教育部人文社会科学重点研究基地
吉林大学数量经济研究中心

数量经济研究

The Journal of Quantitative Economics

2010年9月　第1卷　第1辑
Vol. 1 No.1 September 2010

主编　张屹山

科学出版社
www.sciencep.com

教育部人文社会科学重点研究基地
吉林大学数量经济研究中心

数量经济研究

The Journal of Quantitative Economics

2010年9月　第1卷　第1辑　　　Vol. 1　No. 1　September 2010

主编：张屹山

科学出版社
北京

内 容 简 介

《数量经济研究》遵循百花齐放、百家争鸣的方针，坚持理论研究和实践研究相结合、定量分析和定性分析相结合，关注我国社会、经济等领域的重大学科前沿问题，刊登结合中国现实问题进行深入分析、阐述和研究的高水平研究成果，以加强国内外交流，促进学术繁荣，提供数量经济的理论与应用研究平台，为我国经济建设和现代化建设服务。

本专辑可为从事经济理论与应用研究的专家学者以及政策制定者提供理论思考与决策借鉴，对于希望进一步深入研究经济理论与应用的学者、高校经济与管理类的教师、博士和硕士研究生也是不可或缺的参考资料。

图书在版编目(CIP)数据

数量经济研究＝The Journal of Quantitative Economics. 第1辑：英文/张屹山主编. —北京：科学出版社，2010

ISBN 978-7-03-029404-3

Ⅰ.①数… Ⅱ.①张… Ⅲ.①数量经济学-英文 Ⅳ.①F224.0

中国版本图书馆CIP数据核字(2010)第213046号

责任编辑：赵静荣 / 责任校对：朱光兰

责任印制：张克忠 / 封面设计：耕者设计工作室

科学出版社 出版

北京东黄城根北街16号

邮政编码 100717

http://www sciencep.com

双青印刷厂 印刷

科学出版社发行 各地新华书店经销

*

2010年11月第一版 开本：787×1092 1/16

2010年11月第一次印刷 印张：8 3/4

印数：1—1 800 字数：200 000

定价：36.00元

(如有印装质量问题，我社负责调换)

主 编 寄 语

《数量经济研究》(*The Journal of Quantitative Economics*)是吉林大学数量经济研究中心主办、吉林大学商学院协办,由科学出版社公开出版发行的学术文集。发表国内外学者在数量经济领域的理论创新与应用、经济形势分析与预测、经济政策与经济周期波动、金融市场与金融风险、微观经济计量与经济模拟、博弈论与制度经济学等研究内容。

本专辑遵循百花齐放、百家争鸣的方针,坚持理论研究和实践研究相结合、定量分析和定性分析相结合,关注我国社会、经济等领域的重大学科前沿问题,并结合中国的实际和现实问题进行深入分析、阐述和研究,加强国内外研究的交流,促进学术繁荣,产出高水平研究成果,为经济理论与经济实践,特别是数量经济的理论与应用研究提供平台,为我国经济建设和现代化建设服务。

本专辑热忱地欢迎国内外学者踊跃投稿!鼓励学者投身于数量经济理论、方法与应用研究,并结合现实经济问题进行深入的分析和研讨。

张屹山

2010年9月1日

数量经济研究
第1卷第1辑
2010年9月

The Journal of Quantitative Economics
Vol. 1 No. 1
September 2010

目　　录

数量经济研究 The Journal of Quantitative Economics
第1卷第1辑 Vol. 1 No. 1
2010年9月 September 2010

CONTENTS

数量经济研究
第1卷第1辑
2010年9月

The Journal of Quantitative Economics
Vol. 1 No. 1
September 2010

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)

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包含货币政策冲击、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
中图分类号:F830　　**文献识别码**:A

The Effectiveness of China's Monetary Policy
——Analyzing from Sunspots Determinacy and Indeterminacy

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

* 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)。

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

引 言

动态随机一般均衡 (dynamic stochastic general equilibrium, DSGE)模型已在宏观经济分析领域得到了广泛的应用。为了使 DSEG 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, 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,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 20 世纪 70 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 DSEG 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。

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的描述,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,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,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。

1　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,这一模型具体为

$$\widetilde{x}_t = \mathrm{E}_t[\widetilde{x}_{t+1}] - \tau(\widetilde{R}_t - \mathrm{E}_t[\widetilde{\pi}_{t+1}]) + g_t \tag{1-1}$$

