

有色金属价格波动对中国宏观经济的影响

——基于金属资源安全视角的分析

黄健柏^{1,2}, 宋婉婷¹, 钟美瑞^{1,2}

(中南大学 1. 商学院; 2. 金属资源战略研究院, 长沙 410083)

内容提要: 基于金属资源安全的视角构建包含有色金属价格波动的新凯恩斯 DSGE 模型, 并利用 2001-2013 年的季度数据对模型的参数进行估计, 分析国际市场有色金属价格波动对我国宏观经济的影响。实证结果表明: 有色金属价格上升 1%, 投资、货币供应量、劳动需求、工资水平等经济变量的波动在 2% 以上, 且价格上涨对我国 GDP、投资、消费等主要经济指标具有不利影响, 但我国经济增长的惯性在短期内可以削弱有色金属价格波动所引致的负面作用; 我国的货币政策不能有效解决有色金属价格上涨带来的冲击效应, 也无法规避有色金属价格波动导致的输入性风险。上述结论表明金属价格波动与我国经济增速放缓具有紧密的相关性, 必须将有色金属资源安全问题上上升到国家战略层面来思考。

关键词: 有色金属; 价格波动; 动态随机一般均衡模型; 宏观经济

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-148X (2017) 12-0111-06

DOI:10.13902/j.cnki.syyj.2017.12.014

从近 10 年的统计数据来看, 我国主要矿产品对外依存度居高不下, 如铁矿石对外依存度由 2000 年的 36% 上升到 2013 年的 58.7%; 2013 年镍矿对外依存度为 70%, 铝土矿为 74%, 铜矿高达 81.7%。在高依存度和价格传导机制的作用下, 有色金属价格的波动直接影响着我国以金属为主要原材料的相关产业成本。这种影响会传导到物价、消费和产出, 最终会对国民经济各领域产生重要的影响。未来十年, 中国主要有色金属资源需求将陆续达到峰值, 面临资源洪峰与产业转型双重压力, 对外依存格局难以改变。因此, 借鉴 Ireland (2003)^[1] 的研究模型, 本文建立包含有色金属价格波动的新凯恩斯 DSGE 模型, 并利用 2001 年第一季度到 2013 年第四季度的季度数据对模型的参数进行估计, 分析有色金属资源价格波动对中国宏观经济的影响, 厘清有色金属价格对宏观经济

的作用机理, 对于新常态下如何规避有色金属价格波动引致的输入性风险, 对确保我国经济安全具有现实意义。

一、包含有色金属价格波动的 DSGE 模型构建

有色金属价格下行会对宏观经济各个部门产生不同的影响, 本文按宏观经济各部门构建包含有色价格波动的新凯恩斯 DSGE 模型, 具体部门构成如下:

(一) 代表性家庭

假设经济活动中存在无穷同质且无限存活的代表性家庭, 家庭在每一时点上将其收入用于消费和货币持有, 并最大化其效用:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, M_t/P_t, L_t) \right] \quad (1)$$

其中 U 表示效用函数, β 为贴现因子, E 表示期

收稿日期: 2017-06-16

作者简介: 黄健柏 (1954-), 男, 湖南郴州人, 中南大学商学院教授, 博士生导师, 管理学博士, 研究方向: 矿产资源经济与管理、产业经济学; 宋婉婷 (1989-), 男, 湖南常德人, 中南大学商学院博士研究生, 研究方向: 矿产资源经济与管理、资源安全; 钟美瑞 (1978-), 男, 湖南郴州人, 中南大学商学院副教授, 博士生导师, 管理学博士, 研究方向: 矿产资源经济与管理、产业经济学。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目, 项目编号: 71573282; 国家自然科学基金重点项目, 项目编号: 71633006; 国家社会科学基金重大项目, 项目编号: 13&ZD169; 14ZDB136; 中南大学创新驱动计划项目, 项目编号: 2017CX014。

