

□数量经济理论及应用

最优货币政策规则、通货膨胀与经济增长

金成晓 马丽娟

[摘要] 运用 DSGE-VAR 模型对我国经济系统受到的总需求冲击、总供给冲击及货币政策冲击的影响进行分析, 重点关注货币政策冲击的表现。研究表明: 1) 货币政策冲击对产出增长率缺口和通货膨胀缺口的影响长期趋于 0; 2) 紧缩的货币政策引致经济衰退, 扩张的货币政策导致经济过热; 3) 货币政策冲击效应持续时间约为 5 个季度, 货币政策施行 8 个季度后作用基本消失; 4) 货币政策冲击对产出增长率缺口波动的贡献率为 47.6%, 对物价波动的贡献率为 9.62%。调控经济增长可以从总需求和货币政策两方面入手, 调控物价主要靠调控总供给。在此基础上, 对我国最简单货币政策规则的研究结果表明: 1) 在我国的货币政策反应函数中给予产出增长率缺口更大的权重能减少福利损失, 产出缺口系数的最优值为 0.34, 通货膨胀缺口系数的最优值为 1.58; 2) 利率平滑对福利损失的影响不大。

[关键词] 最优货币政策规则; 通货膨胀; 经济增长; DSGE-VAR; 脉冲响应; 冲击分解

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目 (10ZD&006) **[收稿日期]** 2010-12-06

[作者简介] 金成晓, 吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授; 马丽娟, 吉林大学商学院博士研究生。(长春 130012)

一、引言

货币政策是政府调控经济的强有力的手段。从近年来货币政策操作的经验来看, 以利率、存款准备金率以及货币供给量为工具进行的宏观调控, 对虚拟经济和实体经济的健康发展均起到了很大的作用。2008 年金融危机以来, 宽松的货币政策对经济的复苏起到了关键作用, 但经济复苏的同时也为通货膨胀埋下了伏笔。过去 30 年来, 我国年均 GDP 增长率约为 9.9%, 而潜在经济增长水平在 9%—10% 之间。如果 GDP 增长率超过潜在 GDP 增长率, 会使得经济总需求的压力过大。经济增长合理企稳, 是物价稳定的一个保证因素。因此, 保持适度的经济增长, 加强对通货膨胀预期的引导和管理, 把经济从回升向好的态势逐步向稳定增长的通道推进, 是现阶段货币政策调控的目标。货币政策规则为货币政策的制定和执行提供了参考依据, 符合我国国情的货币政策规则能够提高货币政策的时间一致性、透明性、前瞻性, 提高社会的总体福利水平。

二、文献综述

宏观经济模型的实证研究有两个分支。一个是致力于发展有严格理论界定的结构动态随机一

般均衡模型（以下简称 DSGE），另一个是发展与数据紧密联系的统计模型，如 VARs。无约束 VAR 模型避免了施加错误的参数约束，但在小样本情况下，会出现预测的不精确问题。为了克服这个问题，近年来研究者越来越多地把贝叶斯技术应用到了 VAR 模型上。

DSGE 模型是实际经济周期方法在有价格和工资刚性的经济中的应用，是对宏观经济预测和定量研究的有用工具，受到各国央行的欢迎。DSGE 模型的流行源于 Smets & Wouters 的工作^[1]，他们开发了欧洲地区的含有工资和价格刚性的动态随机一般均衡模型。实证结果显示，此模型对于追踪和预测欧洲时间序列数据的计算效果优于 VAR 模型，不次于 BVAR 模型。Del Negro & Schorfheide 开发了一种使用 DSGE 理论产生 VAR 参数先验的估计方法^[2]，分析了基于可识别的对货币政策冲击的 VAR 脉冲响应，预测了货币政策规则变动产生的效应，实证研究结果表明，此模型有很好的预测效果。Del Negro *et al.* 沿用 Del Negro & Schorfheide 的研究方法，使用 Smets & Wouters 估计的 DSGE 的改进形式，生成向量误差修正模型的先验分布，估计了八变量的 VEC 模型。^[3] 近年来，对于 DSGE 及 DSGE-VAR 模型的研究越来越多。在 2008 年的金融危机发生后，DSGE 仍然是美国经济学家乐于采用的模型形式，此模型对于预测和分析经济运行的作用可见一斑。