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

$$\tilde{R}_t = \rho_R \tilde{R}_{t-1} + (1-\rho)[\Psi_1 \tilde{\pi}_t + \Psi_2(\tilde{x}_t - z_t)] + \varepsilon_{R,t} \tag{1-3}$$

式中，x 为产出；π 为通货膨胀率；R 为名义利率；～为该变量与稳态水平的百分比偏差，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。

式(1-1)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宽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，因此价格具有黏性。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(1-2)所表示，随机过程 z_t 描述了边际生产成本的外生变动。

式(1-3)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

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

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 $\boldsymbol{\theta}=[\Psi_1,\Psi_2,\rho_R,\beta,\kappa,\tau,\rho_g,\rho_z,\rho_{gz},\sigma_R,\sigma_g,\sigma_z]\in\boldsymbol{\Theta}$ 表示。线性理性预期模型由方程(1-1)～(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，即

$$\begin{aligned} \boldsymbol{y}_t &= \boldsymbol{A} + \boldsymbol{B}\boldsymbol{s}_t \\ \boldsymbol{\Gamma}_0(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{s}_t &= \boldsymbol{\Gamma}_1(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{s}_{t-1} + \boldsymbol{\Psi}(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{\Pi}(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{\eta}_t \end{aligned} \tag{1-5}$$

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

在此模型中，$\boldsymbol{s}_t$ 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。

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 $1/(1-\omega)$，因此价格变动的时间长度是一个随机变量。

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 (1-5)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

$$\boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{A}_1\varepsilon_t + \mathbf{A}_2\zeta_t \tag{1-6}$$

式中,$\mathbf{A}_1$ 是 $k\times l$ 矩阵,而 $\mathbf{A}_2$ 是 $k\times 1$ 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 $\boldsymbol{\theta}$ 决定,且 $\mathbf{A}_2=0$;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 $\boldsymbol{\theta}$ 决定,且 $\mathbf{A}_2$ 可以不为 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,由式(1-1)～式(1-3)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。

2　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:一方面,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。另一方面,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 $\boldsymbol{\Theta}=[0,2]$上的单方程模型为

$$y_t = \frac{1}{\theta}\mathrm{E}_t[y_{t+1}] + \varepsilon_t \tag{2-1}$$

式中,ε_t 为白噪声过程。同时,我们通过引入理性预期预测误差 $\eta_t=y_t-\mathrm{E}_{t-1}[y_t]$,进而将式(2-1)改写为与方程(2-2)结构相仿的表达式为

$$\xi_t = \theta\xi_{t-1} - \theta\varepsilon_t + \theta\eta_t \tag{2-2}$$

该式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:

(1) 当 $\theta\in\boldsymbol{\Theta}^D=(1,2]$ (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。

(2) 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

$$\eta_t = \widetilde{M}\varepsilon_t + \zeta_t \tag{2-3}$$

式中，$\widetilde{M}$ 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 $\zeta_t=0$，并将式(2-1)中的 $E_t[y_{t+1}]$ 替换为 $y_{t+1}-\widetilde{M}\varepsilon_{t+1}$，从而可以得到关于 y_t 的 ARMA(1,1)表达式为

$$y_t - \theta y_{t-1} = \widetilde{M}\varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1} \tag{2-4}$$

虽然在不确定性条件下，y_t 是序列相关的，但在 $\widetilde{M}=1$ 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 $\boldsymbol{Y}^T=[y_1,\cdots,y_T]'$，其似然函数 $\boldsymbol{L}(\theta,M|\boldsymbol{Y}^T)$ 为给定参数条件下样本 $\boldsymbol{Y}^T$ 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

$$\begin{aligned}
&\boldsymbol{L}(\theta,M \mid \boldsymbol{Y}^T) = \{\theta\in\Theta^I\}\boldsymbol{L}_I(\theta,M \mid \boldsymbol{Y}^T) + \{\theta\in\Theta^D\}\boldsymbol{L}_D(\boldsymbol{Y}^T)\\
&\boldsymbol{L}_D(\boldsymbol{Y}^T) = (2\pi)^{-T/2}\exp\left[-\frac{1}{2}\boldsymbol{Y}^{T\prime}\boldsymbol{Y}^T\right]\\
&\boldsymbol{L}_I(\theta,M \mid \boldsymbol{Y}^T) = (2\pi)^{-T/2}\mid \boldsymbol{\Gamma}_Y(\theta,M)\mid^{-1/2}\exp\left[-\frac{1}{2}\boldsymbol{Y}^{T\prime}\boldsymbol{\Gamma}_Y^{-1}(\theta,M)\boldsymbol{Y}^T\right]
\end{aligned} \tag{2-5}$$

