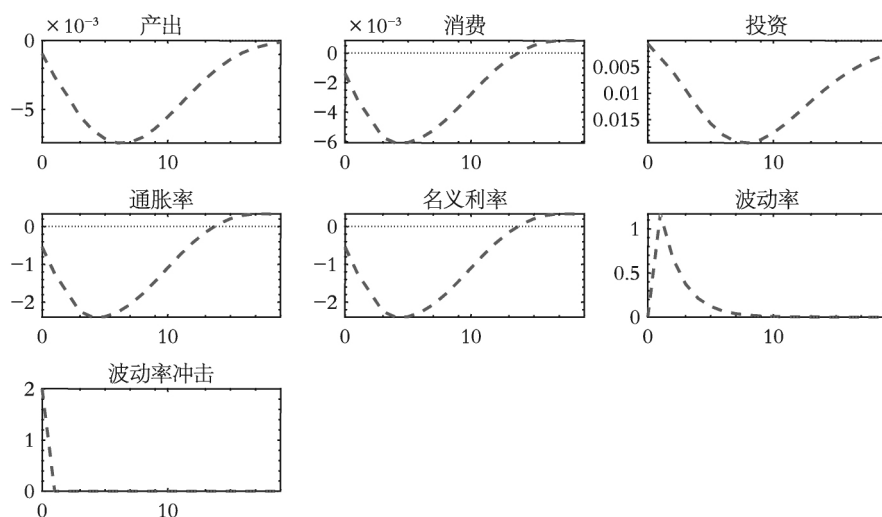


图5 稳态  $C/Y=0.6$  时,宏观经济变量对货币政策不确定性冲击的脉冲响应

注释:产出、消费和投资的纵轴表示百分数,通胀率和名义利率的纵轴表示基点。

动,向扩大消费的结构性变革所能带来的收益,提供了一种思路。扩大消费在经济中的比重,减少投资的比重,可以显著减小货币政策不确定性冲击对总产出的影响。

#### 四、总结和政策启示

货币政策不确定性是影响经济运行的一个重要因素,本文基于中国货币政策现实,提供了一个在实证和理论上相统一的宏观分析框架。通过考察中国货币政策规则自身的特点,结合随机波动率模型,采用贝叶斯方法估计了2000年到2016年中国货币政策的不确定性,发现了其时变特性。同时,稳健的分析需要实证分析和理论分析的相互印证。本文同时采用VAR模型和新凯恩斯DSGE模型进行了分析,研究结果均显示,以货币政策混合规则为基准,中国货币政策不确定性冲击是一种需求冲击:当货币政策不确定性增大时,产出和物价同时下降;同时,消费和投资也会受到负向影响,投资受到的影响最大。鉴于投资对货币政策不确定性更为敏感,通过降低较为敏感的投资/产出比,提升较为不敏感的消费/产出比,可以大幅减少货币政策不确定性对产出的影响,这为理解积极扩大消费这一政策的经济意义,提供了新角度,具有政策分析价值。

既然货币政策不确定性冲击会引起经济波动,那么如何减小货币政策不确定性冲击?本文的基本假设是一个双目标的货币政策规则,即假设经济个体只能观察到维持物价稳定、促进经济增长两大目标。但相对于发达经济体,转型时期的中国经济情况特殊,央行有更多的政策目标和更复杂的政策目标函数。当这些目标在货币政策规则方程中无法显性地体现时,或者说无法被经济个体理解时,货币当局对这些目标的政策反应便被归入模型的扰动项,成为货币政策不确定性的来源。在理想情况下,如果经济个体拥有货币当局的全部信息,也就不存在货币政策不确定性,但这不是经济现实。更为可行的方法是,央行可以通过更多的沟通,明确货币政策规则中其他政策目标及其权重



系数的变化情况,增强经济个体对货币政策的理解,从而降低发生较大的货币政策不确定性冲击的可能性。当然,货币当局需要平衡货币政策沟通的收益和成本。

总之,本文研究表明,中国的货币政策不确定性是随时间变化的,其冲击表现为一种需求冲击。鉴于货币政策影响广泛,货币政策不确定性对中国经济其他方面的影响,例如对金融市场的影响,可以作为进一步研究的方向。