望算子。(1) 式说明代表性家庭最大化的是其一生效用的现值,家庭的即期效用函数为:

$$U(C_t, m_t, M_t/P_t, L_t) = \alpha_t \left[\frac{\sigma_c}{\sigma_c - 1} C_t^{\frac{\sigma_c - 1}{\sigma_c}} + \frac{\sigma_M}{\sigma_M - 1} \left(\frac{M_t}{P} \right)^{\frac{\sigma_M - 1}{\sigma_M}} - \frac{\sigma_L}{\sigma_L + 1} L_t^{\frac{\sigma_L + 1}{\sigma_L}} \right] \quad (2)$$

其中 C_t 表示当期消费的产品, M_t 表示家庭在 t 期末持有的货币量(名义值), P_t 为价格水平, M_t/P_t 表示实际的货币余额, L_t 表示当期劳动供给, 参数 σ_c 表示消费的跨期替代弹性, σ_M 表示货币需求的利率弹性, σ_L 表示劳动供给弹性, α_t 为消费偏好冲击, 可定义为:

$$\ln(\alpha_t) = \rho_\alpha \ln(\alpha_{t-1}) + \varepsilon_t^\alpha \quad (3)$$

其中 $\rho_\alpha \in (-1, 1)$, ε_t^α 为消费偏好的外生冲击, 具有均值为 0, 标准差为 σ_α 的独立正态分布。

代表性家庭的收入支出要满足一定的约束才能实现预期效用最大化, 其跨期预算约束为:

$$M_{t-1} + B_{t-1} + W_t L_t + R_t^k K_t + F_t + T_t \geq C_t P_t + I_t P_t + B_t/R_t + M_t \quad (4)$$

其中 M_{t-1} 和 B_{t-1} 为家庭在 t 期初持有的货币量和政府债券数额; W_t 为当期的名义工资; $R_t^k K_t$ 表示当期资本出租的名义回报; F_t 为家庭从中间产品生产企业获得的红利收入; T_t 为政府对家庭的转移支付; R_t 为债券 B_t 的名义收益率, 即无风险利率; I_t 为当期的实际投资额。家庭的资本积累方程为:

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + \left[1 - s \left(\frac{d_t I_t}{I_{t-1}} \right) \right] I_t \quad (5)$$

其中 δ 为资本折旧率, s 为资本调整成本。根据 Lawrence 等 (2005) [2] 的研究, 假设稳态时 $S = S^* = 0$, d_t 表示投资调整成本冲击, 假设其对数服从如下随机过程:

$$\ln(d_t) = (1 - \rho_d) \ln d + \rho_d \ln(d_{t-1}) + \varepsilon_t^d \quad (6)$$

其中 $\rho_d \in (-1, 1)$, ε_t^d 为资本调整成本的外生冲击, 具有均值为 0, 标准差为 σ_d 的独立正态分布。

假设家庭供给的劳动是异质的, 代表性家庭可以采用 Calvo (1983) [3] 粘性价格的方式调整价格, 即在 t 期, 第 j 个家庭有 η_w 的概率不能最优化工资价格, 此时工资率根据上期通货膨胀率进行指数化调整:

$$W_t(j) = \pi_{t-1} W_{t-1}(j) \quad (7)$$

第 j 个家庭有 $1 - \eta_w$ 的概率可以最优化工资价格, 用 $\bar{W}_t$ 表示最优化价格可以得到总名义工资水

平的决定方程为:

$$W_t = \left[\int_0^1 W(j)^{1-\theta_w^w} dj \right]^{1/(1-\theta_w^w)} = [\eta_w (\pi_{t-1} W_{t-1})^{1-\theta_w^w} + (1 - \eta_w) \bar{W}_t^{1-\theta_w^w}]^{1/(1-\theta_w^w)} \quad (8)$$

