

我国货币政策有效性测度

——基于太阳黑子与（不）确定性因素视角的思考

刘金全 隋建利 庞春阳

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

内容摘要: 本文将估计货币 *DSGE* 模型的贝叶斯统计推断方法延拓至参数空间中的不确定性区域, 通过将经济系统确定性因素与不确定性因素协同考虑, 并标记太阳黑子冲击以及涵括货币政策冲击、需求冲击和供给冲击等基础冲击传导的额外参数, 刻画了不确定条件下经济系统中出现的多重均衡解。通过分析太阳黑子冲击以及基础冲击对包含产出、通货膨胀和名义利率等内生变量的影响程度, 并比较在确定性情况下以及由太阳黑子冲击所引致的不确定性情况下, 基础冲击传导方式的改变程度, 来测度我国货币政策的有效性。

关键词: 动态随机一般均衡模型 货币政策有效性 太阳黑子 确定性 不确定性

一、引言

动态随机一般均衡 (*Dynamic stochastic general equilibrium*, 简称 *DSGE*) 模型已在宏观经济分析领域得到了广泛的应用。为了使 *DSGE* 模型更易于处理和求解, 一种典型的处理方法是采用线性理性预期 (*Linear Rational Expectations*, 简称 *LRE*) 模型对其进行局部近似。然而 *LRE* 模型在求解过程中可能会出现多重均衡解, 我们通常称之为不确定性 (*indeterminacy*)。一般而言, 不确定性因素的存在能够引致两种结果的出现: 一方面, 影响基础冲击的传导, 例如技术冲击以及货币政策冲击的传导; 另一方面, 太阳黑子冲击 (*sunspot shocks*) 可以影响均衡配置效率并引发确定性 (*determinacy*) 情况下所不会出现的经济周期波动。

在经典的新凯恩斯货币 *DSGE* 模型中, 若央行实行盯住利率的政策, 同时, 在通货膨胀率上升时如果不能大幅提高名义利率, 不确定性的情况就可能出现 (Woodford, 2003)。国外学者对于不确定性和太阳黑子波动进行了大量的研究。例如, Christiano 和 Harrison (1999) 指出在考虑市场失灵的情况下, 太阳黑子波动中的某些成分可能会起到改善福利的作用, 其余成分则可能导致福利显著地下降。因此, 一旦央行关注最不利的结果, 那么强烈的动机将促使其选择一个能够导致确定性解的货币政策。Clarida 等 (2000) 基于 *CGG* 模型并根据标准的新凯恩斯 *DSGE* 模型指出, 1979 年之前的美国货币政策与确定性均衡是不一致的。Farmer 和 Woodford (1997) 以及 Guo 和 Lansing (1998) 等学者指出, 自我实现预期 (*self-fulfilling expectation*) 或许能够对美国七十年代出现的高通货膨胀情形进行解释。

由于不确定性是动态经济系统的一种属性, 因此也只能通过多变量分析进行研究。在多数模型中, 不确定性区域是许多参数的复杂函数, 而不单纯是货币政策参数的反应函数, 这给参数的识别带来了困难。在 *DSGE* 模型的背景下, Ruge-Murica (2002) 给出了一些模拟分析的结果, 结果表明完全信息估计量显然比基于单方程的工具变量更为有效。由于可能存在的太阳黑子波动而将导致模型无法识别, 而在单变量分析中这一问题并不严重, 因此可以通过举出确定性参数只能在不确定性区域得到识别的例子加以说明。

收稿日期: 2010-07-

基金项目: 吉林大学“985工程”和“211工程”项目; 国家自然科学基金项目 (70971055); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (08JJD790133); 教育部人文社会科学研究应急项目 (2009JYJR014)。

作者简介: 刘金全 (1964年—), 男, 黑龙江省密山县人, 长江学者特聘教授, 吉林大学商学院院长、吉林大学数量经济研究中心教授, 经济学博士, 博士研究生导师; 隋建利 (1982年—), 男, 吉林省长白县人, 吉林大学商学院讲师, 经济学博士。庞春阳 (1987—), 男, 福建省莆田市人, 吉林大学商学院数量经济学专业博士研究生。

在 Kim (2000)、Ireland (2001) 以及 Rabanal 和 Rubio-Ramírez (2003) 等对经济系统进行统计推断分析的文献中, 基于 *DSGE* 模型在参数空间中的确定性区域采用似然估计技术已较为成熟, 然而, 上述学者大都将其分析局限于参数空间中存在唯一稳定解的子集上, 即在其模型估计过程中大都排除了不确定性均衡解。事实上, 如果数据能通过位于不确定性区域的参数得到最好地描述, 那么将参数估计值约束于确定性区域中显然会带来估计偏误, 但是如果我们能够在整个参数空间中估计这一模型, 这一问题就能够得以解决。对不确定性进行经验研究的其他方法可以归为如下两类: 一类是校验 (*calibration*) 分析, 例如 Schmitt-Grohé (1997) 和 Perli (1998) 试图对太阳黑子冲击在何种程度上有益于模型拟合经济周期数据进行量化, 但是他们同样都遇到了如何设定太阳黑子冲击随机性质的困难。一个典型的处理方法是将太阳黑子冲击的方差与所观测到的产出方差进行匹配。然而正如 Del Negro 和 Schorfheide (2004) 所言, 均衡的不确定性并不表明总量波动性是由太阳黑子所诱发的。以 Farmer 和 Guo (1995) 以及 Salyer 和 Sheffrin (1998) 为代表的另一类经验分析方法, 则试图从理性预期残差中未被外生基础冲击所解释的成分识别出太阳黑子冲击。虽然这一方法相比于简单的校验方法更显结构化, 但是仍然无法区分基础冲击中被忽略的成分以及实际的太阳黑子成分。在国内鲜有学者基于太阳黑子冲击视角对我国货币政策有效性问题进行深入的研究, 然而范从来 (2000)、万解秋和徐涛 (2001)、刘金全 (2002)、陆军和舒元 (2003)、徐亚平 (2006) 以及谭旭东 (2008) 等学者分别基于其他不同层面对我国货币政策有效性问题进行了全面而系统的探讨。

在本文中, 我们将估计 *DSGE* 模型的贝叶斯统计推断方法延拓至参数空间中的不确定性区域, 并基于观测数据对参数空间中的确定性与不确定性区域构建概率权重, 而这些概率值将被用于对参数估计以及对结构冲击在参数空间中两个不同区域内传导的预测结果加权。由于将经济系统的确定性与不确定性协同考虑, 因此, 本文的研究方法使得测度不确定性对于基础冲击传导的影响以及分析太阳黑子冲击对总体经济波动的影响成为可能。具体而言, 我们基于我国 1992 年第 1 季度至 2009 年第 4 季度期间人均实际 *GDP* 增长率、通货膨胀率以及名义利率的季度数据, 同时利用货币 *DSGE* 模型对我国货币政策的有效性进行分析和检验。首先, 我们设定了先验分布, 随后通过计算确定性与不确定性条件下的边际数据密度和后验概率值, 从而判断经济系统处于确定性区域抑或不确定性区域。其次, 我们基于不同先验设定下的参数估计结果, 运用冲击反应函数 (*Impulse Response Functions*, 简称 *IRF*) 来具体分析太阳黑子冲击以及三个基础冲击 (货币政策冲击、需求冲击和供给冲击) 对三个内生变量 (产出、通货膨胀和名义利率) 的影响程度, 同时刻画和比较了在确定性情况下以及由太阳黑子冲击所引致的不确定性情况下, 基础冲击传导方式的改变程度。最后, 我们基于方差分解 (*variance decompositions*) 的思想, 以期对产出缺口、通货膨胀率以及名义利率三个内生变量受结构冲击影响的贡献度进行识别和分析。

二、用于分析货币政策有效性的动态随机一般均衡模型构建

我们遵循 Del Negro 和 Schorfheide (2004) 以及 Lubik 和 Schorfheide (2004) 研究中的观点, 基于经典新凯恩斯货币动态随机一般均衡模型以期对我国货币政策的有效性进行测度, 这一模型具体涵括如下三个方程:

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

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

$$\tilde{R}_t = \rho_R \tilde{R}_{t-1} + (1 - \rho)[\psi_1 \tilde{\pi}_t + \psi_2(\tilde{x}_t - z_t)] + \varepsilon_{R,t} \quad (3)$$

其中, x 代表产出, π 代表通货膨胀率, R 代表名义利率, \sim 表示该变量与稳态水平的百分比

偏差，例如， \tilde{x}_t 表示产出与趋势水平的百分比偏差。如果我们使用对数线性化近似，那么这些方程可以通过具有微观基础的动态一般均衡模型而得到。

方程 (1) 是通过代表性家庭选择最优消费水平和债券持有量而得到的跨期 *Euler* 方程。由于在该模型中没有考虑到投资的因素，因此产出与消费成比例且满足一个外生过程，而此过程可以被理解为时变的政府支出或者更广泛地解释为偏好的改变。这些外生变动的效果在 *Euler* 方程中由随机过程 g_t 加以刻画。参数 $0 < \beta < 1$ 是家庭的折现因子， $\tau > 0$ 代表跨期替代弹性。

模型中的生产部门由一系列连续的垄断竞争企业所构成，每个企业都生产有差异的产品并面临向下倾斜的需求曲线。由于名义价格的调整成本为二次函数或者名义价格具有 *Calvo* 刚性^①，且模型中只有一部分企业能够调整价格，因此价格具有粘性。通货膨胀率的动态性质由斜率为 κ 的附加预期菲利普斯曲线 (2) 所表示，随机过程 z_t 描述了边际生产成本的外生变动。

方程 (3) 描述了央行的操作行为，具体而言，央行通过盯住名义利率并采用政策工具来调整通货膨胀和产出与各自目标值的偏离。冲击 $\varepsilon_{g,t}$ 表示未预期到的政策偏离或者政策执行偏误，这一偏误的标准差由 σ_R 表征。我们假设 g_t 和 z_t 服从一元 *AR* (1) 过程，而自回归系数分别为 ρ_g 和 ρ_z ，则：

$$\begin{aligned} g_t &= \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \\ z_t &= \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \end{aligned} \quad (4)$$

我们允许新息序列 $\varepsilon_{g,t}$ 与 $\varepsilon_{z,t}$ 之间的相关系数 ρ_{gz} 不为零，同时，与新息序列 $\varepsilon_{g,t}$ 和 $\varepsilon_{z,t}$ 相对应的标准差可以分别表示为 σ_g 和 σ_z 。另外，对数线性化 *DSGE* 模型中所包含的参数能够通过向量 $\theta = [\psi_1, \psi_2, \rho_R, \beta, \kappa, \tau, \rho_g, \rho_z, \rho_{gz}, \sigma_R, \sigma_g, \sigma_z] \in \Theta$ 表示。线性理性预期模型由方程 (1) - (4) 构成，我们可以进一步基于量测方程和状态方程将其表示为状态空间模型：

