

开放经济下货币政策与经济波动的动态分析*

郑挺国 郭辉铭

(厦门大学王亚南经济研究院, 福建, 厦门, 361005)

摘要: 考虑到中国货币政策可能具有内在不稳定性并导致宏观经济系统长期均衡路径的不确定性, 本文首先推导了一个小国开放经济 DSGE 模型的确定性和不确定性边界, 为实证研究提供理论基础, 然后把它运用于 1992—2011 年间中国货币政策反应关系的实证研究, 同时考察了不确定性情况下货币政策与宏观经济波动的动态关系。研究结果表明: 第一, 中国货币政策反应函数具有明显的利率平滑特征, 利率不仅根据通胀缺口和产出缺口进行调整反应, 还会针对汇率变化进行小幅调整; 第二, 开放经济 DSGE 模型的长期均衡路径具有不确定性, 它不仅来自太阳黑子冲击, 还可能来自技术进步冲击、贸易条件冲击和世界通胀冲击等基础冲击传导机制的不确定性; 第三, 货币政策冲击在短期可以显著影响所有宏观经济变量, 但在长期只能影响通胀水平和汇率变化等名义变量, 并不影响实际产出。

关键词: 开放经济; 货币政策; 经济波动; 不确定性; DSGE 模型

Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in An Open Economy

Abstract: Considering the potential instability in China's monetary policy might cause indeterminacy in macroeconomic system, this paper firstly derives the boundary condition between determinacy and indeterminacy for a small open economy DSGE model, which provides theoretical foundation for the empirical study, and then use the DSGE model to examine the monetary policy reaction function and investigate the macroeconomic fluctuations under indeterminacy form 1992 to 2011. The empirical results show that, firstly, the monetary policy reaction function shows significant interest rate smoothing features, and the interest rate reacts not only to inflation deviations and output gaps, but also depreciation rates. Secondly, the instability in monetary policy would cause indeterminacy in the macro dynamics, which comes from not only the sunspot shock, but also the indeterminate propagation of the fundamental shocks, such as technology shock, terms of trade shock and world inflation shock. Thirdly, the monetary policy shock would affect all the macroeconomic variables significantly in the short run, however, in the long run, it might only influence nominal variables, such as inflation rate and depreciation rate, but not the real output.

Key Words: Open Economy; Monetary Policy; Economic Fluctuation; Indeterminacy; DSGE Model

* 本文得到国家自然科学基金项目“货币政策规则非线性的理论模型与计量研究”(71001087)和福建省自然科学基金项目“非线性视角下中国利率动态的理论建模和计量研究”(2010J01361)的资助。

引 言

货币政策和宏观经济波动一直都是—国政府或中央银行最为关注的经济问题之一，也是学术机构和金融企业长期关注的研究课题。为直观描述货币政策反应关系，Taylor (1993) 提出了著名的泰勒规则 (Taylor rule)，即短期利率应该针对通胀缺口 (实际通胀对通胀预期的偏离程度) 和产出缺口 (实际产出对潜在产出的偏离程度) 进行调整反应。在我国，随着夏斌、廖强 (2001) 提出货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中间目标，应借鉴泰勒规则采用利率指标，国内学者就利率与通货膨胀和实际产出波动之间的关系进行了大量的探索和讨论 (谢平、罗雄，2002；陆军、钟丹，2003；欧阳志刚、王志杰，2009；郑挺国、刘金全，2010)，试图理解和把握我国货币政策的内在规律。但是，以上基于泰勒规则的实证研究都以封闭经济体为假设前提研究我国货币政策反应关系，忽略了汇率波动、贸易条件变化甚至其它国家经济发展情况对我国货币政策和经济波动的影响。实际上，1992 年邓小平南巡讲话，特别是 2001 年加入世界贸易组织 (WTO) 以来，我国不断推进改革开放，日益融入全球化经济，封闭经济的假设前提存在明显不足。尤为重要的是，自 2005 年 7 月 21 日起，我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度^①，积极探索更富弹性的人民币汇率机制。在此背景下，货币政策和汇率政策需要协调配合，从而有效掌握人民币升值的幅度和节奏，保证汇率改革的主动性、渐进性和可控性。因此，我们有必要基于开放经济的研究视角重新考察中国货币政策反应关系，定量分析不同宏观经济变量之间的动态影响，从而客观准确地进行宏观经济分析和货币政策评价。

一般而言，在开放经济下，货币政策的传导不仅可以通过封闭经济体的新凯恩斯模型影响宏观经济波动，还可以通过汇率变化影响国际贸易条件和国际资本流动，实现货币政策的国际传递。正如 Svensson (2000) 指出的那样，汇率不仅可以通过进口商品的国内价格直接影响通货膨胀，它还可以通过进口中间产品的国内价格影响工资水平，改变生产成本，从而影响通货膨胀；此外，作为金融资产价格的汇率如果发生波动，就会较大影响国际资本流动，进而对实体经济产生一定冲击。因此，只关注通货膨胀和实际产出变化的泰勒规则可能并不适合描述中央银行货币政策的具体实践，需要进行重要修正。但是，现有文献就如何描述开放经济体条件下的货币政策反应关系仍然存在较大争议，主要可以分为以下四类：第一，早期的开放经济理论研究认为，给定一系列严格的假设条件，货币当局只要以本国的生产者价格为目标，就可以实现福利最大化。这就意味着，开放经济下的货币政策与封闭经济下是同构的 (isomorphic)，货币当局无需考虑其它国际因素。例如，Galí and Monacelli (2005) 假设存在完备的金融市场和完全的汇率传递，而且不存在非贸易品，则当跨期消费替代弹性和国内外产品的替代弹性都为 1 时，以国内通货膨胀为目标的货币政策 (允许汇率自由浮动) 就可以实现福利最大化；第二，货币当局应该同时拥有两个政策目标，利率和汇率。例如，Ball (1999) 提出使用货币状况指数 (Monetary Conditions Index, 简称 MCI) 代替利率作为货币政策目标，实际上，MCI 是利率和汇率的加权，而且两者对总需求 (IS 曲线) 的相对重要性决定了它们在 MCI 所占的权重 (Peeters, 1999)。卜永祥、周晴 (2004) 考虑我国货币政策现实状况，分别估算了中国的实际 MCI (即传统 MCI) 和名义 MCI，其中名义 MCI 中利率和汇率的权重取决于它们对总供给