式中，$\boldsymbol{\Gamma}_Y(\theta,M)$ 为向量 $\boldsymbol{Y}^T$ 的协方差矩阵。在参数空间中的确定性区域上，似然函数 $\boldsymbol{L}_D$ 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

$$\boldsymbol{L}_I(\theta,M=0 \mid \boldsymbol{Y}^T) = \boldsymbol{L}_D(\boldsymbol{Y}^T) \tag{2-6}$$

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为

$$\mathrm{LR}_{\mathrm{ave}} = \int \frac{\boldsymbol{L}_I(\theta,M \mid \boldsymbol{Y}^T)}{\boldsymbol{L}_D(\boldsymbol{Y}^T)} w(\theta,M)\,\mathrm{d}\theta\,\mathrm{d}M \tag{2-7}$$

式中，$w(\theta,M)$ 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 $\boldsymbol{Y}^T$ 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，

$$p(\theta,M \mid \boldsymbol{Y}^T) = \frac{[\{\theta\in\Theta^I\}\boldsymbol{L}_I(\theta,M \mid \boldsymbol{Y}^T) + \{\theta\in\Theta^D\}\boldsymbol{L}_D(\boldsymbol{Y}^T)]p(\theta,M)}{\int \boldsymbol{L}(\theta,M \mid \boldsymbol{Y}^T)p(\theta,M)\,\mathrm{d}\theta\,\mathrm{d}M} \tag{2-8}$$

不确定性区域的先验概率及后验概率分别为

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。

$$\pi_0(I)=\int\{\theta\in\Theta^I\}p(\theta,M)\mathrm{d}\theta\mathrm{d}M \tag{2-9}$$

$$\pi_T(I)=\int\{\theta\in\Theta^I\}p(\theta,M\mid Y^{\mathrm{T}})\mathrm{d}\theta\mathrm{d}M \tag{2-10}$$

3　线性理性预期模型的求解

本文中延用 Lubik 和 Schorfheide (2004)提出的具体方法求解 LRE 系统,假设式(1-5)中的矩阵 $\boldsymbol{\Gamma}_0$ 是不可逆的,从而将方程进一步改写为

$$\boldsymbol{s}_t=\boldsymbol{\Gamma}_1^*(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{s}_{t-1}+\boldsymbol{\Psi}^*(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{\varepsilon}_t+\boldsymbol{\Pi}^*(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{\eta}_t \tag{3-1}$$

通过 Jordan 分解 $\boldsymbol{J\Lambda J}^{-1}$ 替换矩阵 $\boldsymbol{\Gamma}_1^*$,并定义变换后模型中变量的向量为 $\boldsymbol{w}_t=\boldsymbol{J}^{-1}\boldsymbol{s}_t$。我们可以将 $\boldsymbol{w}_t$ 的第 i 个元素记为 $w_{i,t}$,并将 $\boldsymbol{J}^{-1}\boldsymbol{\Pi}^*$ 和 $\boldsymbol{J}^{-1}\boldsymbol{\Psi}^*$ 的第 i 行分别记为 $[\boldsymbol{J}^{-1}\boldsymbol{\Pi}^*]_{i.}$ 和 $[\boldsymbol{J}^{-1}\boldsymbol{\Psi}^*]_{i.}$。因此,模型可以重新写为一系列 AR (1)过程的集合,即

$$w_{i,t}=\lambda_i w_{i,t-1}+[\boldsymbol{J}^{-1}\boldsymbol{\Psi}^*]_{i.}\boldsymbol{\varepsilon}_t+[\boldsymbol{J}^{-1}\boldsymbol{\Pi}^*]_{i.}\boldsymbol{\eta}_t \tag{3-2}$$

式中,$w_{i,t}$ 为潜在“状态”。同时定义使 AR (1)过程平稳的集合为

$$I_s(\boldsymbol{\theta})=\{i\in\{1,\cdots,n\}\mid|\lambda_i(\boldsymbol{\theta})|\leqslant 1\} \tag{3-3}$$