其中, θ_w^w 表示劳动需求的工资弹性。令 $\gamma_{t+k}^w = \theta_{t+k}^w / (\theta_{t+k}^w - 1)$, 定义工资加成冲击为:

$$\ln(\gamma_t^w) = (1 - \rho_{\gamma^w}) \ln(\gamma^w) + \rho_{\gamma^w} \ln(\gamma_{t-1}^w) + \varepsilon_t^{\gamma^w} \quad (9)$$

其中 $\rho_{\gamma^w} \in (-1, 1)$, γ^w 为稳态时的工资加成比例, γ^w 是均值为 0, 标准差为 σ_{γ^w} 的正态分布随机变量。

记预算约束 (4) 的拉格朗日乘子为 λ_t , (5) 式的拉格朗日乘子为 Q_t , 家庭通过决定 C_t 、 M_t/P_t 、 B_t 、 K_t 、 I_t 的数量以最大化其效用函数 (1), 其最优决策问题的一阶条件如下:

$$\alpha_t C_t^{\frac{1}{\sigma_c}} - \lambda_t P_t = 0 \quad (10)$$

$$\alpha_t \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{\frac{1}{\sigma_M}} + \beta P_t E_t \{ \lambda_{t+1} \} - \lambda_t P_t = 0 \quad (11)$$

$$\beta E_t \{ \lambda_{t+1} \} - \lambda_t \frac{1}{R_t} = 0 \quad (12)$$

$$\beta E_t \{ \lambda_{t+1} (R_{t+1}^k + P_{t+1} Q_{t+1} (1 - \delta)) \} - \lambda_t P_t Q_t = 0 \quad (13)$$

$$Q_t \left(1 - s \left(\frac{d_t I_t}{I_{t-1}} \right) \right) = 1 + Q_s \left(\frac{d_t I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{d_t I_t}{I_{t-1}} - \beta E_t \left\{ Q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{P_{t+1}}{P_t} s \left(\frac{d_{t+1} I_{t+1}}{I_t} \right) \frac{d_{t+1} I_{t+1}}{I_t} \frac{I_{t+1}}{I_t} \right\} \quad (14)$$

(二) 代表性生产企业

1. 中间产品生产企业。代表性中间产品生产企业利用劳动 $L_t(i)$ 、资本 $K_t(i)$ 进行生产, 生产函数采用 Cobb-Douglas 形式:

$$Y_t(i) = Z_t(u_t(i) K_t(i)^\alpha) L_t(i)^{1-\alpha} \quad (15)$$

其中 α 大于零, $u_t(i)$ 为资本利用率, 有色金属资源的使用量与资本及资本使用率 $u_t(i)$ 满足如下等式:

$$\frac{m_t(i)}{K_t(i)} = \frac{u_t(i)^v}{V} \quad (16)$$

Z_t 表示技术冲击, 假设其对数遵循如下自回归过程:

$$\ln(Z_t) = (1 - \rho_z) \ln(Z) + \rho_z \ln(Z_{t-1}) + \varepsilon_t^z \quad (17)$$

其中 $\rho_z \in (-1, 1)$, Z 为稳态时的技术水平, 等于 1, ε_t^z 为技术外生冲击, 具有均值为 0, 标准差为 σ_z 的独立正态分布。

有色金属实际价格 $P_t^m = P_t^m / P_t$, 根据国际市场

的变化,选择 LME 金属价格指数作为 P_t^m , 假设其对数服从如下随机过程:

$$\ln P_t^m = (1 - \rho_p) \ln(P^m) + \rho_p \ln P_{t-1}^m + \varepsilon_t^{P^m} \quad (18)$$