央行从获取经济信息到货币政策的决策和操作存在时滞，并且由于经济中存在各种刚性和摩擦，使得货币政策对经济的影响存在时滞效应，为了保证货币政策目标的实现，防止经济出现较大波动，要求中央银行货币政策的制定具有前瞻性。在我国现有的文献中，对前瞻性货币政策的研究主要集中在对政策反应函数的估计以及货币政策规则的研究上，并且多采用距估计方法，DSGE 分析方法在国内的应用还比较有限。张屹山和张代强构造了一个适合我国国情的前瞻性货币政策反应函数，从市场利率（同业拆借利率）、管制利率（存贷款利率）以及两者利差三个层次，对我国货币政策进行实证检验，结果显示该反应函数能很好地描述三者具体走势。^[4] 刘斌结合我国的实际情况，建立了一个带有“金融加速器”的开放经济 DSGE 模型，并基于我国数据采用贝叶斯技术估计了我国的 DSGE 模型并用此模型进行政策分析。^[5] 李成等基于动态随机一般均衡模型识别和分析了影响中国经济波动的六种冲击，重点研究了开放经济条件下，通货膨胀预期偏差冲击对宏观经济波动的影响。^[6] 奚君羊和贺云松运用 DSGE 模型对中国货币政策的福利损失进行了分析。^[7]

本文采用 Del Negro & Schorfheide 的 DSGE-VAR 模型^[2]，充分考虑政策预期与利率平滑行为，研究以利率作为货币操作工具的前瞻性货币政策与通货膨胀预期管理以及适度经济增长之间动态的、随机的一般均衡关系，并对货币政策执行效果进行预测。

三、模型构建

1. 简单货币 DSGE 模型

本文使用 Del Negro & Schorfheide 的标准简单新凯恩斯 DSGE 模型^[2]，并参考张屹山和张代强对前瞻性货币政策反应函数的研究^[4]及奚君羊和贺云松的 DSGE 模型^[7]及刘斌使用的新凯恩斯模型的设定^[8]，模型采用对数线性化形式（所有变量均写成与其随机稳态值之间的偏差），最终记为如下形式：

$$\tilde{x}_t = E_t[\tilde{x}_{t+1}] - \tau^{-1}(\tilde{i}_t - E_t[\tilde{\pi}_{t+1}]) + u_t \quad (1)$$

$$\tilde{\pi}_t = \beta E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \kappa \tilde{x}_t + e_t \quad (2)$$

$$\tilde{i}_t = \rho_i \tilde{i}_{t-1} + (1 - \rho_i)(\psi_\pi E_t[\tilde{\pi}_{t+1}] + \psi_x E_t[\tilde{x}_{t+1}]) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

方程 (1) 是表示产出与利率关系的前瞻性的 IS 曲线。 \tilde{x}_t 是实际产出增长率缺口， τ 是风险厌恶参数， \tilde{i}_t 是实际利率缺口， $\tilde{\pi}_t$ 是通货膨胀率缺口， u_t 是总需求冲击。方程 (2) 是表示当前通货膨胀缺口与通货膨胀缺口预期及产出增长率缺口之间关系的菲利普斯曲线。 β 为贴现因子， $0 < \beta \leq 1$ ， κ

是非利普斯曲线的扭曲程度, e_t 是供给冲击, 这里假设需求冲击和供给冲击的动态方程均是一阶自回归过程。方程 (3) 是前瞻性的泰勒规则, 表示货币当局根据通货膨胀预期缺口和产出预期增长率缺口来设定利率 i_t , ρ_R 是利率平滑系数, ψ_π 和 ψ_x 分别表示利率对通货膨胀缺口和产出增长率缺口的敏感度。

DSGE 模型的参数记为向量:

$$\theta = [\tau, \beta, \kappa, \rho_i, \psi_\pi, \psi_x]' \quad (4)$$

外生冲击为:

$$\varepsilon_t = (u_t, e_t, \varepsilon_{r,t}) \quad (5)$$

2. 估计 DSGE-VAR 模型的相关理论

令 y_t 是 $n \times 1$ 维内生变量, VAR (p) 模型的表达式为:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Sigma_u) \quad (6)$$