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \mathbf{A} + \mathbf{B}\mathbf{s}_t \\ \Gamma_0(\theta)\mathbf{s}_t &= \Gamma_1(\theta)\mathbf{s}_{t-1} + \Psi(\theta)\boldsymbol{\varepsilon}_t + \Pi(\theta)\boldsymbol{\eta}_t \end{aligned} \quad (5)$$

其中， $\mathbf{s}_t = [\tilde{x}_t, \tilde{\pi}_t, \tilde{R}_t, E[\tilde{x}_{t+1}], E[\tilde{\pi}_{t+1}], g_t, z_t]'$ ， $\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\varepsilon_{R,t}, \varepsilon_{g,t}, \varepsilon_{z,t}]'$ ， $\boldsymbol{\eta}_t = [(\tilde{x}_t - E_{t-1}[\tilde{x}_t]), (\tilde{\pi}_t - E_{t-1}[\tilde{\pi}_t])]'$ 。

在此模型中， \mathbf{s}_t 的维数 $n = 7$ ，并存在 $l = 3$ 个基础冲击以及维数为 $k = 2$ 的理性预期预测误差向量 $\boldsymbol{\eta}_t$ 。此外，我们假设除了基础冲击 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 以外，经济行为人还能够观测到外生的太阳黑子冲击 ζ_t 。

如果央行没有积极地通过提高利率以应对通货膨胀率的上升，那么“自我实现预期”就可能会在模型中出现。此时，基础冲击 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 与太阳黑子冲击 ζ_t 均会对产出、通货膨胀以及利率的动态性特征产生影响。由于模型 (5) 是线性的，且波动性 (*uncertainty*) 的主要来源是基础冲击 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 以及太阳黑子冲击 ζ_t ，所以我们将产出和通货膨胀的预测误差表示为：

$$\boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{A}_1 \boldsymbol{\varepsilon}_t + \mathbf{A}_2 \zeta_t \quad (6)$$

其中， \mathbf{A}_1 是 $k \times l$ 维矩阵，而 \mathbf{A}_2 是 $k \times 1$ 维向量。由于最优化问题的横截性条件对 \mathbf{s}_t 的增长率施加了约束，因此，我们只考虑如下三种使得 \mathbf{s}_t 路径非扩散的解的情况：(1) 稳定解不存在；(2) 存在一个唯一的稳定解，即具有确定性 (*determinacy*)，其中， \mathbf{A}_1 由结构化参数 θ 决定，且 $\mathbf{A}_2 = \mathbf{0}$ ；(3) 存在多重稳定解，即具有不确定性 (*indeterminacy*)，其中， \mathbf{A}_1 不由结构化参数 θ 决定，且 \mathbf{A}_2 可以不为 $\mathbf{0}$ 。

简言之，当央行通过提高利率以应对通货膨胀率上升 ($\psi_1 > 1$) 时，由 (1) - (3) 式描述的货币 *DSGE* 模型存在唯一稳定解，而在其他情况下则存在多重稳定解。在此，我们将 *DSGE* 模型存在唯一稳定解时，即与经济系统的确定性均衡相一致的政策称为“积极”的货币政策，而将 *DSGE* 模型存在多重稳定解时，即与经济系统的不确定性均衡相一致的政策称为“消极”的货币政策。

^① Calvo (1983) 假设企业并不会频繁调整价格，而是遵循一个外生的泊松过程作为价格调整的参照。在每一期中，企业调整价格的概率均为 $1 - \omega$ ，价格调整之间预期时间长度为 $1/(1 - \omega)$ ，因此价格变动的的时间长度是一个随机变量。

三、贝叶斯统计推断方法描述

为了将 LRE 模型的估计方法延拓至参数空间的不确定性区域, 我们需要解决如下两方面的问题: 首先, 需要基于简洁的表达式将求解过程中所得到的多重解予以表示。其次, 需要充分重视模型识别过程中所存在的一些问题, 譬如, 在确定性条件下 ($\mathbf{A}_2 = \mathbf{0}$), 太阳黑子冲击对内生变量没有影响, 因此太阳黑子冲击 ζ_t 的方差是不可识别的。再如, 在某些特殊的情况下, 我们只能基于不确定性条件, 方可识别模型中标识确定性区域的某些参数, 因此, 我们无法从数据中直接判断数据生成机制是确定性的抑或是不确定性的。为了简化分析, 我们考虑一个在参数空间 $\Theta = [0, 2]$ 上的单方程模型:

$$y_t = \frac{1}{\theta} E_t[y_{t+1}] + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中, ε_t 为白噪声过程。同时, 我们通过引入理性预期预测误差 $\eta_t = y_t - E_{t-1}[y_t]$, 进而将 (7) 式进一步改写为与方程 (5) 结构相仿的表达式:

$$\xi_t = \theta \xi_{t-1} - \theta \varepsilon_t + \theta \eta_t \quad (8)$$

其中, 差分方程 (8) 的稳定性取决于参数 θ 的具体取值。我们在此将参数空间分割为两部分:

首先, 当 $\theta \in \Theta^D = (1, 2]$ (确定性) 时, 唯一的稳定解形式为 $\xi_t = 0$ 。这一解是在 $\eta_t = \varepsilon_t$ 以及 $y_t = \varepsilon_t$ 的条件下所获得的。因此, 当 $\theta > 1$ 时, 内生变量服从一个独立同分布的随机过程, 其随机性质并不依赖于 θ 的具体取值。

其次, 当 $\theta \in [0, 1]$ (不确定性) 时, 理性预期预测误差 η_t 可以表示为:

$$\eta_t = \tilde{M} \varepsilon_t + \zeta_t \quad (9)$$

其中, \tilde{M} 表明基础冲击 ε_t 的效果是不确定的, 并且是与 θ 无关的额外参数。此外, 部分预测误差可能由太阳黑子冲击 ζ_t 所解释。我们假设 $\zeta_t = 0$, 并将 (7) 中的 $E_t[y_{t+1}]$ 替换为 $y_{t+1} - \tilde{M} \varepsilon_{t+1}$, 从而可以得到关于 y_t 的 $ARMA(1, 1)$ 表达式:

$$y_t - \theta y_{t-1} = \tilde{M} \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (10)$$

虽然在不确定性条件下, y_t 是序列相关的, 但在 $\tilde{M} = 1$ 的特殊条件下, $y_t = \varepsilon_t$ 。而贝叶斯分析的目的在于评价假设 $\theta \in \Theta^D$ 与备择假设 $\theta \in \Theta^I$, 以及在不确定性条件下基于参数 θ 以及 M 而估计基础冲击 ε_t 的传导。

基于这一模型, 我们可以进一步探讨可能存在的识别性问题, 并指出如何应用贝叶斯方法对确定性与不确定性之间的关系进行推断, 同时对刻画 y_t 动态性质的参数进行识别。具体而言, 对于某个样本观测值 $\mathbf{Y}^T = [y_1, \dots, y_T]'$, 其似然函数 $\mathbf{L}(\theta, M | \mathbf{Y}^T)$ 为给定参数条件下样本 \mathbf{Y}^T 的联合概率密度函数。我们可以将似然函数分解为确定性参数与不确定性参数两部分, 即:

$$\begin{aligned} \mathbf{L}(\theta, M | \mathbf{Y}^T) &= \{\theta \in \Theta^I\} \mathbf{L}_I(\theta, M | \mathbf{Y}^T) + \{\theta \in \Theta^D\} \mathbf{L}_D(\mathbf{Y}^T) \\ \mathbf{L}_D(\mathbf{Y}^T) &= (2\pi)^{-T/2} \exp\left[-\frac{1}{2} \mathbf{Y}^{T'} \mathbf{Y}^T\right] \end{aligned} \quad (11)$$

$$\mathbf{L}_I(\theta, M | \mathbf{Y}^T) = (2\pi)^{-T/2} |\Gamma_Y(\theta, M)|^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2} \mathbf{Y}^{T'} \Gamma_Y^{-1}(\theta, M) \mathbf{Y}^T\right]$$

其中, $\Gamma_Y(\theta, M)$ 为 (11) 中向量 \mathbf{Y}^T 的协方差矩阵。在参数空间中的确定性区域上, 似然函数 \mathbf{L}_D 与 θ 、 M 无关。此时, 参数 θ 与 M 是不可识别的。同时, 在 $M = 0$ 的条件下, 不确定性似然函数即为确定性似然函数:

$$\mathbf{L}_I(\theta, M = 0 | \mathbf{Y}^T) = \mathbf{L}_D(\mathbf{Y}^T) \quad (12)$$

在零假设下, 由于参数 θ 与 M 不可识别, 为了检验确定性与不确定性, 我们可以借鉴 Andrews

和 Ploberger (1994) 提出的最优检验统计量:

$$LR_{ave} = \int \frac{\mathbf{L}_I(\theta, M | \mathbf{Y}^T)}{\mathbf{L}_D(\mathbf{Y}^T)} w(\theta, M) d\theta \cdot dM \quad (13)$$

其中, $w(\theta, M)$ 为权函数。相比于考虑数据是否能够产生确定性均衡的问题, 本文基于观测数据为参数空间中的确定性与不确定性区域构建概率权重, 则更有意义^①。在此, 我们首先考虑参数 θ 与 M 的先验分布, 并将概率密度函数表示为 $p(\theta, M)$, 随后, 基于数据 \mathbf{Y}^T 以及参数的后验分布进行统计推断。其中, 后验分布可以按照贝叶斯定理进行计算, 具体而言,

$$p(\theta, M | \mathbf{Y}^T) = \frac{[\{\theta \in \Theta^I\} \mathbf{L}_I(\theta, M | \mathbf{Y}^T) + \{\theta \in \Theta^D\} \mathbf{L}_D(\mathbf{Y}^T)] p(\theta, M)}{\int \mathbf{L}(\theta, M | \mathbf{Y}^T) p(\theta, M) d\theta \cdot dM} \quad (14)$$

不确定性区域的先验概率及后验概率分别为:

$$\pi_0(I) = \int \{\theta \in \Theta^I\} p(\theta, M) d\theta \cdot dM \quad (15)$$

$$\pi_T(I) = \int \{\theta \in \Theta^I\} p(\theta, M | \mathbf{Y}^T) d\theta \cdot dM \quad (16)$$

四、线性理性预期模型的求解

在本文中, 我们延用 Lubik 和 Schorfheide (2004) 提出的具体方法求解 *LRE* 系统 (5), 假设 (5) 式中的矩阵 Γ_0 是不可逆的, 从而将方程 (5) 进一步改写为:

$$\mathbf{s}_t = \Gamma_1^*(\theta) \mathbf{s}_{t-1} + \Psi^*(\theta) \boldsymbol{\varepsilon}_t + \Pi^*(\theta) \boldsymbol{\eta}_t \quad (17)$$