其中 $\rho_p \in (-1, 1)$, $\varepsilon_t^{P^m}$ 为有色金属价格的外生冲击,具有均值为 0,标准差为 $\sigma_{\varepsilon_t^{P^m}}$ 的独立正态分布。中间产品生产企业通过最小化成本,得到关于 $K_t(i)$ 、 $L_t(i)$ 和 $u_t(i)$ 的一阶条件:

$$u_t = \left(\frac{V}{V-1} \frac{r_t^k}{P_t^m} \right)^{\frac{1}{V}} \quad (19)$$

$$\frac{K_t}{L_t} = \frac{V}{V-1} \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{W_t}{r_t^k} \quad (20)$$

$$MC_t = \frac{1}{Z_t} \left\{ \alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1} (r_t^k)^{\alpha} W_t^{1-\alpha} \left(\frac{r_t^k}{P_t^m} \right)^{-\alpha/V} \right\} \left(\frac{V}{V-1} \right)^{(V-1)/\alpha/V} \quad (21)$$

其中实际资本使用价格 $r_t^k = R_t^k/P_t$, 实际工资 $w_t = W_t/P_t$ 。假设中间产品生产企业按照 Calvo (1983) 粘性价格的方式调整价格,即每一期只有 $1 - \eta_p$ 比例的企业能够以最优化的价格出售商品,其余的企业根据上一期的价格决定该期的价格。设第 j 个生产企业不能获得最优化价格,则根据以下规则调整价格:

$$P_t(j) = \pi_{t-1} P_{t-1}(j) \quad (22)$$

其中 $\pi_{t-1} = P_{t-1}/P_{t-2}$ 表示上一期的通货膨胀率,总价格水平满足:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(j)^{1-\theta_p} dj \right]^{1/(1-\theta_p)} = [\eta_p (\pi_{t-1} P_{t-1})^{1-\theta_p} + (1-\eta_p) \bar{P}_t^{1-\theta_p}]^{1/(1-\theta_p)} \quad (23)$$

令 $\gamma_{t+k}^p = \theta_{t+k}^p / (\theta_{t+k}^p - 1)$, 从而定义价格加成冲击:

$$\ln(\gamma_t^p) = (1 - \rho_{\gamma^p}) \ln(\gamma^p) + \rho_{\gamma^p} \ln(\gamma_{t-1}^p) + \varepsilon_t^{\gamma^p} \quad (24)$$

其中 $\rho_{\gamma^p} \in (-1, 1)$, γ^p 为稳态时的价格加成比例, $\varepsilon_t^{\gamma^p}$ 是均值为 0,标准差为 σ_{γ^p} 的正态分布随机变量。

2. 最终产品生产企业。假设最终产品生产企业使用中间产品,生产企业生产的 $Y_t(i)$ 单位中间产品,生产 Y_t 单位的最终产品,生产函数满足如下形式:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta_t^p}{\theta_t^p-1}} di \right]^{\frac{\theta_t^p-1}{\theta_t^p}} \quad (25)$$

其中 θ_t^p 表示可变的需求价格弹性。每个企业看作是在给定的要素价格 $P_t(i)$ 和产品价格 P_t 下利用中间产品 $Y_t(i)$, 实现自身利润最大化,从而

得到最终产品生产企业对于中间产品的反需求函数为:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\theta_t^p} Y_t \quad (26)$$

在完全竞争条件下,每个最终产品生产企业的利润为零,可以得到价格水平:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta_t^p} di \right]^{1/(1-\theta_t^p)} \quad (27)$$

(三) 货币政策当局

当前,中国人民银行以货币供应量作为货币政策的中介目标。假设央行制度和实施货币政策时采用简单货币供应量增长规则,定义货币供应量增长率 $\theta_t = M_t/M_{t-1}$, 则货币增长率规则的具体表达式如下:

$$\hat{\theta}_t = \rho_{\theta} \hat{\theta}_{t-1} + \varepsilon_t^{\theta} \quad (28)$$