定义 $k \times 1$ 维向量, $x_t = [1, y_{t-1}', \dots, y_{t-p}']'$, $k = np + 1$, 系数矩阵 $\Phi = [\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p]'$, $T \times n$ 维矩阵 Y 和 U , 则 VAR 模型的表达式可以改写成:

$$Y = X\Phi + U \quad (7)$$

这里, $Y = (y_1', \dots, y_T)'$, $X = (x_1', \dots, x_T)'$, $U = (u_1', \dots, u_T)'$, 其似然函数为:

$$p(Y|\Phi, \Sigma_u) \propto [\Sigma_u]^{-\frac{T}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma_u^{-1}(Y - X\Phi)'(Y - X\Phi)]\right\} \quad (8)$$

为了进行贝叶斯推理, 我们设定一个形式为 $p(\Phi, \Sigma_u, \theta) = p(\Phi, \Sigma_u | \theta)p(\theta)$ 的分层结构的先验分布, θ 是 DSGE 模型的参数向量。粗略来讲, 也就是通过使用 $T^* = \lambda T$ 个由 DSGE 模型生成的人工观测值 (artificial observations) 扩增实际观测值, 生成 DSGE 模型的先验信息 $p(\Phi, \Sigma_u | \theta)$ 。从 DSGE 方程中生成随机观测值 $y_1^*, \dots, y_{T^*}^*$, 扩大实际数据 Y , 也就是用式 (8) 预乘似然函数:

$$\tilde{p}(\Phi, \Sigma_u | \theta) \propto [\Sigma_u]^{-\frac{(\lambda T + n + 1)}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma_u^{-1}(Y^* - X^*\Phi)'(Y^* - X^*\Phi)]\right\} \quad (9)$$

弱相关的大数定理有这样的结论, 样本矩收敛到总体矩正如虚拟观测值的样本规模趋于无穷大一样, 例如, $\lim_{T^* \rightarrow \infty} \frac{1}{T^*} Y^{*'} Y^* = \Gamma_{yy}^*(\theta)$ 。样本矩 $Y^{*'} Y^*$, $Y^{*'} X^*$, $X^{*'} X^*$ 的概率极限分别用总体矩 $\Gamma_{yy}^*(\theta)$ 、 $\Gamma_{yx}^*(\theta)$ 、 $\Gamma_{xx}^*(\theta)$ 表示。现在我们将式 (9) 中的样本矩用总体矩代替, 得到:

$$p(\Phi, \Sigma_u | \theta) \propto c^{-1}(\theta) [\Sigma_u]^{-\frac{(\lambda T + n + 1)}{2}} \times \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\lambda T \Sigma_u^{-1}(\Gamma_{yy}^*(\theta) - \Phi' \Gamma_{yx}^*(\theta) - \Gamma_{yx}^*(\theta) \Phi + \Phi' \Gamma_{xx}^*(\theta) \Phi)]\right\} \quad (10)$$

其中, 我们添加了一个初始先验概率 $p(\Phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-(n+1)/2}$ 。先验分布表明, 只要 $\lambda T \geq k + n$ 且 $\Gamma_{xx}^*(\theta)$ 可逆, 比例因子 $C(\theta)$ 保证了概率密度和为 1。

定义:

$$\Phi^*(\theta) = \Gamma_{xx}^{*-1}(\theta) \Gamma_{xy}^*(\theta) \quad (11)$$

$$\Sigma_u^*(\theta) = \Gamma_{yy}^*(\theta) - \Gamma_{yx}^*(\theta) \Gamma_{xx}^{*-1}(\theta) \Gamma_{xy}^*(\theta)$$

VAR 模型参数以 θ 和 λ 为条件的先验分布是逆 Wishart (IW) - 正态 (N) 分布:

$$\Sigma_u | \theta, \lambda \sim IW(\lambda T \Sigma_u^*(\theta), \lambda T - k, n) \quad (12)$$

$$\Phi | \Sigma_u, \theta, \lambda \sim N(\Phi^*(\theta), \Sigma_u \otimes (\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta))^{-1})$$