^① 由于世界金融危机的影响，2008 年 7 月以后的人民币汇率实际重新回到了钉住美元的汇率体制，但是 2010 年 6 月 19 日，中国人民银行宣布进一步深化人民币汇率形成机制改革，标志着汇率改革重新启动。

(菲利普斯曲线)的相对影响程度。卞志村(2008)认为开放经济中的最优货币政策需要考虑IS曲线和菲利普斯曲线中的结构参数,构建了修正的名义MCI,研究发现它可用以检测通货膨胀率的变动情况,而传统MCI是行不通的。类似的,肖奎喜、徐世长(2011)构建了包含金融深化指标、外汇储备变化量以及金融状况指数(FCI)在内的广义泰勒规则,并对相关模型进行估计;第三,把汇率作为独立变量纳入封闭经济体的货币政策反应函数。尽管Taylor(2001)研究发现汇率因素在西方发达国家并不显著^①,但是Taylor(2000)认为新兴市场国家应该针对汇率变化作出小幅的调整反应,改善货币政策效果,因为汇率在利率政策中所起的作用与不同国家的经济发展水平、开放程度、资本管制和汇率传导机制等密切相关。谢平、张晓朴(2002)在全面分析我国货币政策与汇率政策的三次冲突之后指出,我国中央银行应该考虑将汇率政策纳入货币政策的大框架内,使之从属于货币政策范围。实际上,有关汇率在货币政策中的作用及其如何纳入问题,闫文涛(2010)作了一个比较系统的文献综述;第四,在泰勒规则中引入汇率之外的其它重要外部因素。例如,Clarida et al.(2001、2002)在开放经济条件下推导最优货币政策规则,与封闭经济相比,它们考虑了外国经济波动的影响,使其更加接近现实的货币政策操作。王胜、邹恒甫(2006)选定美国、日本和欧洲作为影响我国经济的外部因素,实证检验Clarida et al.(2002)的开放经济货币政策规则,认为中央银行在实施货币政策时不能忽略外国(特别是美国)经济发展状况的影响。

尽管上述文献初步讨论了开放经济下的货币政策反应关系,得到了一些有益的结论,但是他们主要关注利率针对通货膨胀、实际产出、汇率变化或其它国家经济发展情况作出的调整反应,而在很大程度上忽略了其它宏观经济因素之间的影响关系和反馈关系,如购买力平价(purchasing power parity,简称PPP)方程,由此可能引起经验研究严重偏离宏观经济因素间内生关联的现实。因此,近年来越来越多的研究开始使用动态随机一般均衡模型(dynamic stochastic general equilibrium model,简称DSGE模型)研究结构宏观经济问题。虽然已有大量理论文献探讨开放经济模型(Obstfeld and Rogoff, 1995、Galí and Monacelli, 2005),但是实证研究还处于起步阶段,目前只有少数文献把它们运用于英国、加拿大、澳大利亚、新西兰、智利和墨西哥等国家的实证检验。例如Bergin(2003)首先运用英国、加拿大和澳大利亚等国的宏观数据实证检验小国开放经济模型的适用性,Lubik and Schorfheide(2007)构建一个小国开放经济模型,实证检验不同国家的利率是否针对汇率变化进行调整反应,研究发现英国和加拿大的货币政策考虑了汇率因素,而新西兰和澳大利亚没有。随后,Caputo and Liendo(2005)和Del Negro and Schorfheide(2009)使用Lubik and Schorfheide(2007)的实证DSGE模型研究智利的货币政策和宏观经济波动情况,前者侧重于通胀惯性(inflation inertia)和福利分析,而后者侧重于可能存在模型误设情况下的稳健性分析。Dib(2010)分别使用封闭经济和小国开放经济模型研究加拿大的货币政策效果,研究发现不同模型的参数估计结果非常接近,而且宏观经济对不同外生冲击的动态反应也基本保持一致。

需要指出的是,在开放经济模型中,如果利率针对主要宏观经济变量的调整反应不足,即货币政策具有内在不稳定性,宏观经济系统的长期均衡路径可能存在不确定性(indeterminacy)^②,此时主

^① Taylor(2001)给出汇率影响并不显著的两种可能解释:第一,汇率因素已经通过通货膨胀和实际产出等间接影响了利率;第二,正如Obstfeld and Rogoff(1995)指出的,汇率对PPP偏离并不需要通过利率调整实现,否则会对通货膨胀和实际产出产生负面影响,这比汇率波动本身更为糟糕。

^② 人们往往使用线性理性预期模型作为DSGE模型的局部近似,而在某种情形下,线性理性预期模型可能导致

要宏观经济变量对外生冲击的脉冲响应过程有其独特的性质，可能影响经济分析和政策评价。但是，迄今为止，尚无实证研究考察开放经济体的不确定性均衡路径及其对宏观经济波动的影响情况。因此，本文尝试使用小国开放经济模型研究中国的货币政策反应关系^①，同时考虑宏观经济均衡路径可能存在的确定性，进而准确地解释开放经济下的我国宏观经济波动。为实现模型参数估计，我们将采用基于随机游走 (Random-walk) Metropolis-Hasting 算法的马尔科夫链蒙特卡洛 (Markov-Chain Monte Carlo, 简称 MCMC) 方法。本文主要贡献在于：一方面，理论上推导了一个小国开放经济 DSGE 模型的确定性解和不确定性解边界，为在开放经济下研究我国货币政策与宏观经济波动提供了理论基础；另一方面，本文在结构宏观经济框架内重新考察我国货币政策反应关系，实证检验利率对通货膨胀、实际产出和汇率变化的调整反应，着重考察不稳定货币政策可能导致的经济均衡不确定性及其对宏观经济波动的影响情况。