其中 $\rho_{\theta} \in (-1, 1)$, ε_t^{θ} 为货币供给的外生冲击,均值为 0,标准差为 σ_{θ} 的正态分布随机变量。

二、数据处理和模型参数估计

(一) 实际数据处理

本文选取 2001 年第一季度至 2013 年第四季度期间的季度数据,共 52 组。数据来源为国家统计局统计年鉴等,包括国内生产总值、社会消费品零售总额、固定资产投资完成额、货币供应量 M2、全部从业人员劳动报酬,这 5 组数据分别作为模型中总产出、消费、投资、货币、工资的替代变量。另外,通货膨胀率是以国家统计局公布的同比居民消费价格指数为基础计算出来的季度通货膨胀率;有色金属价格用 LME 金属价格综合指数代替(LME 即伦敦金属交易所,该所的价格和库存对世界范围的有色金属生产和销售有着重要的影响。LME 金属价格综合指数包括铜、铝、铅、锌、镍、锡等主要有色金属的期货价格,能够代表国际有色金属价格)。为了使数据与模型变量的定义一致,利用 Eviews 软件中的 Census X-12 方法对除货币供应量之外的季度数据进行季节调整(货币供应量的季节变化较小),并采用 HP 滤波法对上述 7 组处理过的数据进行长期趋势和短期趋势的分离,得到各组数据的时间趋势序列和周期波动序列。

(二) 参数估计

模型参数分为两组:第一组参数控制模型稳态,即稳态参数,使用校准的方法确定;第二组参数控制模型动态,即动态参数,使用贝叶斯方法进行估计。

1. 稳态参数的确定。对于设定的 5 个稳态参

数 β 、 σ_L 、 δ 、 ζ 、 α 部分参考已有文献的研究成果，部分根据研究的具体情况计算取得。 β 为折现因子，表示季度贴现率，根据样本期内我国个人3个月定期存款利率的均值为2.23%，可以算出 β 的校准值为0.9782。 σ_L 表示消费边际效用不变情况下劳动力供给对工资跨期变化的弹性，参照 Christiano 等 (2007)^[4]的研究，取 σ_L 为1。 δ 是资本折旧率，文献中普遍设为每季度0.025，而刘斌 (2008)^[5]采用每季度0.035的折旧率，故取折中值 $\delta = 0.03$ 。 ζ 是价格对于边际成本的加成，根据 Ireland (2003)^[1]的研究，取 ζ 为1.2。 α 表示资本在中间产品产出中所占的比例，借鉴柳明和宋潇 (2013)^[6]的研究，取值为0.4。表1显示了固定参数的设置情况。