超参数 λ 决定了人工数据的有效样本容量。 $\lambda \rightarrow \infty$ 时, 则 DSGE-VAR 模型等价于 DSGE 模型; $\lambda = 0$ 时, DSGE-VAR 模型等价于无约束的 VAR 模型; $\lambda = 1$, 表示样本信息与先验信息在 DSGE-VAR 后验计算中的比重相同。毫无疑问, DSGE 模型先验信息在 VAR 模型中起到的作用关键取决于 λ

的选择。

Del Negro & Schorfheide^[2]在有限的格点集 $\Lambda = \{l_1, \dots, l_q\}$ 上选超参数 λ 来估计边缘密度 $p_\lambda(Y) = \int p(Y|\Phi, \Sigma_u) p_\lambda(\Phi, \Sigma_u | \theta) p(\theta) d(\Phi, \Sigma_u, \theta)$, 以确定能最大化边缘密度的 λ , 并获得超参数估计值: $\hat{\lambda} = \arg \max p_\lambda(Y)$, 对于格点集上的每一个 λ , $p_\lambda(Y)$ 可以理解为 λ 的后验概率密度。

四、实证检验

本文中货币政策被设定为遵循前瞻的、以利率为操作工具、以产出增长率和通货膨胀率为目标的灵活的泰勒规则。在本部分我们把从新凯恩斯模型中得到的先验信息应用到实际产出增长率缺口、通货膨胀缺口和实际利率缺口的三变量 VAR 中, 本文实证检验使用的是 1992 年 1 季度到 2009 年 4 季度的数据。

1. 数据选取

选取银行间同业拆借利率作为金融市场的基础利率, 其中 1992 年至 1995 年选取上海融资中心同业拆借利率作为名义利率, 数据来自上海金融中心^[10], 1996—2009 年选取 7 天的同业拆借利率, 数据来自《中国人民银行统计季报》, 用月度数据加权平均得到季度数据并计算出实际利率, 长期均衡实际利率我们选择 3%^[10], 实际利率与长期均衡利率的差记为实际利率缺口。

采用 CPI 同比增长率来表示通货膨胀率, 用月度数据加权平均得到季度数据, 其与目标通货膨胀率的偏离为通货膨胀缺口, 数据来自《中国经济景气月报》。本文中使用的目标通货膨胀率的值直接采用表 1 中的数据。

表 1 通货膨胀目标值

年份	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
目标 CPI	6	6	10	15	10	6	5	4	4	2	2	1	3	3	3	3	4.8	4

资料来源: 国家发改委, XX 年国民经济和社会发展计划草案的报告, 其中 1992—1997 年采用的是目标 CPI 的数据, 来源于文献 [10]。

采用名义 GDP 季度增加值经价格调整后得到实际值, 然后进行季节调整后取对数并做一阶差分后得到实际产出增长率数据, 然后使用 HP 滤波得到产出增长率缺口序列, 数据来源于《中国统计年鉴》。

2. 先验分布、后验分布及 λ 的确定

在这部分, 本文将新凯恩斯货币模型产生的先验信息, 应用到三变量的 VAR 模型中, 利用 Metropolis-Hastings 算法, 给出了模型参数的先验和后验信息以及最优的 λ 值。

首先, 我们最大化对数边缘数据密度 $p_\lambda(Y)$ 以选择最优的 λ 值。设定先验概率 λ 在格点集 $\Lambda = \{0.75, 1, 2, 10, 15\}$ 内取值, 逐个迭代, VAR 模型滞后阶数选择 4, 结果如表 2 所示。当 $\lambda = 1.5$ 时, 后验概率最大, 即估计 VAR 模型的混合样本中有 108 个人工样本和 72 个实际观测值。

表 2 超参数的选择

λ	0.75	1	1.5	2	5	10
对数边缘数据密度	-149.46	-144.77	-142.71	-143.05	-148.47	-150.90

本文参考 Smets & Wouters、An & Schorfheide、Lees *et al.* 中参数的设定^[1,9,11], 并结合本文

的实际数据, 给出各参数的初始值、先验分布、先验均值、先验方差, 并计算得到模型参数的后验分布, 见表3。由于先验设定是很严格的, 所以后验均值都接近先验均值。但也有一些例外, 如 $\lambda = 1.5$ 时, $\tau = 2.46$, 高于先验均值2, 说明经济中的代理人风险厌恶程度高于先验假设。