论文其它结构安排如下：第二部分介绍小国开放经济模型及其不确定性问题，并简要说明理性预期模型的数值求解方法；第三部分给出理性预期模型的 MCMC 估计方法，同时介绍数据选取及其处理过程，还说明了模型参数的先验分布设定；第四部分为实证分析，将结合模型估计结果、脉冲响应函数和方差分解分析具体讨论我国利率、通胀率、实际产出和汇率变化之间的动态关系；最后是本文的结论部分。

1 小国开放经济 DSGE 模型及其数值求解

在这一部分，我们首先介绍一个小国开放经济 DSGE 模型，然后通过数理推导获得确定性解和不确定性解的边界条件，然后使用数值方法求解 DSGE 模型，为后文的实证研究提供基础支撑。

1.1 小国开放经济 DSGE 模型

借鉴 Lubik and Schorfheide (2007) 和 Del Negro and Schorfheide (2009) 等研究，本文考虑一个开放经济模型。假设存在一个小型经济体 (中国) 和一个世界经济体，开放经济的 IS 曲线可以表示为：

$$y_t = E_t(y_{t+1}) - (\tau + \lambda)(R_t - E_t\pi_{t+1}) - \rho_z z_t - \alpha(\tau + \lambda)E_t(\Delta q_{t+1}) + \frac{\lambda}{\tau}E_t(\Delta y_{t+1}^*) \quad (1)$$

其中 $\lambda = \alpha(2 - \alpha)(1 - \tau)$ ， $\alpha \in (0, 1)$ 表示开放程度 (进口消费占总消费的比重)， τ 表示消费跨期替代弹性。 R_t 、 π_t 和 y_t 为内生变量，分别表示利率、通胀率和实际产出，此外， z_t 表示技术进步 A_t 的增长率 (不包括趋势成分)， q_t 表示贸易条件，定义为出口品与进口品的相对价格^②， y_t^* 表示世界经济的实际产出。需要说明的是，为满足平稳性要求，所有实际变量都剔除了技术进步 A_t 的影响。

在小型开放经济体中，厂商的最优定价策略可以得到以下形式的菲利普斯曲线：

多重均衡，通常称为不确定性。

^①所谓“小国”不是针对经济总量、市场规模或国土面积而言，而是指该国在世界市场上只是价格接受者，缺乏国际定价权。实际上，除了智利、墨西哥和新西兰等小国，英国、加拿大、澳大利亚等经济体也经常被视为小型开放经济体。国内文献中，李浩等 (2007) 基于小国开放经济的前提假设，使用实际经济周期模型解释中国的经济波动，龚刚等 (2008) 构建了一个小国开放经济模型，在资本市场对外开放和名义汇率固定条件下，探讨货币政策能否独立而有效地稳定国内经济，进而提出政策建议。

^② 可以解释为出口每单位商品所能购买进口商品的数量。如果报告期出口一单位商品所能换回的进口商品比基期增加了，则表明一国的贸易条件改善了；反之，则是贸易条件恶化了。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \alpha \beta E_t \Delta q_{t+1} - \alpha \Delta q_t + \frac{\kappa}{\tau + \lambda} (y_t - \bar{y}_t) \quad (2)$$

其中 \bar{y}_t 表示模型经济没有名义刚性时的实际产出 (潜在产出), 而且可以表示为 $\bar{y}_t = -\lambda \tau^{-1} y_t^*$ 。斜率 κ 是一个结构参数^①, 反映了模型经济的价格刚性程度, 当 $\kappa \rightarrow \infty$, 名义刚性消失。

如前所述, Taylor (2000) 认为新兴市场国家的货币政策应该考虑汇率变化情况, 从而改善货币政策效果。谢平、张晓朴 (2002) 等研究也认为, 随着我国经济开放程度不断提高、资本流动管制逐渐放松, 中央银行应该考虑将汇率政策纳入货币政策的大框架内, 使之从属于货币政策范围。因此, 本文假设中央银行不仅根据通胀缺口和产出缺口调整短期利率, 同时考虑名义汇率变化情况 Δe_t (人民币贬值幅度), 进一步假设中央银行具有利率平滑意愿, 对利率偏离进行局部调整, 则货币政策反应函数可以表示如下:

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 y_t + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_{Rt} \quad (3)$$

其中 $\rho_R \in (0, 1)$ 表示中央银行的利率平滑意愿, 政策反应系数 $\psi_1, \psi_2, \psi_3 \geq 0$, ε_{Rt} 表示货币政策操作偏差, 可以理解为未预期到的货币政策冲击。

此外, 假设购买力平价 (purchasing power parity, 简称 PPP) 成立, 名义汇率可以表示如下:

$$\Delta e_t = \pi_t - \pi_t^* - (1 - \alpha) \Delta q_t \quad (4)$$

其中 π_t^* 表示世界通胀水平。

最后, 假设贸易条件 (terms of trade)、技术进步、世界产出和世界通胀都为外生变量, 且服从 AR(1)过程^②, 表示如下:

$$\Delta q_t = \rho_q \Delta q_{t-1} + \varepsilon_{qt} \quad (5)$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (6)$$

$$y_t^* = \rho_y y_{t-1}^* + \varepsilon_{y_t^*}, \quad \pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi_t^*} \quad (7)$$

为求解方程(1)-(7)式的对数化 DSGE 模型, 我们定义理性预期误差:

$$\eta_t^\pi = \pi_t - E_{t-1} \pi_t, \quad \eta_t^y = y_t - E_{t-1} y_t \quad (8)$$

1.2 确定性与不确定性

^① Del Negro and Schorfheide (2009) 的推导过程表明, 斜率 κ 可以表示为 $\kappa = (1 - \theta\beta)(1 - \theta) / \theta$, 其中 β 表示代表性家庭的折现因子, θ 表示由于价格刚性不能重新选择最优定价策略的厂商比例。