表1 相关固定参数设置

参数	意义	参数值
β	贴现率	0.9782
δ	劳动供给弹性	1
σ_L	资本折旧率	0.03
ζ	成本加成	1.2
α	资本产出弹性	0.4

2. 动态参数的估计结果。总共设定20个动态参数，其中 σ_c 刻画居民的消费行为， ψ 刻画投资调整成本， η_w 和 η_p 分别刻画工资及产品价格摩擦。

表2 DSGE模型中动态参数的先验分布和贝叶斯估计结果

参数	参数意义	先验分布			后验分布			
		分布类型	先验均值	标准差	后验均值	标准差	90%的置信区间	
σ_c	消费跨期替代弹性	正态	1	0.375	0.3981	0.375	0.1526	0.6241
σ_m	货币需求弹性	正态	0.62	0.05	0.5898	0.05	0.5022	0.6666
ψ	投资调整系数	正态	0.15	1.5	0.2167	0.075	0.1201	0.3378
ψ_u	资本利用参数	正态	0.17	1	0.1318	0.075	-0.0254	0.2737
η_p	价格调整系数	贝塔	0.75	0.1	0.6462	0.15	0.554	0.738
η_w	工资调整系数	贝塔	0.75	0.1	0.4614	0.15	0.2742	0.7022
ρ_α	消费偏好冲击	贝塔	0.85	0.1	0.6333	0.1	0.3974	0.8577
ρ_d	投资调整冲击	贝塔	0.85	0.1	0.3434	0.1	0.1774	0.5093
ρ_{γ^w}	工资加成冲击	贝塔	0.85	0.1	0.7285	0.1	0.5038	0.9623
ρ_{p^m}	有色金属价格冲击	贝塔	0.85	0.1	0.7341	0.1	0.5173	0.9555
ρ_z	技术冲击	贝塔	0.85	0.1	0.6509	0.1	0.3756	0.9266
ρ_{γ^p}	价格加成冲击	贝塔	0.85	0.1	0.7288	0.1	0.4752	0.9604
ρ_θ	货币政策冲击	贝塔	0.85	0.1	0.2615	0.1	0.1525	0.3743
σ_α	消费偏好冲击	逆伽玛	0.1	inf	0.0747	inf	0.0346	0.1262
σ_d	投资调整冲击	逆伽玛	0.1	inf	0.1432	inf	0.1101	0.1791
σ_{γ^w}	工资加成冲击	逆伽玛	0.1	inf	0.267	inf	0.0264	0.5959
σ_{p^m}	有色金属价格冲击	逆伽玛	0.1	inf	0.0422	inf	0.0261	0.0624
σ_z	技术冲击	逆伽玛	0.1	inf	0.1606	inf	0.0405	0.2668
ρ_{γ^p}	价格加成冲击	逆伽玛	0.1	inf	0.0955	inf	0.0223	0.2098
σ_θ	货币政策冲击	逆伽玛	0.1	inf	0.0298	inf	0.025	0.0346

另外，还有刻画7组冲击的14个动态参数。其中， ψ 、 ψ_u 、 η_w 、 η_p 及7组冲击的先验分布参照杨雪等 (2011)^[7]的研究，其余参数的先验分布参照刘斌 (2008)^[5]的研究。基于宏观计量的标准做法，使用完全信息的贝叶斯估计法对模型的动态参数进行估计，具体估计结果见表2。根据贝叶斯估计结果可知家庭消费跨期替代弹性 σ_c 的后验均值为0.3981，这说明利率对家庭决定当前的消费水平影响较小；投资调整系数 ψ 的估计值为0.2167，说明我国的投资行为从计划到实施的时间间隔比较短；价格粘性概率 η_p 的估计为0.6462，表明我国产品价格粘性较高，每个季度大约有65%的企业不能调整价格；名义工资粘性概率 η_w 的估计值为0.4614，而 Smets 和 Wouters (2003)^[8]的估计值为0.9，说明我国的名义工资变化较快。

对于冲击的描述参数而言， ρ_α 、 ρ_d 、 ρ_{γ^w} 、 ρ_{p^m} 、 ρ_z 、 ρ_{γ^p} 、 ρ_θ 表示冲击的持续性，其中 ρ_α 、 ρ_{γ^w} 、 ρ_{p^m} 、 ρ_z 、 ρ_{γ^p} 的估计值均超过了0.5，说明消费偏好冲击、工资加成冲击、有色金属价格冲击、技术冲击、价格加成冲击均具有一定的连贯性；同时， σ_α 、 σ_d 、 σ_{γ^w} 、 σ_{p^m} 、 σ_z 、 σ_{γ^p} 、 σ_θ 表示冲击的相对波动，其中 σ_d 、 σ_{γ^w} 、 σ_z 的值都大于0.1，说明投资调整冲击、工资加成冲击、技术冲击的波动较大。

三、脉冲响应分析

根据对固定参数的校准值以及贝叶斯估计的动态参数值,模拟有色金属价格波动对于总产出、家庭消费、资本、投资、名义利率、劳动需求、实际货币余额、通货膨胀率、实际工资、资本使用价格、资本投资价值、有色金属资源投入等宏观经济