通过 *Jordan* 分解 $\mathbf{J}\mathbf{A}\mathbf{J}^{-1}$ 替换矩阵 Γ_1^* , 并定义变换后模型中变量的向量为 $\mathbf{w}_t = \mathbf{J}^{-1} \mathbf{s}_t$ 。我们可以将 \mathbf{w}_t 的第 i 个元素记为 $w_{i,t}$, 并将 $\mathbf{J}^{-1} \Pi^*$ 和 $\mathbf{J}^{-1} \Psi^*$ 的第 i 行分别记为 $[\mathbf{J}^{-1} \Pi^*]_i$ 和 $[\mathbf{J}^{-1} \Psi^*]_i$ 。因此, 模型可以重新写为一系列 *AR* (1) 过程的集合:

$$w_{i,t} = \lambda_i w_{i,t-1} + [\mathbf{J}^{-1} \Psi^*]_i \boldsymbol{\varepsilon}_t + [\mathbf{J}^{-1} \Pi^*]_i \boldsymbol{\eta}_t \quad (18)$$

其中, 我们称 $w_{i,t}$ 为潜在“状态”。同时定义使 *AR* (1) 过程平稳的集合:

$$I_s(\theta) = \{i \in \{1, \dots, n\} \mid \lambda_i(\theta) \leq 1\} \quad (19)$$

在此, 我们令 $I_x(\theta)$ 为其补集, 并令 Ψ_x^J 以及 Π_x^J 由 $[\mathbf{J}^{-1} \Psi^*]_i$ 和 $[\mathbf{J}^{-1} \Pi^*]_i$ 中与不稳定特征值相对应的行向量所组成, 即 $i \in I_x(\theta)$ 。为了确保 \mathbf{s}_t 的平稳性要求, 我们假设对于所有的 t 预测误差 $\boldsymbol{\eta}_t$ 必须满足:

$$\Psi_x^J \boldsymbol{\varepsilon}_t + \Pi_x^J \boldsymbol{\eta}_t = 0 \quad (20)$$

注意到, 方程 (20) 或者无解、或者有一个解 (确定性) 抑或有无穷多解 (不确定性)。在此, 我们选取参数空间 Θ 中使得方程 (20) 存在至少一个解的子集。为了求解方程 (20), 我们对矩阵 Π_x^J 施行奇异值分解:

$$\Pi_x^J = [\mathbf{U}_1 \quad \mathbf{U}_2] \begin{bmatrix} \mathbf{D}_{11} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{V}'_1 \\ \mathbf{V}'_2 \end{bmatrix} = \underbrace{\mathbf{U}_1}_{m \times m} \underbrace{\mathbf{D}_{11}}_{m \times k} \underbrace{\mathbf{V}'_1}_{k \times k} = \underbrace{\mathbf{U}_1}_{m \times r} \underbrace{\mathbf{D}_{11}}_{r \times r} \underbrace{\mathbf{V}'_1}_{r \times k} \quad (21)$$

其中, \mathbf{D}_{11} 为对角矩阵, \mathbf{U} 和 \mathbf{V} 为正规矩阵。 m 表示不稳定特征值的数量, r 表示矩阵 Π_x^J 的非零奇异值数量。在前文中我们指出, k 表示预测误差向量 $\boldsymbol{\eta}_t$ 的维数, l 表示外生冲击的数目。令 p 表示太阳黑子冲击向量 $\boldsymbol{\zeta}_t$ 的维数。如果方程 (20) 存在这样的解, 从而使得预测误差是基础冲击 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 以及太阳黑子冲击 $\boldsymbol{\zeta}_t$ 的函数, 那么这一解的形式为

$$\boldsymbol{\eta}_t = (-\mathbf{V}_1 \mathbf{D}_{11}^{-1} \mathbf{U}_1' \Psi_x^J + \mathbf{V}_2 \tilde{\mathbf{M}}) \boldsymbol{\varepsilon}_t + \mathbf{V}_2 \mathbf{M}_\zeta \boldsymbol{\zeta}_t \quad (22)$$

其中, $\tilde{\mathbf{M}}$ 为 $(k-l) \times l$ 阶矩阵, \mathbf{M}_ζ 是一个 $(k-r) \times p$ 阶矩阵, 矩阵 \mathbf{V}_2 的维数为 $k \times (k-r)$ 。如果

^① 这些概率随后可以用于对参数估计值以及模型在确定性与不确定性两个区域上得到的预测值进行加权。

$k = r$ 且 V_2 为零矩阵，那么解是唯一的。

由理性预期预测误差的表达式可以推导出 s_t 的动态性质：

$$s_t = \Gamma_1^*(\theta)s_{t-1} + [\Psi^*(\theta) - \Pi^*(\theta)V_1(\theta)D_{11}^{-1}(\theta)U_1'(\theta)\Psi_x'(\theta)]\varepsilon_t + \Pi^*(\theta)V_2(\theta)(\tilde{M}\varepsilon_t + M_\zeta\zeta_t) \quad (23)$$

在确定性条件下， $V_2 = 0$ 。那么， s_t 的动态性质将仅仅是参数向量 θ 的函数。在不确定性条件下，由于结构冲击 ε_t 依赖于矩阵 \tilde{M} ，因此其传导机制不再是唯一被决定的，同时， s_t 的动态性质潜在地受到了太阳黑子冲击 ζ_t 的影响 ($M_\zeta \neq 0$)。

在本文所构建的货币 *DSGE* 模型中，不确定性的维数 $k - r$ 至多为 1。因此，我们令 $p = 1$ ，并施加标准化约束 $M_\zeta = 1$ 。此外，太阳黑子冲击的标准差 σ_ζ 被视作额外的参数。由于我们无法识别太阳黑子冲击与基础冲击的协方差矩阵以及 \tilde{M} ，因此，本文将太阳黑子冲击与结构冲击标准化 $E[\varepsilon_t\zeta_t] = 0$ 。

在估计过程中，本文考虑了 \tilde{M} 的所有可能值，通过将 \tilde{M} 替换为 $M^*(\theta) + M$ ，并设 M 的先验均值为 0，从而得到先验分布。这一先验设定的合理性在于 $M^*(\theta)$ 能够使得冲击反应函数 $\partial s_t / \partial \varepsilon_t'$ 在确定性区域与不确定性区域的边界上连续。此外，根据我们的先验均值，参数 θ 的微小变化并不会导致基础冲击的传导发生显著变化。

为了保证对于参数空间确定性区域邻域以外的 θ 值，冲击反应函数仍具有经济意义。我们对于每一个向量 $\theta \in \Theta'$ 构建了一个位于确定性区域边界上的向量 $\tilde{\theta} = g(\theta)$ ，然后选择 $M^*(\theta)$ ，使得 s_t 基于 θ 的冲击反应函数能够近似 s_t 基于 $\tilde{\theta}$ 的冲击反应函数。这刻画了参数空间的确定性区域与不确定性区域中的边界。我们将解 $\tilde{M} = M^*(\theta)$ 视作基准不确定性解。

虽然本文给出的不确定性基准解为我们的研究提供了一个可行的参照，但是我们在不确定性条件下的估计过程并不受制于这一特定解，本文只将其用于在方程 (23) 中设定 \tilde{M} 的先验分布并构建用于贝叶斯分析的似然函数 $L(\theta, M, \sigma_\zeta | Y^T)$ 。

五、我国货币政策有效性的实证检验

在此，我们基于我国 1992 年第 1 季度至 2009 年第 4 季度期间的名义利率、通货膨胀率以及人均实际 *GDP* 增长率的季度数据，运用本文所构建的对数线性化货币动态随机一般均衡模型来测度和分析我国货币政策有效性。

(一) 数据选取与描述

尽管我国长期实行利率管制，但是银行间同业拆借市场不仅已成为金融机构之间调节短期头寸的重要场所，而且能够较为迅速地反映货币市场的资金供求状况，同时，同业拆借利率已经成为我国货币市场最重要的利率指标之一，因此我们选取银行间同业拆借利率作为金融市场的基础利率。此外，虽然 1993 年前后我国金融机构之间拆借行为比较混乱，但上海融资中心同业拆借市场利率仍能反映 1996 年联网前全国同业拆借市场状况，因此 1992 年至 1995 年的利率数据选取上海融资中心同业拆借利率。而 1996 至 2009 年选取 7 天的同业拆借利率，而 7 天期限拆借利率也基本反映了近期市场头寸波动的状况 (谢平和罗雄，2002)，我们根据《中国人民银行统计季报》和中国人民银行网站 (<http://www.pbc.gov.cn>) 公布的月度银行间同业拆借利率进行季度平均后得到季度的同业拆借利率。

目前，国内对通货膨胀率的衡量主要有两种方法，即消费者价格指数 (*CPI*) 和商品零售价格指数 (*RPI*)。由于商品零售价格指数的计算剔除了第三产业的变化，而剔除了服务价格的商品零售价格指数不足以反映一般价格水平的变化。另一方面，消费者价格指数包含了服务，更能够全面反映我国物价变化的程度，并可以反映商品经过流通环节形成的最终价格，而且消费者价格指数与 *GDP*

之间关系更为密切 (赵进文和高辉, 2004)。此外, 考虑到消费者物价指数和 GDP 平减指数的可获得性和可靠性, 本文选取消费者价格指数作为衡量通货膨胀率的指标^①。我们选取消费者价格指数的月度同比数据, 数据来自于各期月刊《中国统计》和《中国统计月报》。由于我们获取的 CPI 数据是月度数据, 在计算中通过三项移动平均求出季度 CPI 数据, 即可求出通货膨胀率 π_t 。

此外, 我们选择国内生产总值 (GDP) 作为衡量总产出的指标。官方统计资料给出 1992 年以来的季度现价 GDP 以及不变价的 GDP 同比累计增长率, 为了获得实际 GDP 数据, 我们利用官方公布的 GDP 累计增长率数据重新计算出以 2000 年为不变价的实际值, 并通过季节调整而得到实际 GDP 季度数据, 另一方面, 由于在官方公布的统计资料中只能获取我国人口总量的年度数据, 在此我们参考王志强和孙刚 (2003) 以及 Abeyasinghe 和 Gulasekaran (2004) 的观点, 将我国年度人口总量数据进行季度分解并进行季节调整。最后, 通过将实际 GDP 季度数据除以季度人口总量数据, 计算得到我国人均实际产出序列, 进而获得其增长率指标 Y_t 。数据来源于《中国人口与就业统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及中经网统计数据库 (<http://db.cei.gov.cn>)。