^② 西方学者一般使用产出、通胀、利率、汇率和贸易条件等五个观测变量估计小国开放经济模型, 如果假设贸易条件为内生变量, $\Delta q_t = (\Delta y_t^* - \Delta y_t) / (\tau + \lambda)$, 模型的外生冲击个数将少于观测变量个数, 可能导致在模型估计中出现奇异矩阵。理论上, 我们可以通过以下两个方法加以克服: 其一, 在 PPP 方程中引入观测误差, 即 PPP 偏离, 但是无法区分它与外生冲击 π_t^* 的差别; 其二, 在贸易条件方程中引入观测误差, 可以视为非抛补利率平价偏离, 而且由于 y_t^* 可以表示为潜在产出的函数, 该观测误差是可识别的, 但是 Lubik and Schorfheide (2007) 研究发现, 由于贸易条件方程对实际产出施加了严格的约束条件, 极大削弱了 IS 曲线和菲利普斯曲线对实际产出和通货膨胀的刻画能力, 从而导致 DSGE 模型估计较为困难, 容易出现不合常理的估计结果。因此, Lubik and Schorfheide (2007) 等在实证研究中假设贸易条件为外生变量, 服从 AR(1)过程。

在对 DSGE 模型进行数值求解之前,我们首先需要考察模型确定性解和不确定性解的边界条件。实际上,相对于确定性解集空间,不确定性解集空间的求解方法更加复杂。考虑到利率平滑参数 ρ_R 并不影响边界解条件,为方便起见,这里假设 $\rho_R=0$, 则有以下形式的货币政策规则:

$$R_t = \psi_1 \pi_t + \psi_2 y_t + \psi_3 \Delta e_t + \varepsilon_{Rt} \quad (3')$$

现在方程(2)式的菲利普斯曲线可以重新所示如下:

$$E_t \pi_{t+1} = \frac{1}{\beta} \pi_t - \frac{\kappa}{(\tau + \lambda)\beta} y_t + \varepsilon^\pi(\Delta q_t, \pi_t^*) \quad (2')$$

类似地,结合方程(2')式,(4)式的 PPP 方程可以重新表示如下:

$$\begin{aligned} E_t \Delta e_{t+1} &= E_t \pi_{t+1} + \varepsilon^{\Delta e}(\Delta q_t, y_t^*, \pi_t^*) \\ &= \frac{1}{\beta} \pi_t - \frac{\kappa}{(\tau + \lambda)\beta} y_t + \varepsilon^{\Delta e}(\Delta q_t, y_t^*, \pi_t^*) \end{aligned} \quad (4')$$

更进一步,结合方程(2')和(4')式,我们重写方程(1)式的 IS 曲线,如下所示:

$$\begin{aligned} E_t y_{t+1} &= y_t + (\tau + \lambda)(R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon^y(\Delta q_t, z_t, y_t^*, \pi_t^*, \varepsilon_{Rt}) \\ &= y_t + (\tau + \lambda) \left[\psi_1 \pi_t + \psi_2 y_t + \psi_3 \Delta e_t - \left[\frac{1}{\beta} \pi_t - \frac{\kappa}{(\tau + \lambda)\beta} y_t \right] \right] + \varepsilon^y(\Delta q_t, z_t, y_t^*, \pi_t^*, \varepsilon_{Rt}) \\ &= \left(1 + (\tau + \lambda)\psi_2 + \frac{\kappa}{\beta} \right) y_t + \left((\tau + \lambda)\psi_1 - \frac{\tau + \lambda}{\beta} \right) \pi_t + (\tau + \lambda)\psi_3 \Delta e_t + \varepsilon^y(\Delta q_t, z_t, y_t^*, \pi_t^*, \varepsilon_{Rt}) \end{aligned} \quad (1')$$

显然的,本文使用的开放经济 DSGE 模型包含三个内生变量,即实际产出、通胀水平和汇率变化。借鉴 Lubik and Schorfheide (2004),这些宏观经济变量的动态过程可以重新表示如下:

$$\begin{pmatrix} E_t y_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \\ E_t \Delta e_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 + \frac{\kappa}{\beta} + (\lambda + \tau)\psi_2 & -\frac{\lambda + \tau}{\beta} + (\lambda + \tau)\psi_1 & (\lambda + \tau)\psi_3 \\ -\frac{\kappa}{\beta(\lambda + \tau)} & \frac{1}{\beta} & 0 \\ -\frac{\kappa}{\beta(\lambda + \tau)} & \frac{1}{\beta} & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} E_{t-1} y_t \\ E_{t-1} \pi_t \\ E_{t-1} \Delta e_t \end{pmatrix} + \Psi \begin{pmatrix} \Delta q_t \\ z_t \\ y_t^* \\ \pi_t^* \\ \varepsilon_{Rt} \end{pmatrix} + \Pi \begin{pmatrix} \eta_t^y \\ \eta_t^\pi \\ \eta_t^{\Delta e} \end{pmatrix} \quad (9)$$

当 DSGE 模型处于确定性解和不确定性解的边界时,经济系统的自相关矩阵至少包含一个单位根,即必然满足以下条件:

$$0 = \det \begin{vmatrix} \frac{\kappa}{\beta} + (\lambda + \tau)\psi_2 & -\frac{\lambda + \tau}{\beta} + (\lambda + \tau)\psi_1 & (\lambda + \tau)\psi_3 \\ -\frac{\kappa}{\beta(\lambda + \tau)} & \frac{1}{\beta} - 1 & 0 \\ -\frac{\kappa}{\beta(\lambda + \tau)} & \frac{1}{\beta} & -1 \end{vmatrix}$$

求解可得边界条件:

$$\psi_1 = 1 - \psi_3 - \frac{(1 - \beta)(\lambda + \tau)}{\kappa} \psi_2 \quad (10)$$

详细推导过程参考后文附录部分。需要说明的是,这里得到的是必要条件,而非充要条件^①。

1.3 数值求解

^① Bullard and Mitra (2002) 和 Llosa and Tuesta (2008) 详细讨论了 DSGE 模型的确定性和不确定性边界的充要条件。