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

$$\boldsymbol{\Psi}_x^J\boldsymbol{\varepsilon}_t+\boldsymbol{\Pi}_x^J\boldsymbol{\eta}_t=0 \tag{3-4}$$

注意到,式(3-4)或者无解,或者有一个解(确定性),抑或有多重解(不确定性)。在此,我们选取参数空间 $\boldsymbol{\Theta}$ 中使得式(3-4)存在至少一个解的子集。为了求解方程式(3-4),我们对矩阵 $\boldsymbol{\Pi}_x^J$ 施行奇异值分解,即

$$\boldsymbol{\Pi}_x^J=[\boldsymbol{U}_{.1}\quad\boldsymbol{U}_{.2}]\begin{bmatrix}\boldsymbol{D}_{11}&\boldsymbol{0}\\\boldsymbol{0}&\boldsymbol{0}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\boldsymbol{V}'_{.1}\\\boldsymbol{V}'_{.2}\end{bmatrix}=\underbrace{\boldsymbol{U}}_{m\times m}\underbrace{\boldsymbol{D}}_{m\times k}\underbrace{\boldsymbol{V}'}_{k\times k}=\underbrace{\boldsymbol{U}_{.1}}_{m\times r}\underbrace{\boldsymbol{D}_{11}}_{r\times r}\underbrace{\boldsymbol{V}'_{.1}}_{r\times k} \tag{3-5}$$

式中,$\boldsymbol{D}_{11}$ 为对角矩阵;$\boldsymbol{U}$ 和 $\boldsymbol{V}$ 为正规矩阵;m 为不稳定特征值的数量;r 为矩阵 $\boldsymbol{\Pi}_x^J$ 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 ζ_t 的维数。如果方程式(3-4)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 ζ_t 的函数,那么这一解的形式为

$$\boldsymbol{\eta}_t=(-\boldsymbol{V}_{.1}\boldsymbol{D}_{11}^{-1}\boldsymbol{U}'_{.1}\boldsymbol{\Psi}_x^J+\boldsymbol{V}_{.2}\widetilde{\boldsymbol{M}})\boldsymbol{\varepsilon}_t+\boldsymbol{V}_{.2}\boldsymbol{M}_\zeta\zeta_t \tag{3-6}$$

式中,$\widetilde{\boldsymbol{M}}$ 为 $(k-l)\times l$ 阶矩阵;$\boldsymbol{M}_\zeta$ 是一个 $(k-r)\times p$ 阶矩阵,矩阵 $\boldsymbol{V}_{.2}$ 的维数为 $k\times(k-r)$。如果 $k=r$ 且 $\boldsymbol{V}_{.2}$ 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 $\boldsymbol{s}_t$ 的动态性质:

$$\begin{aligned}\boldsymbol{s}_t=&\boldsymbol{\Gamma}_1^*(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{s}_{t-1}+[\boldsymbol{\Psi}^*(\boldsymbol{\theta})-\boldsymbol{\Pi}^*(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{V}_{.1}(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{D}_{11}^{-1}(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{U}'_{.1}(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{\Psi}_x^J(\boldsymbol{\theta})]\boldsymbol{\varepsilon}_t\\&+\boldsymbol{\Pi}^*(\boldsymbol{\theta})\boldsymbol{V}_{.2}(\theta)(\widetilde{\boldsymbol{M}}\boldsymbol{\varepsilon}_t+\boldsymbol{M}_\zeta\zeta_t)\end{aligned} \tag{3-7}$$

在确定性条件下，$V_{.2}=\mathbf{0}$。那么，s_t 的动态性质将仅仅是参数向量 $\boldsymbol{\theta}$ 的函数。在不确定性条件下，由于结构冲击 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 依赖于矩阵 $\widetilde{\boldsymbol{M}}$，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 $\boldsymbol{\zeta}_t$ 的影响 ($\boldsymbol{M}_{\zeta}\neq\mathbf{0}$)。