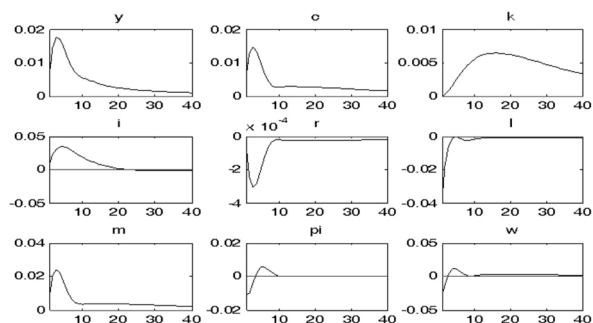


图1 有色金属价格波动对宏观经济影响的脉冲响应

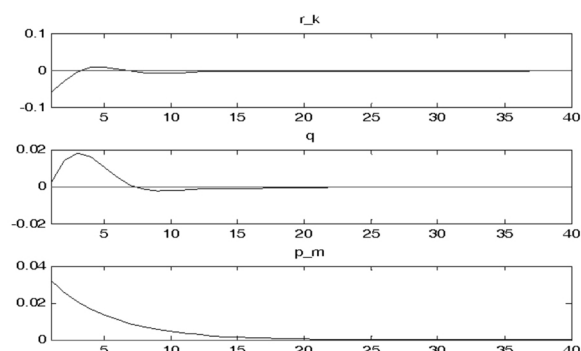
由图1可知有色金属价格的上涨导致名义利率(r)迅速下降0.02%,在第10个季度左右大致恢复至稳态值。名义利率的下降推动资本投资价值(q)增加约0.5%,并于第三个季度接近2%的顶峰,之后便迅速下降,在第七个季度回归稳态;同时,带来了投资(i)较大幅度的增长,约为2.5%,并随着资本投资价值的下降缓慢下降;投资的上涨导致资本存量(k)在随后的第15个季度左右上涨0.5%,因而产出(y)也迅速上涨1%,并在第五个季度之前达到最大值,之后迅速下降。

图中显示作为主要货币政策调控工具的货币供应量(m)迅速增加2%,由于名义利率下降的共同作用刺激消费(c)快速上涨1%。正的非金属价格冲击导致资本使用价格(r_k)下降5%,并于第五季度上升2%,之后缓慢下降趋于稳态。有色金属价格上涨可能导致有色金属原料的投入值小于稳态值,而劳动(l)作为替代投入也有所下降,进而迅速拉低工资水平(w),使其下降约2.5%,但随后快速回升逐步达到稳态值。有色金属价格冲击对于中国的通货膨胀率(π)也有着迅速的影响,当有色金属价格上升1%时,国内通货膨胀率下降约1%,之后又迅速回升,存在一定的滞后性。

四、结论及启示

在建立包含有色金属价格波动的新凯恩斯DSGE模型基础上,本文利用2001年第一季度到2013年第四季度的季度数据对相关参数进行贝叶

变量的脉冲响应,分析有色金属价格波动对于宏观经济波动的不同影响。图1为大小是1%的正向有色金属价格波动对宏观经济影响的脉冲响应函数,横轴表示冲击作用的滞后期数(单位:季度),本文选用了40个季度,纵轴表示各个变量偏离稳态的程度。



斯估计,并利用脉冲响应函数分析有色金属价格波动对我国宏观经济的影响,获得如下结论:(1)相对其他模型,DSGE模型能更准确地刻画国际有色金属价格波动对我国宏观经济的影响,而且估计结果在不同的模型设定下很稳健,消费偏好冲击、工资加成冲击、有色金属价格冲击、技术冲击、价格加成冲击均具有一定的连贯性;(2)国际市场有色金属价格波动对我国宏观经济的影响较大,当有色金属价格上升1%,投资、资本使用价格、货币供应量、劳动需求、工资水平等经济变量的波动均在2%以上,这表明我国有色金属资源对外依存度较高;(3)国际市场有色金属价格上升对我国GDP、投资、消费等主要经济指标具有不利影响,但其不利影响有限,且存在一定滞后效应,有色金属价格上升对我国经济增长的下行压力还不足以与我国现阶段经济增长的惯性相抗衡;(4)国际市场有色金属价格波动对我国货币政策的影响比较复杂:一方面会对我国货币供应量产生正向影响,另一方面又与我国利率负相关,但都存在大约两个季度的滞后效应。由于国际市场有色金属价格波动造成的物价上升需要紧缩的货币政策,为了缓解有色金属价格波动致使经济增长速度放缓以及失业率相对增加,又需要扩张性的货币政策,这就对我国货币政策的有效实施造成了困难。