定义维数为 10×1 的状态变量 $\xi_t = [y_t, \pi_t, R_t, \Delta e_t, E_t y_{t+1}, E_t \pi_{t+1}, \Delta q_t, z_t, y_t^*, \pi_t^*]'$ ，维数为 5×1 的基础冲击 $\varepsilon_t = [\varepsilon_{Rt}, \varepsilon_{qt}, \varepsilon_{zt}, \varepsilon_{y_t^*}, \varepsilon_{\pi_t^*}]'$ ，维数为 2×1 预测误差 $\eta_t = [\eta_t^\pi, \eta_t^y]'$ ，以及维数为 17×1 的模型参数 $\theta = [\psi_1, \psi_2, \psi_3, \rho_R, \alpha, r, \tau, \kappa, \rho_q, \rho_z, \rho_{\pi^*}, \rho_{y^*}, \sigma_R, \sigma_q, \sigma_z, \sigma_{\pi^*}, \sigma_{y^*}]'$ 。使用矩阵形式表示线性理性预期 (linear rational expectation, 简称 LRE) 模型，可表示如下：

$$\Gamma_0(\theta)\xi_t = \Gamma_1(\theta)\xi_{t-1} + \Psi(\theta)\varepsilon_t + \Pi(\theta)\eta_t \quad (11)$$

其中矩阵 $\Gamma_0(\theta)$ 、 $\Gamma_1(\theta)$ 、 $\Psi(\theta)$ 和 $\Pi(\theta)$ 均为依赖于相应系统参数，如下所示

$$\Gamma_0(\theta) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \tau + \lambda & 0 & -1 & -(\tau + \lambda) & \alpha(\tau + \lambda)\rho_q & \rho_z & -\frac{\lambda}{\tau}(\rho_{y^*} - 1) & 0 \\ -\frac{\kappa}{\tau + \lambda} & 1 & 0 & 0 & 0 & -\beta & \alpha(1 - \beta\rho_q) & 0 & -\frac{\lambda}{\tau} \frac{\kappa}{\tau + \lambda} & 0 \\ -(1 - \rho_R)\psi_2 & -(1 - \rho_R)\psi_1 & 1 & -(1 - \rho_R)\psi_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 - \alpha & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_1(\theta) = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_R & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_q & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_z & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_{y^*} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_{\pi^*} \end{bmatrix}, \quad \Psi(\theta) = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Pi(\theta) = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Lubik and Schorfheide (2003, 2004) 等一系列研究指出，对于状态变量 ξ_t 为非爆炸性过程的 LRE 系统，可以用基础冲击 ε_t 和黑子冲击 ζ_t 线性表示预测误差 η_t ，然后通过奇异值分解可得 ξ_t 的数值解，表示如下：

$$\begin{aligned} \xi_t &= \Gamma_1^*(\theta)\xi_{t-1} + \mathbf{B}_1(\theta)\varepsilon_t + \mathbf{B}_2(\theta)\eta_t \\ &= \Gamma_1^*(\theta)\xi_{t-1} + \mathbf{B}_1(\theta)\varepsilon_t + \mathbf{B}_2(\theta)(\tilde{\mathbf{M}}\varepsilon_t + M_\zeta\zeta_t) \end{aligned} \quad (12)$$

其中 M_ζ 和 $\tilde{\mathbf{M}}$ 分别为任意标量和矩阵， ζ_t 表示太阳黑子冲击 (sunspot shock)，反映了动物精神或心理预期等方面的随机冲击。为保证参数的可识别性，本文设定 $M_\zeta = 1$ ，同时假设矩阵 $\tilde{\mathbf{M}} = \mathbf{M}^*(\theta) + \mathbf{M}$ ，其中 $\mathbf{M}^*(\theta)$ 可以最小化脉冲响应函数

$$\frac{\partial \xi_t}{\partial \varepsilon_t}(\theta, \tilde{\mathbf{M}}) = \mathbf{B}_1(\theta) + \mathbf{B}_2(\theta)\tilde{\mathbf{M}} \quad (13)$$

与

$$\frac{\partial \xi_t}{\partial \boldsymbol{\varepsilon}_t'}(g(\boldsymbol{\theta}), \cdot) = \mathbf{B}_1(g(\boldsymbol{\theta})) \quad (14)$$

两者之间的距离 (discrepancy), 这里 $g(\boldsymbol{\theta})$ 表示满足确定性和不确定性边界条件(10)式的参数向量。通过最小二乘法可得

$$\mathbf{M}^*(\boldsymbol{\theta}) = [\mathbf{B}_2(\boldsymbol{\theta})' \mathbf{B}_2(\boldsymbol{\theta})]^{-1} \mathbf{B}_2(\boldsymbol{\theta})' \cdot [\mathbf{B}_1(g(\boldsymbol{\theta})) - \mathbf{B}_1(\boldsymbol{\theta})] \quad (15)$$

最后, 方程(12)式的数值解可以重新表示如下:

$$\xi_t = \Gamma_1^*(\boldsymbol{\theta}) \xi_{t-1} + \begin{bmatrix} \mathbf{B}_1(\boldsymbol{\theta}) + \mathbf{B}_2(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{M}^*(\boldsymbol{\theta}) & \mathbf{B}_2(\boldsymbol{\theta}) \\ \mathbf{M} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{5 \times 5} & \mathbf{0}_{5 \times 1} \\ \mathbf{M}_{1 \times 5} & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \zeta_t \end{pmatrix} \quad (12')$$

其中 $\mathbf{M} = [M_R, M_q, M_z, M_{y^*}, M_{\pi^*}]$ 表示基础冲击传导的不确定性, 且假设 6×1 为扰动向量 $\mathbf{u}_t = (\boldsymbol{\varepsilon}_t', \zeta_t)'$ 服从均值为零、协方差矩阵为 $\boldsymbol{\Sigma} = \text{diag}(\sigma_R^2, \sigma_q^2, \sigma_z^2, \sigma_{y^*}^2, \sigma_{\pi^*}^2, \sigma_\zeta^2)$ 的多元正态分布。