表3 DSGE-VAR 模型参数的先验和后验信息

参数	先验设定		后验信息(=1.5)			后验信息(=10)		
	均值	标准差	均值	置信区间		均值	置信区间	
τ	2	0.5	2.4617	1.9248	3.1358	2.7306	2.1951	3.3051
κ	0.2	0.1	0.1883	0.0656	0.2863	0.2085	0.0846	0.3578
ρ_R	0.5	0.02	0.5035	0.4752	0.5281	0.4835	0.4559	0.5080
ψ_π	1.5	0.25	1.6242	1.2548	1.9084	1.5304	1.2506	1.8789
ψ_x	0.25	0.1	0.2210	0.1037	0.3880	0.2573	0.1386	0.3719
β	0.99	0.05	0.9998	0.9994	1.000	0.9998	0.9994	1.000
u_i	1.5	0.5	1.2982	0.9523	1.5400	1.6104	1.2871	2.1303
e_i	1.5	0.5	1.1243	0.7962	1.3495	1.7271	1.3653	2.0755
$\varepsilon_{\gamma,i}$	1.5	0.5	1.2491	0.8362	1.5137	1.4498	1.2118	1.7012

3. 脉冲响应函数

本文中, DSGE-VAR 模型的结构冲击有三个, 总供给冲击、总需求冲击及货币政策冲击。由于本文研究的主要问题是前瞻性货币政策和经济增长及通货膨胀的关系, 所以在此我们重点关注货币政策冲击对产出增长率缺口波动和通货膨胀缺口波动的脉冲响应函数。

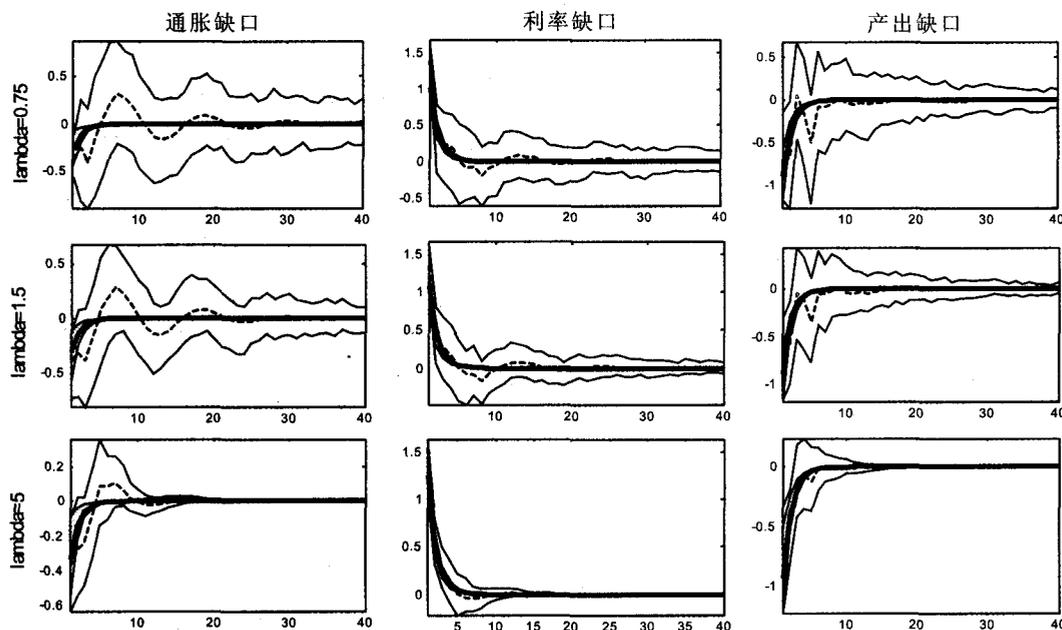


图1 货币政策冲击的脉冲响应函数

图1中, 虚线表示 DSGE 模型中的脉冲响应路径, 实线表示 DSGE-VAR 模型中的后验均值脉冲响应路径, 破折线表示 90% 的置信带, 它衡量围绕脉冲响应路径的波动范围。从图中可以看出, λ 从 0.75 增加到 5, DSGE-VAR 模型的后验均值脉冲响应路径越来越接近 DSGE 模型的脉冲响应路径, 并且置信带越来越窄。货币政策冲击对实际产出增长率缺口、通货膨胀缺口的影响长期来看趋于 0, 这与“长期货币中性”理论相符。