从有色金属价格波动对宏观经济的影响可以看出有色金属价格波动与我国经济增速放缓具有

紧密的相关性，表明金属资源是国民经济建设的重要物质基础，金属资源安全事关国家经济安全。所以，面对金属资源价格波动严重威胁我国金属资源和有色金属产业安全，必须将有色金属资源安全问题上升到国家战略层面来思考。首先，应构建支撑国家金属资源安全管理决策的大数据收集分析和决策方法，设计合意性的金属资源安全管理政策，要加强对有色金属的进口管理，推进进口来源和渠道的多元化；同时，建立和健全相应的有色金属战略储备体系，以有效缓解有色金属价格波动对我国宏观经济的不利影响。其次，有色金属资源企业应打造“金属矿业+（金融、技术、互联网、下游企业、基础设施建设企业、国外企业）”的发展模式，金属矿业公司应该积极与金融财团合作，与互联网产业合作，加强与下游企业合作，与基础设施建设企业合作，与国外相关企业合作，打造利益共同体，打造真正的矿业航母，争夺有色金属资源定价话语权，减少有色金属价格波动对宏观经济的影响。

参考文献：

- [1] Ireland P.N. Endogenous Money or Sticky Price? [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50(8): 1623-1648.
- [2] Lawrence, Christiano, Eichenbaum Martin and Evans Charles. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy [J]. Journal of Political Economy, 2005, 113(1): 1-45.
- [3] Calvo, G. A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12(3): 383-398.
- [4] Christiano, L. J., Motto, R., Rostagno, M. Shocks, Structures or Monetary Policies? The Euro Area and Us after 2001 [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2007, 32(8): 2476-2506.
- [5] 刘斌. 我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用 [J]. 金融研究, 2008(10): 1-21.
- [6] 柳明, 宋潇. 石油价格波动对中国宏观经济的影响——基于 DSGE 模型的分析 [J]. 南开经济研究, 2013(6): 74-96.
- [7] 杨雪, 李松华, 王菲. 货币供应量传导研究——基于新凯恩斯 DSGE 模型的研究 [J]. 管理评论, 2011(12): 38-45.
- [8] Smets, F., Wouters, R. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area [J]. Journal of the European Economic Association, 2003, 1(5): 1123-1175.

The Impact of Nonferrous Metal Price Fluctuation on China's Macroeconomy: An Analysis from the Perspective of Metal Resource Security

HUANG Jian-bai^{1,2}, SONG Wan-ting¹, ZHONG Mei-rui^{1,2}

(1. School of Business, Central South University, Changsha 410083, China;

2. Metal Resource Strategy Research Institute, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: This paper builds a new Keynesian DSGE model containing nonferrous metal price fluctuations from the perspective of metal resource security, and uses the quarterly data from 2001 to 2013 to estimate the parameters of the model to analyze the impact of nonferrous metal price fluctuations in the international market on China's macroeconomy. The empirical results show that the price of nonferrous metals increases by 1%, the fluctuation of economic variables such as investment, money supply, labor demand and wage level is above 2%, and the price increases has an adverse effect on China's major economic indicators such as GDP, investment and consumption, but the inertia of economic growth in our country can weaken the negative effect caused by the price volatility of nonferrous metals in the short term; our monetary policy cannot effectively solve the impact of the increase of nonferrous metals price, nor can we avoid the input risk caused by the price fluctuations of nonferrous metals. The conclusions above show that metal price fluctuation is closely related to the slowdown of China's economic growth, so we must consider the safety of nonferrous metal resources from national strategic level.

Key words: nonferrous metals; price fluctuation; dynamic stochastic general equilibrium model; macroeconomy

(责任编辑：厉新)