2 模型估计、数据处理与参数先验

这一部分首先接受 DSGE 模型的 MCMC 估计方法, 然后介绍数据选取及其处理过程, 同时对模型参数的先验设定进行简要说明。

2.1 模型的估计

已知 DSGE 模型包含五个基础冲击, 为实现模型的估计, 我们考虑引入五个观测方程, 使其与方程(12')式的转移方程构成状态空间模型。根据相关数据的可获得性, 本文选取产出缺口 (Gap)、通胀率 (Inf)、利率 (IR)、人民币升值幅度 (ΔEx) 和贸易条件变化 (ΔToT) 等五个观测变量, 它们与状态变量具有以下关系^①:

$$\begin{pmatrix} Gap_t \\ Inf_t \\ IR_t \\ \Delta Ex_t \\ \Delta ToT_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_t \\ \Delta e_t \\ E_t \pi_{t+1} \\ E_t y_{t+1} \\ \Delta q_t \\ z_t \\ y_t^* \\ \pi_t^* \end{pmatrix} \quad (16)$$

考虑到 LER 系统的解集可能同时包含确定性解和不确定性解, 状态空间模型的似然函数可以表示如下:

^① 小国开放经济的 DSGE 模型中的名义汇率一般使用本币标价 (直接标价法), 汇率增加表示人民币贬值, 而本文实证研究使用 IFS (International Financial Statistics) 官方数据库的汇率指数使用美元标价 (间接标价法), 汇率指数增加表示人民币升值, 因此有 $\Delta Ex_t = -\Delta e_t$ 。

$$\ell(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{M}, \sigma_{\zeta} | \mathbf{Y}^T) = \ell^D(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}^T) \cdot \mathbf{I}\{\boldsymbol{\theta} \in \Theta^D\} + \ell^I(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{M}, \sigma_{\zeta} | \mathbf{Y}^T) \cdot \mathbf{I}\{\boldsymbol{\theta} \in \Theta^I\} \quad (17)$$

其中 $\mathbf{Y}^T = [\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2, \dots, \mathbf{y}_T]'$, $\mathbf{y}_t = [\text{Gap}_t, \text{Inf}_t, \text{IR}_t, \Delta \text{Ex}_t, \Delta \text{ToT}_t]'$ 。 $\mathbf{I}\{\cdot\}$ 为示性函数，表示存在确定性解或不确定性解， $\ell^D(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}^T)$ 和 $\ell^I(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{M}, \sigma_{\zeta} | \mathbf{Y}^T)$ 为其对应的似然函数，即

$$\ell^D(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}^T) = \prod_{t=1}^T p(\mathbf{y}_t | \mathbf{Y}^{t-1}, \boldsymbol{\theta}), \quad \ell^I(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{M}, \sigma_{\zeta} | \mathbf{Y}^T) = \prod_{t=1}^T p(\mathbf{y}_t | \mathbf{Y}^{t-1}, \boldsymbol{\theta}, \mathbf{M}, \sigma_{\zeta}) \quad (18)$$

由于似然函数包含复杂的多维矩阵，可能出现许多局部极大值、局部极小值或平面 (flat surfaces)，从而导致极大似然估计 (MLE) 估计结果并不可靠。因此，本文选用 Schorfheide (2000) 提出的基于随机游走 Metropolis-Hasting (简称 RW-MH) 抽样的 MCMC 方法估计模型参数，包含以下四个步骤：

- (a) 使用 Csmiwel 优化算法最大化方程(17)式的似然函数，得到参数估计值 $\hat{\boldsymbol{\theta}}^{\textcircled{1}}$ ；
- (b) 计算 $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ 对应的海塞矩阵 $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ ；
- (c) 抽取 $\boldsymbol{\theta}^0 \sim \mathcal{N}(\hat{\boldsymbol{\theta}}, \hat{\boldsymbol{\Sigma}})$ ，这里 \mathcal{N} 表示正态分布；
- (d) 对于 $s=1, 2, \dots, G$ ，重复抽取 $\boldsymbol{\theta}^{(s)} \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\theta}^{(s-1)}, c^2 \hat{\boldsymbol{\Sigma}})^{\textcircled{2}}$ ，并以概率 $\min\{1, r(\boldsymbol{\theta}^{(s-1)}, \mathcal{G} | \mathbf{Y}^T)\}$ 选择新抽样，即 $\boldsymbol{\theta}^{(s)} = \mathcal{G}$ ，其中

$$r(\boldsymbol{\theta}^{(s-1)}, \mathcal{G} | \mathbf{Y}^T) = \frac{\ell(\mathbf{Y}^T | \mathcal{G}) p(\mathcal{G})}{\ell(\mathbf{Y}^T | \boldsymbol{\theta}^{(s-1)}) p(\boldsymbol{\theta}^{(s-1)})}$$

若被拒绝，则有 $\boldsymbol{\theta}^{(s)} = \boldsymbol{\theta}^{(s-1)}$ 。

相应的，DSGE 模型的边际数据密度 (marginal data density, 简称 MDD) 可以表示如下：

$$p^s(\mathbf{Y}^T) = \int \mathbf{I}\{\boldsymbol{\theta} \in \Theta^s\} \cdot \ell(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}^T) p(\boldsymbol{\theta}) d\boldsymbol{\theta}, \quad s \in \{D, I\} \quad (19)$$

更进一步，我们可以使用不确定性解的后验概率

$$\pi^I = \frac{p^I(\mathbf{Y}^T)}{p^I(\mathbf{Y}^T) + p^D(\mathbf{Y}^T)} \quad (20)$$

作为开放经济系统的均衡路径是否具有不确定性的评价标准：后验概率 π^I 接近 0 表明中央银行货币政策可以稳定宏观经济，宏观经济系统处于确定性均衡；后验概率 π^I 接近 1 表明货币政策具有内在不稳定性，不确定性均衡更适于描述宏观经济动态特征 (Lubik and Schorfheide, 2004)。