我们知道, 央行在不同时期所采取的不同政策举措必然会对当时的宏观经济运行产生直接影响。那么, 我国央行实施的货币政策能否将宏观经济运行推向确定性的均衡状态呢? 如若不能, 从总体而言, 不确定性会对基础冲击传导产生何种影响? 同时, 太阳黑子冲击又能在多大程度上解释经济波动? 本文在试图回答上述一系列问题的同时, 对我国货币政策有效性进行全面、深入的测度和检验, 以期根据具体的实证分析结果为货币当局提供颇有价值的政策建议。

在进行实证分析之前, 我们假设目标通货膨胀率等于稳态通货膨胀率 π^* 。通过基于参数空间中的确定性因素与不确定性因素分别估计 $DSGE$ 模型, 我们不仅可以检验“消极”货币政策以及“自我实现预期”假设, 同时还可以分别研究不确定性因素能够对基础冲击 ε_t 以及太阳黑子冲击 ζ_t 的传导方式产生何种影响。参照方程 (5), 我们可以将状态空间模型的量测方程具体表示为:

$$y_t = \begin{bmatrix} 0 \\ \pi^* \\ r^* + \pi^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 4 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} s_t \quad (24)$$

其中, 向量 y_t 包含了产出缺口、通货膨胀率以及名义利率这三个内生变量。方程 (24) 中与方程 (5) 中矩阵 B 中相对应的元素 4 表明, 稳态通胀率 π^* 以及实际利率 r^* (%) 经由年度化处理。鉴于长期产出增长率几乎不对 (1) 式中所描述的折现因子 β 以及实际利率 r^* 的相关性产生影响, 我们令贴现因子为 $\beta = (1 + r^* / 100)^{-1/4}$ 。量测方程 (24) 与 s_t 的动态性质 (23) 构建了一个变量 y_t 的状态空间模型。我们可以运用卡尔曼滤波技术来估计似然函数 $L(\theta, M, \sigma_\zeta | Y^T)$, 而这一似然函数包含了参数 θ 、 M 以及 σ_ζ 的先验分布。

(二) 先验分布

我们按照 Del Negro 和 Schorfheide (2004) 的思想, 并参考 Lubik 和 Schorfheide (2004) 研究中的参数设定, 在表 1 中给出本文所构建的 $DSGE$ 模型各参数先验密度、均值以及相应的标准差, 在此, 我们假设所有参数都是先验独立 (*priori independent*) 的。

^① 在 2000 年以前, 中国官方只公布消费者价格的月度与年度同比数据, 月度环比数据不可得。从 2000 年开始, 国家信息中心经济预测部发布《中国数据分析》, 开始公布 2000 年 1 月以来消费者价格指数的环比数据。

表 1 DSGE 模型先验分布 (Prior1)

参 数	范 围	密 度	均 值	标 准 差
ψ_1	\mathbb{R}^+	<i>Gamma</i>	1.10	0.50
ψ_2	\mathbb{R}^+	<i>Gamma</i>	0.25	0.15
ρ_R	[0,1)	<i>Beta</i>	0.50	0.20
π^*	\mathbb{R}^+	<i>Gamma</i>	4.00	2.00
r^*	\mathbb{R}^+	<i>Gamma</i>	2.00	1.00
κ	\mathbb{R}^+	<i>Gamma</i>	0.50	0.20
τ^{-1}	\mathbb{R}^+	<i>Gamma</i>	2.00	0.50
ρ_g	[0,1)	<i>Beta</i>	0.70	0.10
ρ_z	[0,1)	<i>Beta</i>	0.70	0.10
ρ_{gz}	[-1,1]	<i>Normal</i>	0.00	0.40
$M_{R\zeta}$	\mathbb{R}	<i>Normal</i>	0.00	1.00
$M_{g\zeta}$	\mathbb{R}	<i>Normal</i>	0.00	1.00
$M_{z\zeta}$	\mathbb{R}	<i>Normal</i>	0.00	1.00
σ_R	\mathbb{R}^+	<i>Inv Gamma</i>	0.31	4.00
σ_g	\mathbb{R}^+	<i>Inv Gamma</i>	0.38	4.00
σ_z	\mathbb{R}^+	<i>Inv Gamma</i>	1.00	4.00
σ_ζ	\mathbb{R}^+	<i>Inv Gamma</i>	0.25	4.00

注: *Inv Gamma* 即逆 *Gamma* (*Inverse Gamma*) 先验分布的形式为 $p_{IG}(\sigma|v,s) \propto \sigma^{-v-1} e^{-s/\sigma^2}$, 其中, $v=4$, 而 s 分别选取 0.25、0.3、0.6 和 0.2。此外, $\rho_{g,z}$ 的先验分布被截断, 以保证相关系数在-1 与 1 之间。

为了深入分析和研究影响基础冲击传导的因素, 我们具体考虑 Prior1、Prior2、Prior3 这三个不确定性先验组以及一个确定性先验组的设定形式: (1) 我们将表 1 中给定的先验分布记为 Prior1, 这一先验组同时考虑了不确定性因素 $\mathbf{M}=[M_{R\zeta}, M_{g\zeta}, M_{z\zeta}]$ 和太阳黑子冲击 ζ_t 对三个基础冲击传导的影响; (2) 在 Prior1 先验设定基础上, 我们通过施加约束 $\mathbf{M}=\mathbf{0}$, 即 $M_{R\zeta}=M_{g\zeta}=M_{z\zeta}=\mathbf{0}$, 并基于本文所描述的基准解在不确定区域内构建似然函数, 由此得到先验组 Prior2。因此, 在 Prior2 先验设定下, 模型约束于基准不确定性解。由于施加了 $M_{R\zeta}=M_{g\zeta}=M_{z\zeta}=\mathbf{0}$ 约束, 这意味着不确定性因素对基础冲击的传导不产生影响作用, 从而我们能够单独考虑太阳黑子冲击 ζ_t 对基础冲击的影响; (3) 先验组 Prior3 是通过在 Prior1 先验设定基础上, 施加 $\sigma_\zeta=0$ 约束所得到的, 这一约束意味着我们在不确定性情况下不考虑太阳黑子冲击, 因此, 经济行为人不会对其他波动性来源做出反应, 而仅由不确定性因素改变基础冲击的传导方式; (4) 确定性先验组则是在 Prior1 先验设定基础上, 同时约束 $\mathbf{M}=\mathbf{0}$ 以及 $\sigma_\zeta=0$, 这意味着同时不考虑不确定性影响和太阳黑子冲击而进行分析。基于上述四种先验设定, 一方面, 我们能够从影响基础冲击传导的不同因素中分离和辨别出起主导作用的主要成分。另一方面, 由于央行的货币政策在传导过程中会受到多种因素的影响, 从而导致政策效果偏离其原有的预期值, 因此, 这些设定能够对央行在具体评估其政策有效性时提供参考依据, 同时, 有益于央行设定出更优的政策制度与举措。

(三) 货币动态随机一般均衡模型的参数估计

在此, 我们基于表 1 所示的先验分布 (Prior1) 具体设定结果, 对本文所构建的货币 DSGE 模型进行估计。我们首先测度确定性区域与不确定性区域中的边际数据密度与后验概率值情况。为了得到参数空间中上述两个区域的后验概率值, 我们通过区域 s 上对似然函数关于参数 θ 、 \mathbf{M} 以及 σ_ζ

积分，并定义如下边际数据密度：

$$p^s(\mathbf{Y}^T) = \int \{\boldsymbol{\theta} \in \Theta^s\} \mathbf{L}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{M}, \sigma_\zeta | \mathbf{Y}^T) \times p(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{M}, \sigma_\zeta) d\boldsymbol{\theta} \cdot d\mathbf{M} \cdot d\sigma_\zeta, \quad s \in \{D, I\} \quad (25)$$

基于 (14) 式和 (16) 式，我们可以得到不确定性的后验概率值表达式：

$$\pi_T(I) = \frac{p^I(\mathbf{Y}^T)}{p^I(\mathbf{Y}^T) + p^D(\mathbf{Y}^T)} \quad (26)$$

表 2 分别给出了基于三个不确定先验组 Prior1、Prior1、Prior3 所得到的边际数据密度值 $\ln p^s(\mathbf{Y}^T)$ 及后验概率值，而这些边际数据密度值和后验概率值是评价经济系统处于确定性均衡抑或不确定性均衡的标准。需要指出的是，我们在此采用调和均值统计量进行近似计算而得到边际数据密度值，而此处的后验概率值则是遵循 *Metropolis-Hastings* 算法而获得。在表 2 中，无论边际数据密度值抑或后验概率值的估计结果都显著支持我国货币政策与经济系统均处于不确定性均衡路径的判断。

表 2 确定性与不确定性设定下的边际数据密度与后验概率估计值

先验组	边际数据密度		后验概率	
	确定性	不确定性	确定性	不确定性
Prior 1	-393.7058	-345.1858	0.0000	1.0000
Prior 2	-393.7058	-368.8600	0.0000	1.0000
Prior 3	-393.7058	-345.2344	0.0000	1.0000

接下来，我们基于 Prior1、Prior2、Prior3 这三组不确定性条件以及确定性条件下的先验设定形式对本文所构建的 *DSGE* 模型进行估计，从而得到如表 3 所示的模型各参数后验均值以及与其相对应的 90% *HPD* 置信集。