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 $\boldsymbol{M}_{\zeta}=1$。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 $\widetilde{\boldsymbol{M}}$，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 $\widetilde{\boldsymbol{M}}$ 的所有可能值，通过将 $\widetilde{\boldsymbol{M}}$ 替换为 $\boldsymbol{M}^*(\boldsymbol{\theta})+\boldsymbol{M}$，并设 $\boldsymbol{M}$ 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 $\boldsymbol{M}^*(\boldsymbol{\theta})$ 能够使得冲击反应函数 $\partial s_t/\partial\boldsymbol{\varepsilon}_t'$ 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 $\boldsymbol{\theta}$ 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 $\boldsymbol{\theta}$ 值，冲击反应函数仍具有经济意义。我们对于每一个向量 $\boldsymbol{\theta}\in\boldsymbol{\Theta}^I$ 构建了一个位于确定性区域边界上的向量 $\tilde{\boldsymbol{\theta}}=\boldsymbol{g}(\boldsymbol{\theta})$，然后选择 $\boldsymbol{M}^*(\boldsymbol{\theta})$，使得 s_t 基于 $\boldsymbol{\theta}$ 的冲击反应函数能够近似 s_t 基于 $\tilde{\boldsymbol{\theta}}$ 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 $\widetilde{\boldsymbol{M}}=\boldsymbol{M}^*(\boldsymbol{\theta})$ 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(3-7)中设定 $\widetilde{\boldsymbol{M}}$ 的先验分布并构建用于贝叶斯分析的似然函数 $\boldsymbol{L}(\boldsymbol{\theta},\boldsymbol{M},\sigma_{\zeta}|\boldsymbol{Y}^T)$。

4 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的有效性。

4.1 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 1992～1995 年的利率数据选取上海融资中心同业拆借利率。而 1996～2009 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）。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。另外，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 Abeysinghe 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^s。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 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 以及太阳黑子冲击 ζ_t 的传导方式产生何种影响。参照式(1-5)，我们可以将状态空间模型的量测方程具体表示为

$$\boldsymbol{y}_t=\begin{bmatrix}0\\ \pi^*\\ r^*+\pi^*\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}1&0&0&0&0&0&0\\0&4&0&0&0&0&0\\0&0&4&0&0&0&0\end{bmatrix}\boldsymbol{s}_t \tag{4-1}$$

式中，向量 $\boldsymbol{y}_t$ 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。式(4-1)中与式(1-5)中矩阵 $\boldsymbol{B}$ 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

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。

度化处理。鉴于长期产出增长率几乎不对式(1-1)、式(1-2)和式(1-3)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(4-1)与s_t的动态性质式(3-7)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$L(\boldsymbol{\theta},\boldsymbol{M},\sigma_\zeta|Y^T)$,而这一似然函数包含了参数$\boldsymbol{\theta}$、$\boldsymbol{M}$以及$\sigma_\zeta$的先验分布。

4.2 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。

表1 DSGE模型先验分布(Prior1)

参 数	范 围	密 度	均 值	标准差
Ψ_1	R^+	Gamma	1.10	0.50
Ψ_2	R^+	Gamma	0.25	0.15
ρ_R	$[0,1)$	Beta	0.50	0.20
π^*	R^+	Gamma	4.00	2.00
r^*	R^+	Gamma	2.00	1.00
κ	R^+	Gamma	0.50	0.20
τ^{-1}	R^+	Gamma	2.00	0.50
ρ_g	$[0,1)$	Beta	0.70	0.10
ρ_z	$[0,1)$	Beta	0.70	0.10
ρ_{gz}	$[-1,1]$	Normal	0.00	0.40
$M_{R\zeta}$	R	Normal	0.00	1.00
$M_{g\zeta}$	R	Normal	0.00	1.00
$M_{z\zeta}$	R	Normal	0.00	1.00
σ_R	R^+	Inv Gamma	0.31	4.00
σ_g	R^+	Inv Gamma	0.38	4.00
σ_z	R^+	Inv Gamma	1.00	4.00
σ_ζ	R^+	Inv Gamma	0.25	4.00

注:Inv Gamma 即逆 Gamma (Inverse Gamma)简写为IG,先验分布的形式为$p_{IG}(\sigma|v,s)\propto\sigma^{-v-1}e^{-vs^2/2\sigma^2}$,式中,$v=4$,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$\boldsymbol{M}=[M_{R\zeta},M_{g\zeta},M_{z\zeta}]$和太阳黑子冲击$\zeta_t$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$\boldsymbol{M}=0$,即$M_{R\zeta}=M_{g\zeta}=M_{z\zeta}=0$,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$M_{R\zeta}=M_{g\zeta}=M_{z\zeta}=0$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