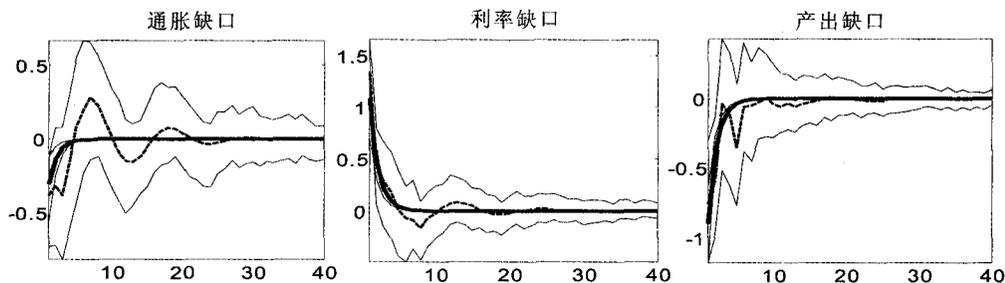


图2 货币政策冲击的脉冲响应函数

图2, 我们给出 $\lambda = 1.5$ 时一个标准差货币政策冲击对各变量的影响。由图2可知, 一个标准差的货币政策冲击 (也就是正的货币政策冲击, 即紧缩政策), 利率升高, 能使通货膨胀率缺口降低20个百分点, 使产出增长率缺口明显下降。货币政策对产出增长率缺口的影响幅度大于对价格的影响幅度。从图2可以看出, 货币政策冲击效应的持续时间大约为5个季度, 即未预期到的货币政策能对产出增长率缺口和通货膨胀缺口产生明显的效应, 随着时间的推移效应逐渐弱化并消失, 考虑3个季度的前瞻区间^[8], 也就是一项政策实行8个季度后其对经济的影响已经微乎其微了。

4. 冲击分解

为了具体分析各冲击对产出增长率缺口和通货膨胀缺口的影响程度, 研究产出波动和通货膨胀波动的主要驱动因素, 我们对产出增长率缺口和通货膨胀缺口进行冲击分解, 见图3和图4。

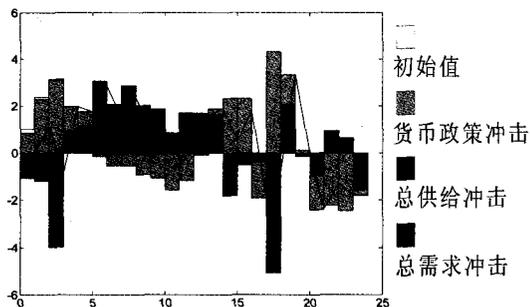


图3 产出增长率缺口的冲击分解

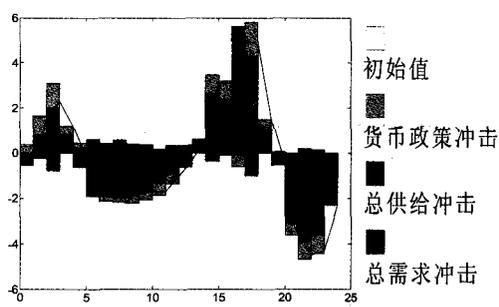


图4 通货膨胀缺口的冲击分解

首先, 从图3和图4我们可以看出, 驱动产出增长率缺口波动和价格缺口波动的主要因素不同。推动产出增长率缺口波动的因素是货币政策和总需求, 供给因素基本没有起到作用。推动价格缺口波动的主要因素是总供给, 货币政策和总需求冲击作用微弱。货币政策对产出增长率缺口波动的影响远大于对价格缺口的影响。

其次, 图3和图4表明, 货币政策冲击与总供给冲击在整个经济周期的波动方向基本一致。在经济衰退时货币政策是负向冲击 (宽松政策), 在经济过热时货币政策是正向冲击 (紧缩政策), 总需求冲击与经济周期逆向而动, 均表现出了良好的熨平经济波动的作用。