表 3 DSGE 模型参数估计结果

参 数	Prior 1		Prior 2		Prior 3		确定性	
	均 值	90% <i>HPD</i>	均 值	90% <i>HPD</i>	均 值	90% <i>HPD</i>	均 值	90% <i>HPD</i>
ψ_1	0.6658	[0.5177,0.8171]	0.5758	[0.3405,0.8039]	0.6623	[0.5104,0.8169]	1.0355	[0.9970,1.0863]
ψ_2	0.1649	[0.0198,0.3085]	0.3166	[0.0568,0.5631]	0.1645	[0.0219,0.3032]	0.0338	[0.0036,0.0645]
ρ_R	0.8840	[0.8541,0.9145]	0.8935	[0.8621,0.9260]	0.8847	[0.8543,0.9158]	0.9075	[0.8867,0.9288]
π^*	3.1097	[1.1020,5.0376]	3.2720	[1.2475,5.2066]	3.0885	[1.0677,5.0101]	4.3436	[2.6634,6.0455]
r^*	1.0363	[0.3598,1.6878]	0.9437	[0.3262,1.5277]	1.0192	[0.3536,1.6809]	0.9347	[0.2856,1.5283]
κ	0.2947	[0.1480,0.4319]	0.1185	[0.0559,0.1800]	0.2510	[0.1369,0.3608]	0.0569	[0.0263,0.0859]
τ^{-1}	2.5236	[1.6903,3.3619]	3.3342	[2.3817,4.2683]	2.5090	[1.6796,3.3169]	3.7186	[2.6441,4.7778]
ρ_g	0.6681	[0.5730,0.7650]	0.5952	[0.4658,0.7252]	0.6598	[0.5643,0.7600]	0.8281	[0.7691,0.8870]
ρ_z	0.6682	[0.5466,0.7935]	0.7559	[0.6148,0.9008]	0.6564	[0.5346,0.7876]	0.9356	[0.9036,0.9697]
$\rho_{g\zeta}$	0.3428	[0.0504,0.6413]	0.9000	[0.7587,1.0000]	0.3537	[0.0635,0.6579]	0.3214	[0.0406,0.5904]
$M_{R\zeta}$	-2.1233	[-3.1610,-1.0845]	—	—	-2.0850	[-3.1140,-1.0579]	—	—
$M_{g\zeta}$	1.9708	[1.2381,2.7068]	—	—	1.9795	[1.2572,2.6817]	—	—
$M_{z\zeta}$	-0.5862	[-0.7538,-0.4137]	—	—	-0.6183	[-0.7880,-0.4157]	—	—
σ_R	0.1525	[0.1298,0.1745]	0.1514	[0.1279,0.1741]	0.1521	[0.1296,0.1743]	0.1592	[0.1355,0.1826]
σ_g	0.6211	[0.4515,0.7844]	0.5924	[0.3889,0.7932]	0.6497	[0.4783,0.8161]	0.3211	[0.2107,0.4361]
σ_z	1.8392	[1.4206,2.2443]	1.3385	[0.9035,1.7638]	1.7839	[1.3366,2.2249]	1.5996	[1.0696,2.1206]
σ_ζ	0.2385	[0.1556,0.3158]	0.7083	[0.5624,0.8511]	—	—	—	—

注：在此我们采用 *Metropolis-Hastings* 算法抽样 50000 次，并将前 2000 次抽样作为 *burn-in* 舍去。

观察表 3 所示的模型参数后验估计结果，我们发现，我国货币政策并不完全遵循 *Taylor* 规则，而是更能表现出一种不稳定性特征，这一发现与谢平和罗雄 (2002) 的经验研究结果相一致。具体而言，

Taylor 规则方程的参数估计值都较小, 这意味着央行对通货膨胀缺口和产出缺口的反应较不敏感, 而这一政策规则导致了“自我实现预期”的存在。按照 Guo 和 Lansing (1998) 的观点, “自我实现预期”导致了经济系统不确定性的存在, 这便能够充分解释我们在前文所得到的中国货币政策与经济系统处于不确定性均衡路径相一致的结论。从表 3 中我们看出, 当实际通货膨胀率与目标通胀率之间存在 1% 偏差时, 央行只在确定性条件下提高了名义利率 1.0355% 作为对这一偏差的反应; 而在不确定性条件下, 央行针对这一偏差, 最多只提高名义利率 0.6658% (Prior1)。在确定性条件下, 即便央行对通货膨胀有较高的反映程度, 产出缺口目标参数仅为 $\hat{\psi}_2 = 0.0338$; 不确定性条件下, 央行对产出缺口最高的反应为 $\hat{\psi}_2 = 0.3166$ (Prior2)。然而利率平滑的策略 ($\hat{\rho}_r \geq 0.8840$) 有力地支持了央行盯住通胀的政策。

基于先验分布 Prior1 设定形式, 稳态通货膨胀率 π^* 的后验均值为 3.1097%, *HPD* 置信集为 [1.1020, 5.0376]; 确定性条件下的稳态通胀率 π^* 为 4.3436%, *HPD* 置信集为 [2.6634, 6.0455], 相比较, Prior1 条件下的稳态通胀率 π^* 值明显更小, 而 90% *HPD* 区间更大, 从而表现出明显的波动性。此外, 我们发现, 先验分布 Prior1 设定形式下的实际利率水平 r^* 后验估计值在区间 [0.3598, 1.6878] 之间, 明显高于确定性设定的实际利率水平 [0.2856, 1.5283], 这是由于稳态通货膨胀率水平在确定性条件下较高, 从而使得实际值较低造成的结果。菲利普斯曲线斜率 κ 在 Prior1 条件下的后验均值为 0.2947, *HPD* 置信集为 [0.1480, 0.4319], 显著大于在确定性条件下的菲利普斯曲线斜率后验均值 0.0569 及其对应的 *HPD* 置信集 [0.0263, 0.0859]。这一结果表明在不确定性条件下, 产出缺口变化将导致物价水平产生比确定性条件下更大的变动。此外, 从表 3 中我们还可以看出, 基于 Prior3 设定得出的后验估计结果与由 Prior1 设定得到的结果较为相近, 但却与由 Prior2 设定得到的结果存在较大程度的差异。从 Prior1 和 Prior3 的估计结果可以看出, $\mathbf{M} = [M_{R\zeta}, M_{g\zeta}, M_{z\zeta}]$ 值显著不为零, 而从 Prior2 的估计结果可以看出, $\varepsilon_{g,t}$ 与 $\varepsilon_{z,t}$ 相关系数 $\rho_{g\zeta}$ 的估计值为 0.9000, 这意味着两个序列几乎完全序列相关, 即需求冲击与供给冲击相关。

(四) 冲击传导

在此, 我们基于本文所构建的 *DSGE* 模型中所涵括的方程系统, 在 Prior1、Prior2、Prior3 三组不确定性条件以及确定性条件设定下, 运用冲击反应函数来具体分析太阳黑子冲击以及三个基础冲击 (货币政策冲击、需求冲击和供给冲击) 对三个内生变量 (产出、通货膨胀和名义利率) 的影响程度, 同时刻画和比较在确定性情况下以及由太阳黑子冲击所引致的不确定性情况下, 基础冲击的传导效果以及传导方式的改变程度。具体而言, 图 1 描述了基于 Prior1 设定形式而得到的产出、通货膨胀以及名义利率三个内生变量的后验均值对于 1 标准单位负向太阳黑子冲击 ζ_t 的反应轨迹 (实线) 以及 90% *HPD* 置信集 (虚线)^①。而图 2、图 3 和图 4 分别描述了产出、通货膨胀以及名义利率的后验均值对于 1 标准单位紧缩性货币政策冲击 $\varepsilon_{R,t}$ 、1 标准单位正向需求冲击 $\varepsilon_{g,t}$ 以及 1 标准单位正向供给冲击 $\varepsilon_{z,t}$ 的冲击反应轨迹 (实线) 及其相对应的 90% *HPD* 置信集 (虚线)。

现代宏观经济学创始人梅纳德·凯恩斯认为, 在有效需求不足的情况下, 受短期内“动物精神” (*animal spirit*)、心理预期以及实际经济差距等诸多因素的影响, 宏观经济运行将会呈现出一定程度的波动态势。举例而言, 人们如果能够预期到经济形势在未来将会出现逐渐转好的迹象, 那么将会不断增加投资总量, 而总投资量的陡然增加将会直接促进经济的进一步发展, 进而推动经济增长速度最终达到顶峰; 随后人们必然会预期未来经济增长速度会悄然放缓, 与之相对应的直接举措便是减少投资量, 从而进一步导致经济增长速度的急速下滑, 并出现衰退乃至萧条, 最终面临的将是步

^① 我们在此选择 Prior1 这一先验设定结果进行比较分析的原因在于, 相比较, 不确定性条件下的无约束先验分布设定 (Prior1) 更能够反映我国经济运行的实际现状, 下同。

入低谷的经济发展态势^①。实际经济周期 (*Real Business Cycle*, 简称 *RBC*) 模型同样说明,除了技术、偏好以及禀赋这些能够导致经济波动的基本因素以外,经济周期波动还受经济行为人的“动物精神”驱动 (Farmer 和 Guo, 1994),而前文所提及的“自我实现预期”正是“动物精神”的另一种表述。本文所分析的太阳黑子冲击仍然是“动物精神”的一种表现形式,这一冲击表示为与经济体系中与技术、偏好及禀赋等基本经济因素波动无关的随机现象^②。图 1 说明,在太阳黑子冲击能够引致较高通货膨胀出现的信念影响下,人们将会预期实际利率与产出增长率向负方向变动。实际利率的下降刺激了当前消费的增加,并进一步致使产出增加,从而使得产出缺口增大,而由 (2) 式所示的菲利普斯曲线表达式可知,通货膨胀率将会上升,这便印证了太阳黑子冲击能够导致高通货膨胀这一预期成立。随着时间的推移,通货膨胀率逐渐回落到稳态水平,而随即出现的相关利率政策也能够保证实际利率在低位运行并使得产出回归到稳态水平。需要强调的是,图 1 表明太阳黑子冲击对于模型的内生变量均产生了显著的影响,但是由于产出和通货膨胀率同时上升,因此我们不当将太阳黑子冲击仅视作对通货膨胀产生冲击,而忽视其对产出冲击影响作用。最后,我们还发现,相比较,太阳黑子冲击能够使名义利率产生波峰状的冲击反应时间波动轨迹。

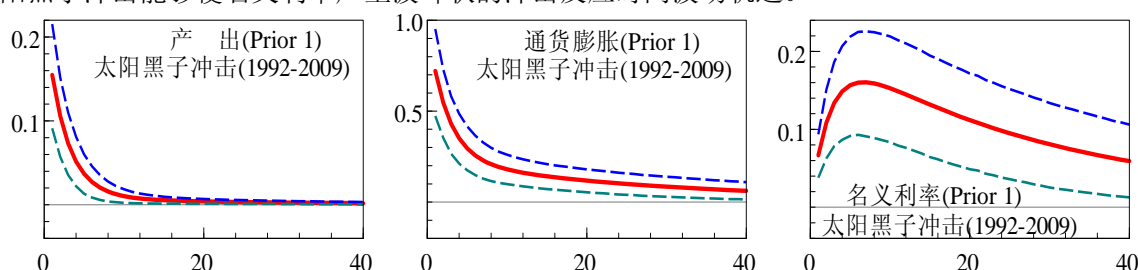


图 1 太阳黑子冲击

图 2 表明,基于 Prior2 设定条件而得到的冲击反应函数与确定性条件下的冲击反应函数时间波动轨迹较为相近,这说明以基准解为中心的先验分布将确定性解延伸至不确定性区域,从而未能使基础冲击 (在此特指货币政策冲击) 的传导效果受到显著地影响。换句话说,这意味着太阳黑子冲击对改变基础冲击传导的影响作用非常微弱,基础冲击传导改变的主导原因并非源自太阳黑子冲击,而主要体现在不确定性因素层面。此外,虽然 Prior1 与 Prior3 设定条件下的冲击反应函数时间变化轨迹较为相似,但却与基于 Prior2 设定条件和确定性条件下的冲击反应函数的时间变化轨迹大相径庭,一方面,这种差异主要体现在不确定性情况下 (Prior1、Prior3) 通货膨胀率和名义利率的冲击反应函数 90% HPD 置信集较宽层面,这说明在不确定性情况下,货币政策冲击的效果存在很大程度的波动性和不稳定性,这将会给央行评定政策的有效性时带来一定的困难。另一方面,上述差异还体现在货币政策冲击出现的初期对通货膨胀率和名义利率的影响程度层面。具体而言,我们对基于无约束先验分布 (Prior1) 得到的冲击反应结果 (图 2 中的第 1 行) 与图 2 中的第 2、3、4 行结果进行比较分析发现,一个未预期到的紧缩性货币政策的出现将导致产出在随后一期下降 0.15 个百分点、利率提高 60 个基点,而通货膨胀率则下降至低于稳态水平 0.2 个百分点,进而通货膨胀率在回到稳态水平之前迅速上升了大约 0.3 个百分点。因此,紧缩性货币政策冲击 (名义利率上升) 会导致温和的通货膨胀。与此相对应的是,在确定性的条件下紧缩性货币政策冲击的发生并不会导致通货膨胀率的持续升温,这也从另一个角度再一次印证了不确定性因素会改变基础冲击传导这一经验发现。

^① 参见 Akerlof G A, Shiller R J. *Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism* [M]. Princeton University Press, 2009, pp.59-73.