2.2 数据选取与处理

本文选取中国 1992 年 1 季度至 2011 年 4 季度的数据进行实证研究。产出缺口、通胀率、利率、汇率和贸易条件等相关数据的选取和处理过程如下：

(1) 产出缺口。本文选取国内生产总值 (GDP) 作为实际产出的衡量指标。由于官方统计资料公布了 1992 年以来的现价 GDP 和不变价的 GDP 同比累计增长率，我们可以利用 GDP 同比累计增长率推算 1992—2011 年的季度实际 GDP (以 1992 年不变价度量)，然后使用 Eviews 软件中的 Tramo/Seats 方法进行季节调整得到 Y_t ，接着通过 HP 滤波 (设定平滑参数 1600) 得到潜在产出 Y_t^* ，最后计算产出缺口 $\text{Gap}_t = 100 \times \ln(Y_t / Y_t^*)$ 。原始数据来自《中国经济景气月报》和国家统计局网站。

^① 为表述方便，后文的模型参数 $\boldsymbol{\theta}$ 中包含 \mathbf{M} 和 σ_{ζ} 。

^② 我们通过设定校正参数 c 来控制 RW-MH 抽样的接受拒绝概率，详见 Chib and Greenberg (1994)。

(2) 通胀率。本文选取消费者价格指数 (CPI) 作为通货膨胀率的衡量指标。需要注意的是, 根据 DSGE 模型的推导过程及其经济含义, 我们应该选取环比通胀指标。但是, 根据官方统计资料, 我们无法直接获取 2001 年以前的环比 CPI。因此, 我们使用月度同比 CPI 计算季度环比通胀率, 数据处理过程具体如下: 首先根据公布的月度同比 CPI 构建月度价格指数 (1991 年 = 100), 然后通过季度内几何平均得到季度价格指数 P_t , 接着使用 Tramo/Seats 方法消除季节因素影响, 最后计算年化的季度环比通胀率 $Inf_t = 400 \times \ln(P_t / P_{t-1})$ 。原始数据来自《中国经济景气月报》和国家统计局网站。

(3) 利率。本文选取 7 天期银行间同业拆借利率 (Chibor) 作为市场利率的代理变量, 并假设它是我国货币政策的工具变量^①。我们根据月度银行间同业拆借利率和交易量计算加权平均的季度同业拆借利率^②。原始数据来自《中国人民银行统计季报》和中国人民银行网站。

(4) 汇率。本文选取国际货币基金组织公布的人民币名义有效汇率 (NEER) 作为汇率指标的代理变量。经过对数差分得到汇率变化 $\Delta Ex_t = 100 \times \ln(Ex_t / Ex_{t-1})$ ^③。原始数据来自 IFS (International Financial Statistics) 官方数据库 (<http://www.imfstatistics.org/imf/>)。

(5) 贸易条件。本文选取出口价格指数与进口价格指数之比作为贸易条件的衡量指标, $ToT_t = EX_t / IM_t$, 通过对数差分计算贸易条件改善或恶化的程度, 即 $\Delta ToT_t = 100 \times \ln(ToT_t / ToT_{t-1})$ 。需要说明的是, 由于我国没有编制 1993 年以前的贸易条件数据, 借鉴吴丽华、王锋 (2006) 等研究文献, 本文使用出口额与进口额的比率计算 1992 年的贸易条件, 补充相关数据。原始数据来自中经网数据库和海关统计资讯网 (<http://www.chinacustomsstat.com/>)。

需要强调的是, 在实证研究之前, 我们对所有变量进行去均值 (demean) 处理。

表 1 参数的先验分布

参数	经济含义	值域	分布函数类型	参数(1)	参数(2)
ψ_1	通胀缺口反应系数	$(0, +\infty)$	Gamma	1.10	0.50
ψ_2	产出缺口反应系数	$(0, +\infty)$	Gamma	1.00	0.50
ψ_3	汇率变化反应系数	$(0, +\infty)$	Gamma	0.10	0.05
ρ_R	利率平滑参数	$[0, 1)$	Beta	0.50	0.20
α	经济开放程度	$[0, 1)$	Beta	0.25	0.05
r^A	实际利率	$(-\infty, +\infty)$	Normal	2.00	2.00

^① 由于数据限制, 1992—1995 年间的利率数据选取上海融资中心所有期限同业拆借利率的加权平均, 不过不同期限利差不大, 对估计结果影响不大 (谢平、罗雄, 2002)。

^② 加权平均的季度同业拆借利率计算为

$$\bar{i} = \frac{i_1 f_1}{\sum f} + \frac{i_2 f_2}{\sum f} + \dots + \frac{i_n f_n}{\sum f} = \frac{\sum i f}{\sum f}, \text{ 其中 } i_k \text{ 是月度利率, } f_k \text{ 是相应交易量。}$$

^③ 我们通过线性插值补充 1994 年 1 季度的数据, 因为我国在 1994 年 1 月 1 日取消双重汇率制度, 官方汇率与市场汇率并轨, 人民币短期内发生大幅贬值。

κ	通胀产出替代关系	$(0, +\infty)$	Gamma	0.50	0.25
τ	消费跨期替代弹性	$[0, 1)$	Beta	0.50	0.20
ρ_q	贸易条件冲击 AR (1) 系数	$[0, 1)$	Beta	0.50	0.20
ρ_z	技术进步冲击 AR (1) 系数	$[0, 1)$	Beta	0.50	0.20
ρ_y	世界产出冲击 AR (1) 系数	$[0, 1)$	Beta	0.50	0.20
ρ_π	世界通胀冲击 AR (1) 系数	$[0, 1)$	Beta	0.50	0.20
M_R	货币政策冲击传导机制	$(-\infty, +\infty)$	Normal	0.00	1.00
M_q	贸易条件冲击传导机制	$(-\infty, +\infty)$	Normal	0.00	1.00
M_z	技术进步冲击传导机制	$(-\infty, +\infty)$	Normal	0.00	1.00
M_y	世界产出冲击传导机制	$(-\infty, +\infty)$	Normal	0.00	1.00
M_π	世界通胀冲击传导机制	$(-\infty, +\infty)$	Normal	0.00	1.00
σ_R	货币政策冲击标准差	$(0, +\infty)$	Inverse Gamma	0.10	2.0*
σ_q	贸易条件冲击标准差	$(0, +\infty)$	Inverse Gamma	1.50	2.0*
σ_z	技术进步冲击标准差	$(0, +\infty)$	Inverse Gamma	0.10	2.0*
σ_y	世界产出冲击标准差	$(0, +\infty)$	Inverse Gamma	1.50	2.0*
σ_π	世界通胀冲击标准差	$(0, +\infty)$	Inverse Gamma	0.50	2.0*
σ_ζ	太阳黑子冲击标准差	$(0, +\infty)$	Inverse Gamma	0.10	2.0*