表4 方差分解 (百分比)

变量	总需求冲击	总供给冲击	货币政策冲击
产出增长率缺口	52.40	0.00	47.6
通货膨胀缺口	3.47	86.92	9.62

表4给出了每个冲击对产出增长率缺口波动和通货膨胀缺口波动的总体贡献度,从表中我们可以看出不同结构冲击的重要性。总需求冲击对产出增长率缺口波动的影响最大,货币政策冲击其次,两者共同决定了总产出增长率缺口的变动情况。总供给冲击对通货膨胀缺口的影响达到86.92%,可见,总供给因素的变动解释了绝大多数的价格波动。

2009年以来为了对抗世界性的经济不景气,我国的货币供应量达到了历史高位,2010年以来环比CPI连续上行,再加上自然灾害频发,物价上行压力增大,通过冲击分解和方差分解分析,可以为有效地调控经济提供理论方面的指导。

五、最优简单货币政策规则的确定

上文中我们分析了我国货币政策冲击对产出增长率缺口和通货膨胀缺口的影响路径及影响程度,使我们清楚地看到了货币政策在经济运行中的作用力度和表现。在本部分,我们利用上文中估计得到的货币政策反应函数(见式3)的参数值(即参数的后验均值,见表3),计算得到我国货币政策的实际福利损失值,然后利用Dynare软件的OSR工具箱计算得到我国货币政策理论上的最小福利损失,把计算得到的福利损失值进行横向和纵向的比较,试图确定我国的最优简单货币政策规则,找到最优的利率反应函数和目标函数,为我国货币政策的制定提供参考依据。

参考刘斌及Lees *et al.* 中货币政策目标函数的表述^[8,11],损失函数采用如下形式:

$$L = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j L_{t+j}, \quad L_t = \lambda(x_t - x^*)^2 + \mu(\pi_t - \pi^*)^2 + \nu(i_t - i_{t-1})^2$$

我们按照两种参数进行排列,一是,通货膨胀缺口的福利损失等于或2倍于产出增长率缺口的福利损失;二是,通货膨胀缺口福利损失2倍于或4倍于名义利率变动的福利损失。考虑如下四种供选择的权重方案:

$$(1) L_t = \hat{\pi}_t^2 + \hat{y}_t^2 + 0.5(i_t - i_{t-1})^2 \quad (2) L_t = \hat{\pi}_t^2 + 0.5\hat{y}_t^2 + 0.5(i_t - i_{t-1})^2$$

$$(3) L_t = \hat{\pi}_t^2 + \hat{y}_t^2 + 0.25(i_t - i_{t-1})^2 \quad (4) L_t = \hat{\pi}_t^2 + 0.5\hat{y}_t^2 + 0.25(i_t - i_{t-1})^2$$

在目标函数中加入利率的变化,主要是为了防止利率的大幅波动对金融系统及经济造成不稳定的影响。通过选择货币政策工具使损失函数达到最小值。计算结果见表5。表5中,“估计的损失”列表示的是各参数值取后验均值时估计得到的货币政策福利损失,即 $\psi_\pi = 1.6242$, $\psi_x = 0.2210$, $\rho_i = 0.5035$ 时的福利损失函数值,也就是上文中估计的货币政策反应函数的福利损失值。 ψ_π , ψ_x , ρ_i , 它们分别是最优规则中各参数的取值。“最小损失”列表示的是货币政策反应函数在特定的目标函数下所能得到的最小损失,是各参数取最优值时估计的结果,即最优规则的福利损失值。

表5 损失函数计算结果

损失函数	最小损失	估计的损失	ψ_π	ψ_x	ρ_i
(1)	0.730047	0.765609	1.58262	0.34948	0.00572491
(2)	0.452464	0.607958	1.57737	0.342926	0.058487
(3)	0.693996	0.7002	1.58884	0.357226	-0.0878434
(4)	0.543547	0.544422	1.47481	0.117277	-0.14347