^② 关于太阳黑子冲击的相关研究可以参考 Azariadis (1981)、Cass 和 Shell (1983) 以及 Farmer 和 Woodford (1997) 等的文献。

Belaygorod 和 Dueker (2009) 的研究认为, 对于一个涵括均衡不确定性的经济系统而言, 由于不具有鞍点路径的稳定性, 这将导致货币政策冲击与“价格幻觉”直接相关, 而“价格幻觉”则意味着紧缩性货币政策的出现将会导致通货膨胀率的上升。而本文的实证结果与 Belaygorod 和 Dueker (2009) 的研究结论相一致, 即在我国紧缩性货币政策的冲击导致了“价格幻觉” (*price puzzle*) 现象的呈现。此外, 我们即使遵循 Sims (1992) 的观点, 将商品价格引入到模型系统中, 经验结果仍旧支持“价格幻觉”的存在性。分析“价格幻觉”现象产生的具体缘由, 我们可以做如下解释: 一方面, 由于在不确定性条件下, 经济行为人意识到即便存在货币政策冲击, 该政策也无法使通货膨胀率下降为目标通货膨胀率。在这一背景下, 货币政策冲击将直接影响厂商的生产决策, 随之引发其借贷成本的上升, 进而导致商品价格上升, 这就致使此冲击成为“成本推进型”通货膨胀的又一冲击来源。换句话说, 从货币政策的成本传导途径考虑, 一项紧缩的货币政策将导致厂商的生产成本提高, 进而引发价格水平与名义利率的同方向变动; 另一方面, 货币政策中所存在的不可预期成分将导致经济行为人对政策的误读, 进而在“动物精神”的驱动下形成错误预期, 并最终导致了通货膨胀的发生。而这一政策效果无疑增加了央行预测政策结果、评估政策效果的难度。

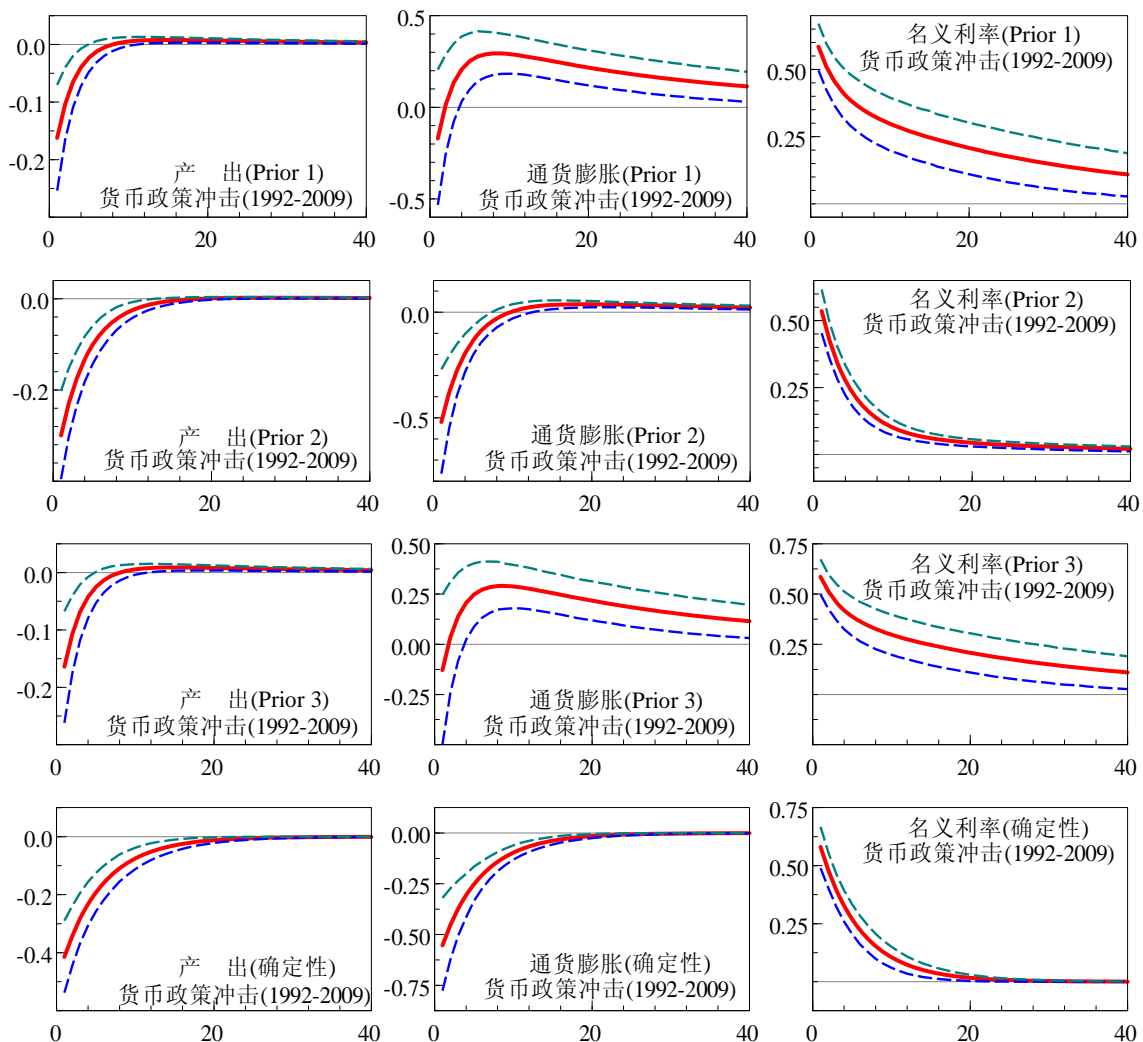


图 2 货币政策冲击

观察图 3 我们发现, 一方面, 基于 Prior2 设定条件而得到的冲击反应函数与确定性条件下的冲击反应函数较为相近, 另一方面, 虽然 Prior1 与 Prior3 设定条件下的冲击反应函数也较为相似, 但

却与 Prior2 设定条件和确定性条件下的冲击反应函数结果存在较大程度的差异，而此结果也从另一角度进一步印证了太阳黑子冲击 (Prior2) 对于改变基础冲击 (在此特指需求冲击) 传导仅能起到非常有限的作用，而不确定性却能够显著地改变基础冲击的传导效果。具体而言，在 Prior1 与 Prior3 的设定下，需求冲击导致了通货膨胀率在冲击发生后的 1 期低于其稳态水平大约 1%，随即继续下降并达到低于稳态水平的最大值 2% 以后，逐渐回升至稳态水平。此外，在 Prior1 与 Prior3 的设定下，需求冲击引致的通货膨胀率小于 Prior2 以及确定性条件下的通货膨胀率，而这一现象也是中国经济运行中曾出现的“需求旺盛”→“生产盲目扩张”→“产能过剩”→“物价下跌”这种盲目扩张生产过程的映照。最后，我们还发现，在不确定性条件 (Prior1、Prior2、Prior3) 以及确定性条件设定形式下，正向需求冲击同时提高了产出水平，但是，仅在考虑太阳黑子的情况下或者在确定性条件下，正向需求冲击同时提高了通货膨胀率以及名义利率水平。