## 参 考 文 献

- Andreasen, M., J. Fernandez-Villaverde and J. Rubio-Ramirez, 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., N. Bloom and S. Davis, 2016, "Measuring Economic Policy Uncertainty," *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636.
- Basu, S. and B. Bundick, 2017, "Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand," *Econometrica*, 85(3): 937-958.
- Bloom, N., 2014, "Fluctuations in Uncertainty," *The Journal of Economic Perspectives*, 28(2): 153-175.
- Born, B. and J. Pfeifer, 2014, "Policy Risk and the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 68, 68-85.
- Chang, C., Z. Liu and M. Spiegel, 2015, "Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 74, 1-15.
- Fernandez-Villaverde, J. and J. Rubio-Ramirez, 2006, "A Baseline DSGE Model," [http://economics.sas.upenn.edu/~jesusfv/benchmark\\_DSGE.pdf](http://economics.sas.upenn.edu/~jesusfv/benchmark_DSGE.pdf).
- Fernandez-Villaverde, J., P. Guerron-Quintana, J. Rubio-Ramirez and M. Uribe, 2011, "Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks," *American Economic Review*, 101, 2530-2561.
- Fernandez-Villaverde, J., P. Guerron-Quintana and J. Rubio-Ramirez, 2015, "Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity," *American Economic Review*, 105, 3352-3384.
- Higgins, P. and T. Zha, 2015, "China's Macroeconomic Time Series: Methods and Implications," Working paper in Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Huang, Y. and P. Luk, 2019, "Measuring Economic Policy Uncertainty in China," <https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com>.
- Jurado, K., S. Ludvigson and S. Ng, 2015, "Measuring Uncertainty," *American Economic Review*, 105, 1177-1216.
- Justiniano, A. and G. Primiceri, 2008, "The Time-Varying Volatility of Macroeconomic Fluctuations," *American Economic Review*, 98(3): 604-641.
- Kim, J., S. Kim, E. Schaumburg and C. Sims, 2008, "Calculating and Using Second-Order Accurate Solutions of Discrete Time Dynamic Equilibrium Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32, 3397-3414.
- Li, B. and Q. Liu, 2017, "On the Choice of Monetary Policy Rules for China: A Bayesian DSGE Approach," *China Economic Review* 44, 166-185.
- Liu, L. and W. Zhang, 2010, "A New Keynesian Model for Analysing Monetary Policy in Mainland China," *Journal of Asian Economics* 21, 540-551.
- Pastor, L. and P. Veronesi, 2012, "Uncertainty about Government Policy and Stock Prices," *The Journal of Finance*, 67(4): 1219-1264.
- Pastor, L. and P. Veronesi, 2013, "Political Uncertainty and Risk Premia," *Journal of Financial Economics*, 110, 520-545.
- Song, Z., K. Storesletten and F. Zilibotti, 2011, "Growing Like China," *American Economic Review*, 101, 196-233.
- Stock, J. and M. Watson, 2012, "Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession," NBER Working Paper No. 18094.
- Zhang, W., 2009, "China's Monetary Policy: Quantity versus Price Rules," *Journal of Macroeconomics*, 31(3): 473-484.
- 陈昆亭和龚六堂, 2006, 《粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟——对基本 RBC 模型的改进》, 《数量经济技术

- 经济研究》第8期 106—117页。
- 高然和龚六堂 2017,《土地财政、房地产需求冲击与经济波动》,《金融研究》第4期 32—45页。
- 郭庆旺和贾俊雪 2004,《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》第5期 31—39页。
- 郭新强、汪伟和杨坤 2013,《刚性储蓄、货币政策与中国居民消费动态》,《金融研究》第2期 46—59页。
- 侯成琪和龚六堂 2014,《货币政策应该对住房价格波动作出反应吗——基于两部门动态随机一般均衡模型的分析》,《金融研究》第10期 15—33页。
- 马勇 2013,《植入金融因素的DSGE模型与宏观审慎货币政策规则》,《世界经济》第7期 68—92页。
- 王博、李力和郝大鹏 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 119—134页。
- 王国静和田国强 2014,《金融冲击和中国经济波动》,《经济研究》第3期 20—34页。
- 王曦、汪玲、彭玉磊和宋晓飞 2017,《中国货币政策规则的比较分析——基于DSGE模型的三规则视角》,《经济研究》第9期 24—38页。
- 伍戈和连飞 2016,《中国货币政策转型研究:基于数量与价格混合规则的探索》,《世界经济》第3期 3—25页。
- 谢平和刘斌 2004,《货币政策规则研究的新进展》,《金融研究》第2期 9—20页。
- 许伟和陈斌开 2009,《银行信贷与中国经济波动:1993—2005》,《经济学(季刊)》第3期 969—994页。
- 许志伟和王文甫 2019,《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1期 23—50页。
- 易纲 2016,《转型中的中国货币政策——〈货币数量、利率调控与政策转型〉序言》,《中国发展观察》第9期 58—64页。
- 岳超云和牛霖琳 2014,《中国货币政策规则的估计与比较》,《数量经济技术经济研究》第3期 119—133页。
- 张军 2002,《资本形成、工业化与经济增长:中国的转轨特征》,《经济研究》第6期 3—13页。
- 中国人民银行 2013,《2013年第三季度中国货币政策执行报告》, <http://www.pbc.gov.cn/zhengcehuobisi/125207/125227/125957/index.html>。