由表5可见,方案(2)的损失函数值最小。在最优规则中 $\psi_x = 0.342926$,高于此参数的后验估计值0.2210,给予产出增长率缺口较高的权重,说明货币政策反应函数中给予产出增长率缺口波动更多的权重能够减少福利损失。在最优规则中, $\rho_i = 0.058$,远低于此参数的后验估计值,

说明在最优规则中对利率平滑的重视度较低,这与奚君羊和贺云松的研究^[7]结论一致。当通货膨胀真正恶化,逐步小幅加息的货币政策一般没有太大的作用,但是加大加息的幅度和节奏,或者配合其他政策工具加大操作力度,可能又会过度打压经济,造成经济的大起大落。所以在方案(2)的目标函数中给予利率缺口波动0.5的比重,充分考虑了福利损失受利率调整幅度的影响,综合来说,在整个货币政策制定和执行中利率平滑作用对社会福利也存在一定程度的影响,但影响不大。纵观4个损失函数,最优规则中通货膨胀的系数1.58与泰勒规则原式中的通货膨胀系数1.5非常接近,产出增长率缺口的系数0.34略低于泰勒规则原式中的产出缺口系数0.5。

六、结 论

本文把DSGE模型参数的先验信息运用到VAR模型中,构建了包含实际产出缺口、通货膨胀缺口及实际利率缺口的三变量VAR模型。在此基础上,对1992年1季度—2009年4季度间经济系统受到的3个外生冲击进行刻画,描述了 λ 取不同值时货币政策冲击的脉冲响应函数,并对 $\lambda = 1.5$ 时,货币政策冲击函数进行详细描述;进行冲击分解,具体分析各冲击对产出增长率缺口和通货膨胀缺口的影响程度,研究产出增长率缺口和通货膨胀缺口波动的主要驱动因素;最后分析了灵活通货膨胀目标值的最优简单规则。研究表明:1)货币政策冲击对产出增长率缺口和通货膨胀缺口的影响长期趋于0;2)紧缩的货币政策引致经济衰退,扩张的货币政策导致经济过热;3)货币政策冲击效应持续时间约为5个季度,政策施行8个季度后作用基本消失;4)货币政策冲击对产出增长率缺口波动的贡献度为47.6%,对通货膨胀缺口波动的贡献度为9.62%。调控经济增长可以从总需求和货币政策两方面入手,调控物价主要靠调控总供给。对我国最优简单货币政策规则的研究结果表明:1)在我国的货币政策反应函数中给予产出增长率缺口更大的权重能减少福利损失,产出增长率缺口系数的最优值为0.34,通货膨胀缺口系数的最优值为1.58;2)利率平滑对福利损失的影响不大。

[参考文献]

- [1] Smets F, Wouters R. An estimated stochastic dynamic general equilibrium model for the Euro area, *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1: 1123 - 1175.
- [2] Del Negro M, Schorfheide F. Priors from general equilibrium models for VARs, *International Economic Review*, 2004, 45 (2): 643 - 673.
- [3] Del Negro M, Schorfheide F, Smets F, Wouters R. A DSGE-VAR for the Euro area, Meeting Papers from Society for Economic Dynamics, No. 43, 2004.
- [4] 张屹山、张代强:《前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验》,《经济研究》,2007年3期。
- [5] 刘斌:《我国DSGE模型的开发及在货币政策分析中的应用》,《金融研究》,2008年10期。
- [6] 李成、马文涛、王彬:《通货膨胀预期与宏观经济稳定:1995—2008——基于动态随机一般均衡模型的分析》,《南开经济研究》,2009年6期。
- [7] 奚君羊、贺云松:《中国货币政策的福利损失及中介目标的选择——基于新凯恩斯DSGE模型的分析》,《财经研究》,2010年2期。
- [8] 刘斌:《最优前瞻性货币政策规则的设计与应用》,《世界经济》,2004年4期。
- [9] An S, Schorfheide F. Bayesian analysis of DSGE models, *Econometric Reviews*, 2006, 26 (2-4): 113 - 172.
- [10] 谢平、罗雄:《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》,2002年3期。
- [11] Lees K, Matheson T, Smith C. Open economy DSGE-VAR forecasting and policy analysis: head to head with the RBNZ published forecasts, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series, 2007.

[责任编辑:赵东奎]