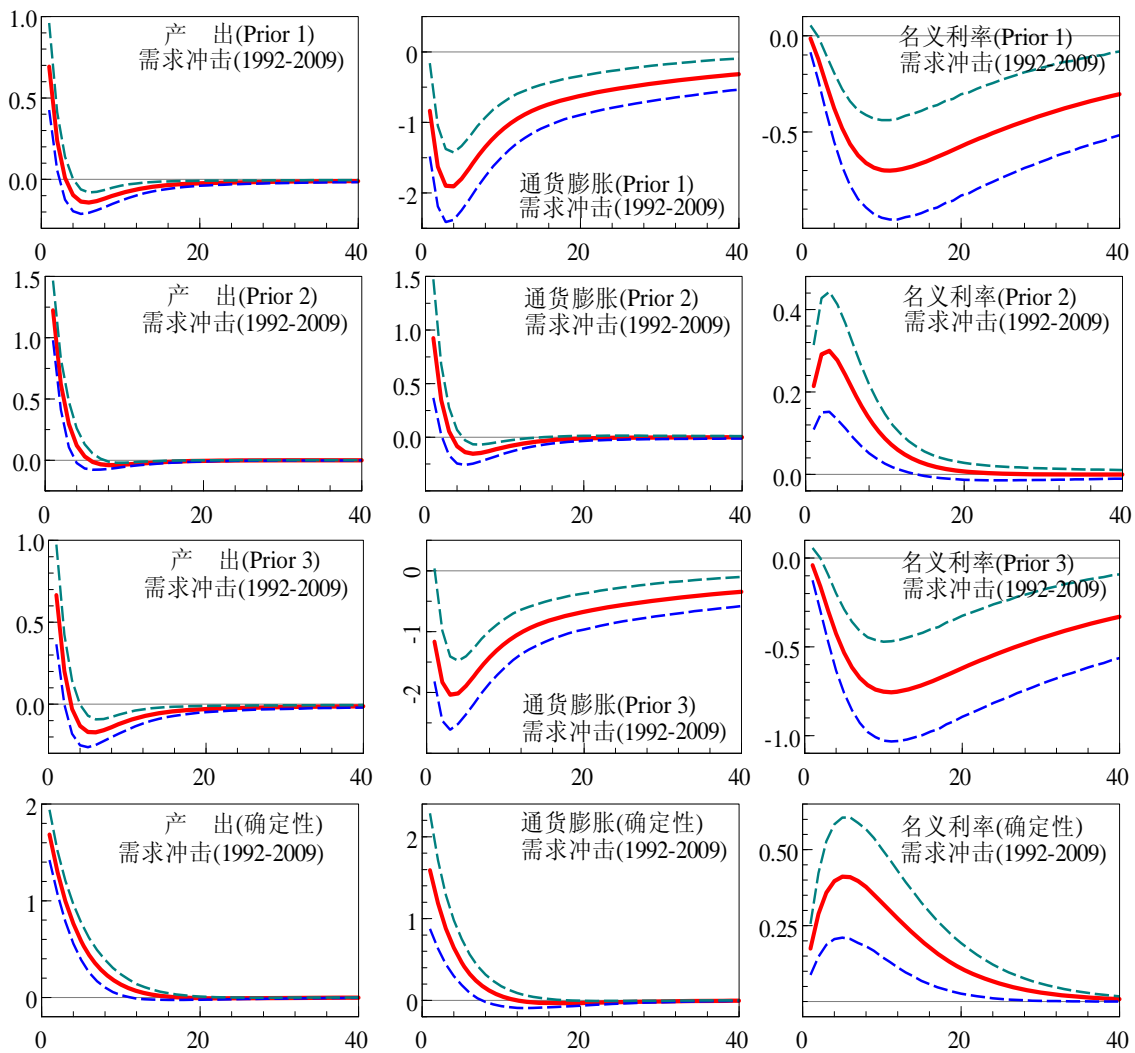


图 3 需求冲击

图 4 告诉我们，一方面，基于 Prior2 设定条件而得到的冲击反应函数与确定性条件下的冲击反应函数较为相近，另一方面，虽然 Prior1 与 Prior3 设定条件下的冲击反应函数也较为相似，但却与 Prior2 设定条件和确定性条件下的冲击反应函数结果存在较大程度的差异，而此结果也从另一角度进一步印证了太阳黑子冲击 (Prior2) 对于改变基础冲击 (在此特指供给冲击) 传导仅能起到非常微弱的作用，而不确定性却能够显著地改变基础冲击的传导效果。具体而言，在 Prior1 与 Prior3 的设

定下，正向供给冲击导致了通货膨胀率在冲击发生后的 1 期达到偏离其稳态水平最大值 1.8% 左右，随即陡然下降并达到其稳态水平。此外，在 Prior1 与 Prior3 的设定下，供给冲击引致的通货膨胀率显著大于 Prior2 以及确定性条件下的通货膨胀率。我们发现，一个正向的供给冲击 $\varepsilon_{z,t}$ 能够降低生产的边际成本，从而增加了产出，同时，与之相对应的是不确定性条件下的通货膨胀与利率水平的提高，以及确定性条件下的通货膨胀与利率水平的降低，这一变化与经济理论相吻合，即不确定性在一定程度上扭曲了市场信号。最后，我们还发现，冲击反应函数说明，在不确定性条件 (Prior1、Prior2、Prior3) 以及确定性条件设定形式下正向供给冲击同时提高了产出水平，但是，仅在 Prior1 和 Prior3 设定形式下正向供给冲击同时提高了通货膨胀率以及名义利率水平。

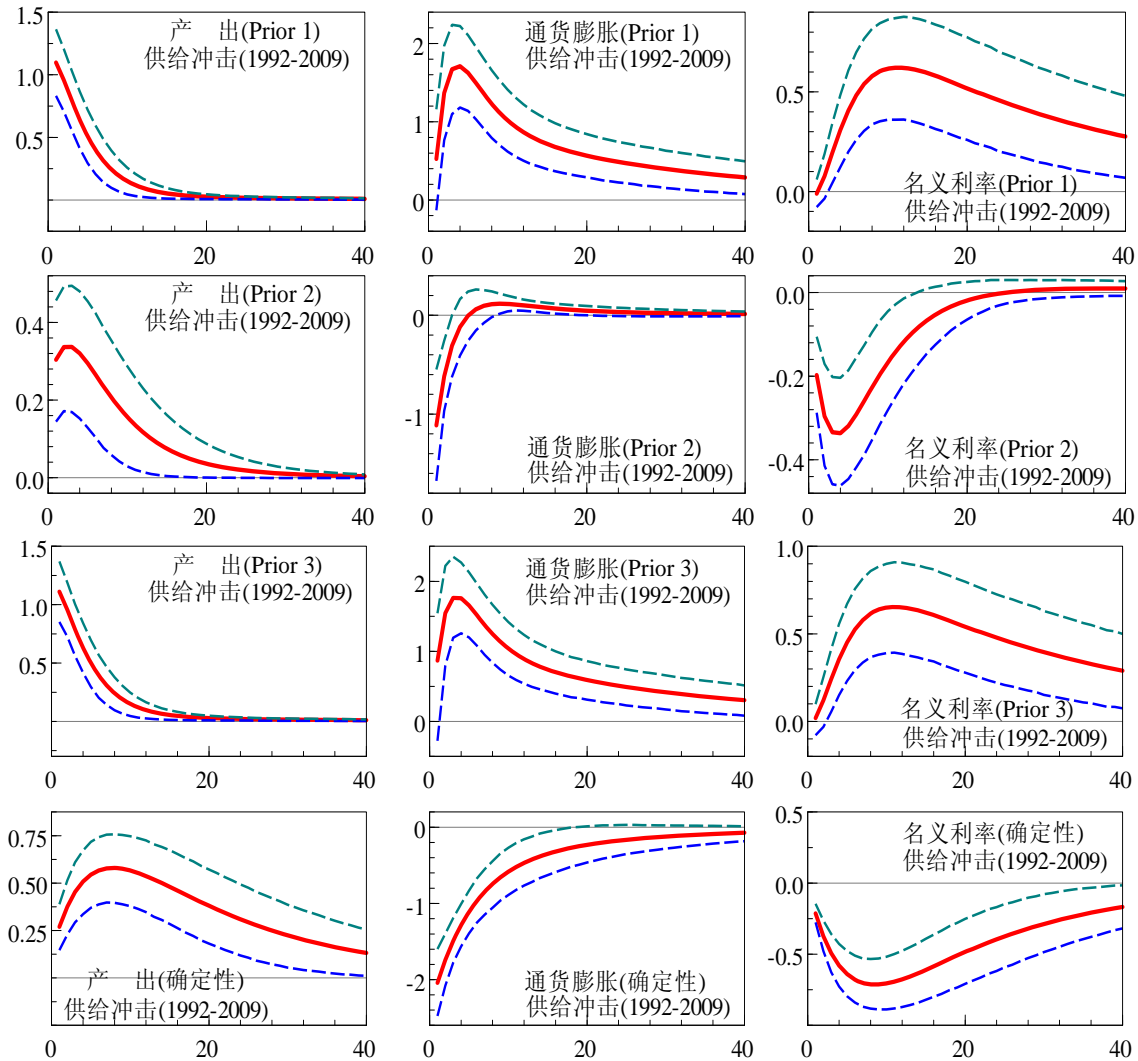


图 4 供给冲击

(五) 方差分解分析

在本文的最后，我们基于不同先验设定形式下的参数估计结果，考虑利用方差分解的思想以期对产出缺口、通货膨胀率以及名义利率三个内生变量受结构冲击影响的贡献度进行识别和分析。由于 $\varepsilon_{g,t}$ 与 $\varepsilon_{z,t}$ 之间的协方差估计值不为零，即 $\varepsilon_{g,t}$ 与 $\varepsilon_{z,t}$ 之间有可能存在序列相关性，因此，我们在进行方差分解之前，需要将需求冲击和供给冲击两者进行三角分解正交化。同时，我们假设经过此正交化处理之后，供给冲击只影响 $\varepsilon_{z,t}$ ，而需求冲击不仅影响 Euler 方程 (1)，同时也影响价格水平。这一假设的合理性在于，当消费的边际效用受到冲击以后，不仅会对均衡时的劳动供给决策产生影

响，而且能够进一步影响工资率水平。而工资率水平是影响边际成本的一个重要因素，由边际成本变动所引致的物价水平波动即为成本推进通货膨胀或通货紧缩现象出现的理论依据。根据前文的经验分析结果，我们基于 Prior1、Prior2、Prior3 这三组不确定性条件的先验设定形式，运用 *Metropolis-Hastings* 算法得到了如表 4 所示的方差分解后验估计结果，即上文所介绍的不同冲击反应函数的后验均值以及 90% HPD 置信集。

参 数	Prior 1		Prior 2		Prior 3	
	均 值	90% HPD	均 值	90% HPD	均 值	90% HPD
产出缺口						
货币政策	0.0103	[0.0008, 0.0203]	0.0426	[0.0168, 0.0679]	0.0113	[0.0009, 0.0221]
需 求	0.3405	[0.1035, 0.5627]	0.7500	[0.6148, 0.8957]	0.3390	[0.1166, 0.5474]
供 给	0.6390	[0.4137, 0.8804]	0.0326	[0.0000, 0.0825]	0.6497	[0.4422, 0.8762]
太阳黑子	0.0102	[0.0020, 0.0185]	0.1748	[0.0688, 0.2754]	—	—
通货膨胀						
货币政策	0.0493	[0.0114, 0.0877]	0.0268	[0.0045, 0.0496]	0.0467	[0.0094, 0.0829]
需 求	0.3750	[0.1181, 0.6212]	0.0158	[0.0000, 0.0373]	0.4050	[0.1657, 0.6480]
供 给	0.5316	[0.2915, 0.7716]	0.0144	[0.0000, 0.0339]	0.5483	[0.3129, 0.7877]
太阳黑子	0.0441	[0.0114, 0.0755]	0.9430	[0.9002, 0.9874]	—	—
名义利率						
货币政策	0.1882	[0.0549, 0.3151]	0.0966	[0.0245, 0.1669]	0.1791	[0.0545, 0.3019]
需 求	0.3238	[0.0878, 0.5522]	0.0106	[0.0000, 0.0267]	0.3509	[0.1231, 0.5749]
供 给	0.4532	[0.2245, 0.6776]	0.0166	[0.0000, 0.0411]	0.4700	[0.2520, 0.6916]
太阳黑子	0.0348	[0.0085, 0.0600]	0.8762	[0.7857, 0.9710]	—	—

观察表 4 我们发现，无论是货币政策冲击还是太阳黑子冲击都对没有对产出波动产生显著的影响。具体而言，在先验组 Prior1 设定下，货币政策冲击 (0.0103) 及太阳黑子冲击 (0.0102) 对产出波动的贡献率都仅约为 1%。在约束了不确定性基准解 (Prior2) 以后，太阳黑子冲击的贡献率有所提高，达到 17% (0.1748)；由于在 Prior2 下估计的 $\varepsilon_{g,t}$ 与 $\varepsilon_{z,t}$ 间的相关系数 $\rho_{g,z} = 0.9000$ (表 3 所示) 近似为 1，故模型在 $\mathbf{M} = \mathbf{0}$ 条件下几乎将余下未解释的产出波动归因于正交化后的需求冲击。基于 Prior1 或 Prior3 的后验结果都表明，产出波动中的大部分成分可由只影响边际生产成本的供给冲击来解释。对于通货膨胀和名义利率的波动，如果约束 $\mathbf{M} = \mathbf{0}$ (Prior2)，即认为基础冲击的作用在不确定性与确定性条件下是等同的，那么太阳黑子冲击 ζ_t 能够解释这两者波动中 87.62% ~ 94.30% 的成分。而在无约束先验分布设定下 (Prior1)，冲击 ζ_t 的解释能力则下降到 4% 以下。

六、我国货币政策有效性检验的基本结论与经济政策启示

本文基于我国 1992 年第 1 季度至 2009 年第 4 季度期间人均实际 GDP 增长率、通货膨胀率以及名义利率的季度数据，将估计货币 DSGE 模型的贝叶斯统计推断方法延拓至参数空间中的不确定性区域。通过将经济系统确定性因素与不确定性因素协同考虑，并标记太阳黑子冲击以及涵括货币政策冲击、需求冲击和供给冲击等基础冲击传导的额外参数，刻画了不确定条件下经济系统中出现的多重均衡解。通过分析太阳黑子冲击以及基础冲击对包含产出、通货膨胀和名义利率等内生变量的影响程度，并比较在确定性情况下以及由太阳黑子冲击所引致的不确定性情况下，基础冲击传导方式的改变程度，来测度和分析我国货币政策的有效性，最终获得如下重要结论：

(一) 基于边际数据密度值以及后验概率值的估计结果说明,我国货币政策与经济系统均处于不确定性均衡路径当中。此外,中央银行在应对通货膨胀缺口和产出缺口时所采取的政策举措尚不够积极,即我国货币政策并不完全遵循 *Taylor* 规则模式,并会直接引致“自我实现预期”的存在,而“自我实现预期”将能够进一步致使经济系统中形成不确定性因素。

(二) 太阳黑子冲击虽然能够对产出、通货膨胀以及名义利率等内生变量产生显著的冲击影响,但是对涵括货币政策冲击、需求冲击以及供给冲击等基础冲击传导的影响却非常有限和微弱。基础冲击传导改变的主导原因并非源自太阳黑子冲击,而是体现在经济系统的不确定性层面,此不确定性因素不仅显著改变了基础冲击的传导方式,而且能够使基础冲击的效果存在很大程度的波动性与不稳定性,这将会给政策当局准确评定其所实施政策的有效性带来一定的困难。

(三) 在我国当考虑经济系统的不确定性因素影响时,紧缩性货币政策冲击会导致通货膨胀率的上升;而当考虑经济系统的确定性因素影响时,紧缩性货币政策冲击的发生并不会导致通货膨胀率的持续升温。此结果再一次印证不确定性因素会改变基础冲击传导方式,同时,鉴于我国经济系统与不确定性均衡相一致的现状,因此上述结果还意味着我国紧缩性货币政策冲击能够导致“价格幻觉”现象的呈现。

(四) 基于需求冲击以及供给冲击而得到的冲击反应函数说明,经济系统中所存在的不确定性因素在一定程度上扭曲了市场的供需反应信号。例如,基于需求冲击和供给冲击对通货膨胀的冲击反应结果表明,一个正向的需求冲击将导致物价水平下降,相反,一个正向的供给冲击却导致了物价水平的上升,而这些实证结果与经济学领域当中的供需理论相左,此外,我们注意到,此处的结论在确定性假设下却不会出现。

(五) 货币政策冲击以及太阳黑子冲击对产出、通货膨胀以及名义利率波动的贡献率都非常微弱,在仅考虑太阳黑子存在的不确定性因素下,太阳黑子冲击的贡献率有所提高。此外,产出、通货膨胀以及名义利率波动中的大部分成分可由需求冲击和供给冲击来解释。

本文的经验结果告诉我们,经济系统中的不确定性因素无论是对于中央银行准确判定经济运行态势、制定和实施有效的政策举措,抑或是对于经济行为人正确解读政策实质与市场反应信号都会带来负面的、失真的、消极的影响。因此,为了消除经济系统中的不确定性因素,政策当局应通过探察诸如产出、通货膨胀等能够表征宏观经济运行态势的经济变量动态变化,积极制定和实施相关经济政策举措,通过抑制可能产生不确定性因素的“自我实现预期”或“动物精神”,使得市场信号充分得到反映,并“熨平”经济周期波动,实现经济平稳快速增长,最终实现经济系统运行的动态行为收敛于唯一的确定性均衡路径。另一方面,货币市场利率作为集中反应金融体系资金供求关系的指标,具有作用力大、影响面广、与货币政策各个目标相关性强的优势,从而都能够为央行把握经济运行整体命脉提供有利的工具。这要求我们在当前的货币政策体制下,积极深化利率市场化改革,继续推进利率市场化进程,使得市场利率能够充分反映资金状况,实现以市场化利率为货币政策中介目标。这既能为央行提供反映宏观经济运行的参照,又对制定、出台适时的相关政策提供有益的参考。然而,我们也需要注意到,目前我国货币市场利率与金融机构存贷款利率的传导途径尚不畅通,利率政策的有效性在很大程度上受制于货币需求的利率弹性。同时,由于目前我国金融市场发育程度较低,在经济转轨过程中,社会保障和未来收益的不确定性都导致了利率调整的政策效果有所削弱。因此,为了使利率政策成为有效的政策目标,在实际操作过程中,我们不能单独强调利率市场化,而忽视对金融市场发育程度的提高。我们要在继续加强金融深化进程的同时,提升经济整体的市场化水平。

参考文献:

- 范从来, 2000:《论通货紧缩时期货币政策的有效性》,《经济研究》第7期。
- 刘金全, 2002:《货币政策作用的有效性和非对称性研究》,《管理世界》第3期。
- 陆军、舒元, 2003:《货币政策无效性命题在中国的实证研究》,《经济研究》第3期。
- 谭旭东, 2008:《中国货币政策的有效性——基于政策时间不一致性的分析》,《经济研究》第9期。
- 万解秋、徐涛, 2001:《货币供给的内生性与货币政策的效率——兼评我国当前货币政策的有效性》,《经济研究》第3期。
- 王志强、孙刚, 2003:《中国金融发展规模, 结构, 效率与经济增长关系的经验分析》,《管理世界》第7期。
- 谢平、罗雄, 2002:《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- 徐亚平, 2006:《货币政策有效性与货币政策透明制度的兴起》,《经济研究》第8期。
- 赵进文、高辉, 2004:《中国利率市场化主导下稳健货币政策规则的构建及应用》,《经济学(季刊)》(增刊), 第10期。
- Abeyasinghe, T. and Gulasekaran, R., 2004, “Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation”, *Journal of Forecasting*, 23 (3): 431 – 447.
- Andrews, D. W. K. and Ploberger, W., 1994, “Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative”, *Econometrica*, 62 (6): 1383 – 1414.
- Belaygorod, A. and Dueker, M., 2009, “Indeterminacy, Change Points and the Price Puzzle in an Estimated DSGE Model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33 (3): 624 – 648.
- Christiano, L. J. and Harrison, S. G., 1999, “Chaos, Sunspots, and Automatic Stabilizers”, *Journal of Monetary Economics*, 44 (1): 3 – 31.
- Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M., 2000, “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics*, 115 (1): 147 – 180.
- Del Negro, M. and Schorfheide, F., 2004, “Priors from General Equilibrium Models for VARs”, *International Economic Review*, 45 (2): 643 – 673.
- Farmer, R. E. A. and Guo, J., 1994, “Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis”, *Journal of Economic Theory*, 63(1): 42 – 72.
- Farmer, R. E. A. and Guo, J., 1995, “The Econometrics of Indeterminacy: an Applied Study”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43: 225 – 271.
- Farmer, R. E. A. and Woodford, M., 1997, “Self-fulfilling Prophecies and the Business Cycle”, *Macroeconomic Dynamics*, 1 (4): 740 – 769.
- Guo, J. and Lansing, K. J., 1998, “Indeterminacy and Stabilization Policy”, *Journal of Economic Theory*, 82 (2): 481 – 490.
- Ireland, P. N., 2001, “Sticky-Price Models of the Business Cycle: Specification and Stability”, *Journal of Monetary Economics*, 47 (1): 3 – 18.
- Kim, J., 2000, “Constructing and Estimating a Realistic Optimizing Model of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 45 (2): 329 – 359.
- Lubik, T. A. and Schorfheide, F., 2004, “Testing for Indeterminacy: an Application to U.S. Monetary Policy”, *The American Economic Review*, 94 (1): 190 – 217.
- Perli, R., 1998, “Indeterminacy, Home Production, and the Business Cycle: A Calibrated Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 41 (1): 105 – 125.
- Rabanal, P. and Rubio-Ramírez, J. F., 2003, “Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach”, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Ruge-Murcia, F., 2002, “Methods to Estimate Dynamic Stochastic General Equilibrium Models”, Discussion Paper, San Diego, Department of Economics, University of California at San Diego, 2002.
- Salyer, K. D. and Sheffrin, S. M., 1998, “Spotting Sunspots: Some Evidence in Support of Models with Self-Fulfilling Prophecies”, *Journal of Monetary Economics*, 42 (3): 511 – 523.
- Schmitt-Grohé, S., 1997, “Comparing Four Models of Aggregate Fluctuations due to Self-fulfilling Fluctuations”, *Journal of Economic Theory*, 72 (1): 96 – 147.

Sims, C. A., 1992, “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, 36 (5): 975 – 1000.

Woodford, M., 2003, “Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy”, Princeton, Princeton University Press.

英文标题与摘要:

The Effectiveness of China’s Monetary Policy: Analyzing from Sunspots, determinacy and indeterminacy

Liu Jinquan Sui Jianli Pang Chunyang

(Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Changchun, Jilin, 130012)

Abstract: This paper extends the Bayesian inference method estimating the monetary DSGE model to the indeterminacy region in parameter space, through the synergy considerations of determinacy and indeterminacy factors in economic system, mark the additional parameters of the sunspot shocks and the fundamental shocks including monetary policy shocks, demand shocks and supply shocks, and describe the multiple equilibria in economic system under indeterminacy. By analyzing the impact of sunspot shocks and fundamental shocks to the endogenous variables including output, inflation and nominal interest rates, we compare the changing degree of fundamental shocks transmission under the circumstances of the determinacy and the indeterminacy caused by sunspot shocks, to measure the effectiveness of monetary policy.

Key Words: Dynamic Stochastic General Equilibrium Model; the Effectiveness of Monetary Policy; Sunspots; determinacy; indeterminacy