注: Inverse Gamma 分布函数 $IG(s, \nu)$ 可以表示为 $f(\sigma | s, \nu) \propto \sigma^{-\nu-1} e^{-\nu s^2 / (2\sigma^2)}$, 其中 ν 可以理解为由自由度参数。

2.3 模型参数的先验设定

为了提高模型估计结果的可靠性, 本文充分利用样本信息和参数先验信息, 使用 MCMC 方法估计模型参数, 但这也要求我们在设定模型参数的先验分布时需要注意其经济含义。本文根据现有文

献选择模型参数的先验分布函数类型，并结合中国宏观经济运行的实际情况设定先验分布函数的均值和标准差，如表 1 所示。需要说明两点：其一，我们通过参数变换 (parameter transformation) 或截断分布 (truncated distribution) 实现模型参数的非负约束条件；其二，对于 Gamma、beta 和 Normal 等分布函数，表 1 中的参数(1)和参数(2)就是他们的先验均值和标准差，而对于 Inverse Gamma 分布函数 $IG(s, \nu)$ ，由于概率密度函数可以表示为 $f(\sigma | s, \nu) \propto \sigma^{-\nu-1} e^{-\nu^2/(2\sigma^2)}$ ，参数(1)和参数(2)分别表示 s 和 ν 。下面我们把模型参数分为两类：货币政策参数和其它结构参数，并简要介绍先验分布设定。

(1) 货币政策反应函数参数。首先，借鉴 Lubik and Schorfheide (2004) 等文献，设定通胀缺口反应系数服从均值为 1.10、标准差为 0.50 的 Gamma 分布，该分布函数使得参数 ψ_1 的抽样范围足够大，而且参数空间包含的确定性解集和不确定性解集几乎各占一半，这有助于提高参数估计结果的可靠性。其次，借鉴郑挺国、刘金全 (2010) 等国内文献，设定产出缺口和汇率变化的反应系数服从 Gamma 分布，先验均值分别为 1.00 和 0.10，对应的标准差分别为 0.50 和 0.05。最后，与大多数文献保持一致，本文设定利率平滑参数服从均值为 0.50、标准差为 0.20 的 Beta 分布。

(2) 其它结构参数。首先，设定经济开放程度参数 α 服从均值为 0.25、标准差为 0.05 的 Beta 分布，它与刘斌 (2008) 的参数校准结果保持一致。其次，考虑到我国长期低利率甚至负利率的重要经济事实，设定实际利率 r^A 服从均值为 2.00、标准差为 2.00 的正态分布^①，菲利普斯曲线中用以描述通胀产出替代关系的斜率 κ 服从均值为 0.50、标准差为 0.25 的 Gamma 分布，IS 曲线中的消费跨期替代弹性 τ 服从均值为 0.50、标准差为 0.20 的 Beta 分布。再次，设定所有外生冲击的一阶自相关系数服从均值为 0.50、标准差为 0.20 的 Beta 分布，基础冲击传导不确定性参数均服从标准正态分布。最后，设定冲击标准差服从逆 Gamma 分布。具体而言，一方面，借鉴 Lubik and Schorfheide (2007) 等国外文献设定 σ_q 、 σ_y 和 σ_π 的均值参数 s 分别为 1.50、1.50 和 0.50，另一方面，借鉴刘斌 (2008) 和王彬 (2010) 等国内文献设定 σ_R 、 σ_z 和 σ_ε 的均值参数 s 为 0.10，同时设定参数 $\nu = 2.0$ ，使得它们先验标准差都趋向无穷大。

3 实证结果

利用表 1 的参数先验分布，我们运用开放经济 DSGE 模型对我国 1992—2011 年间季度数据进行实证分析。在这一部分，我们首先分析模型参数的估计结果，然后利用脉冲响应函数分析我国宏观经济系统面临外生冲击的动态调整过程，最后通过方差分解探讨不同外生冲击对宏观经济波动的解释能力。

3.1 模型估计结果

我们将考虑两种形式的货币政策规则，即利率是否针对汇率变化进行调整反应，模型估计结果如表 2 所示。可以看出，两个模型得到的不确定性后验概率都为 1，表明开放经济的实证 DSGE 模型的均衡路径具有不确定性，反映了我国货币政策的内在不稳定性。而且，本文使用 Geweke (1999) 提出的调和均值法 (harmonic mean method) 计算得到两个模型的对数边际数据密度分别约为 -819.74 和 -819.83，表明包含汇率变化因素的 DSGE 模型更适于刻画我国宏观经济的动态过程。下面，我们具体分析模型参数的估计结果。

^① DSGE 模型估计通常关注稳态利率 r^A ，而不是折现因子 β 。实际上，它们具有一一对应关系： $\beta \equiv e^{-r^A/400}$ 。

3.1.1 货币政策反应函数

通胀缺口反应系数 ψ_1 、产出缺口反应系数 ψ_2 和汇率变化反应系数 ψ_3 的后验均值分别约为 0.71、0.39 和 0.09，它们隐含的经济含义是：如果通胀率上升一个百分点，中央银行提高名义利率 0.71 个百分点，名义利率上升，实际利率下降；如果实际产出高出潜在产出一个百分点，中央银行同时提高名义利率和实际利率 0.39 个百分点；类似地，如果人民币有效汇率贬值一个百分点，利率应该上调 0.09 个百分点。此外，利率平滑参数 ρ_R 约为 0.92，说明利率调整机制对前一期利率水平具有很强的相依性，反映了我国中央银行非常强烈的利率平滑意愿。

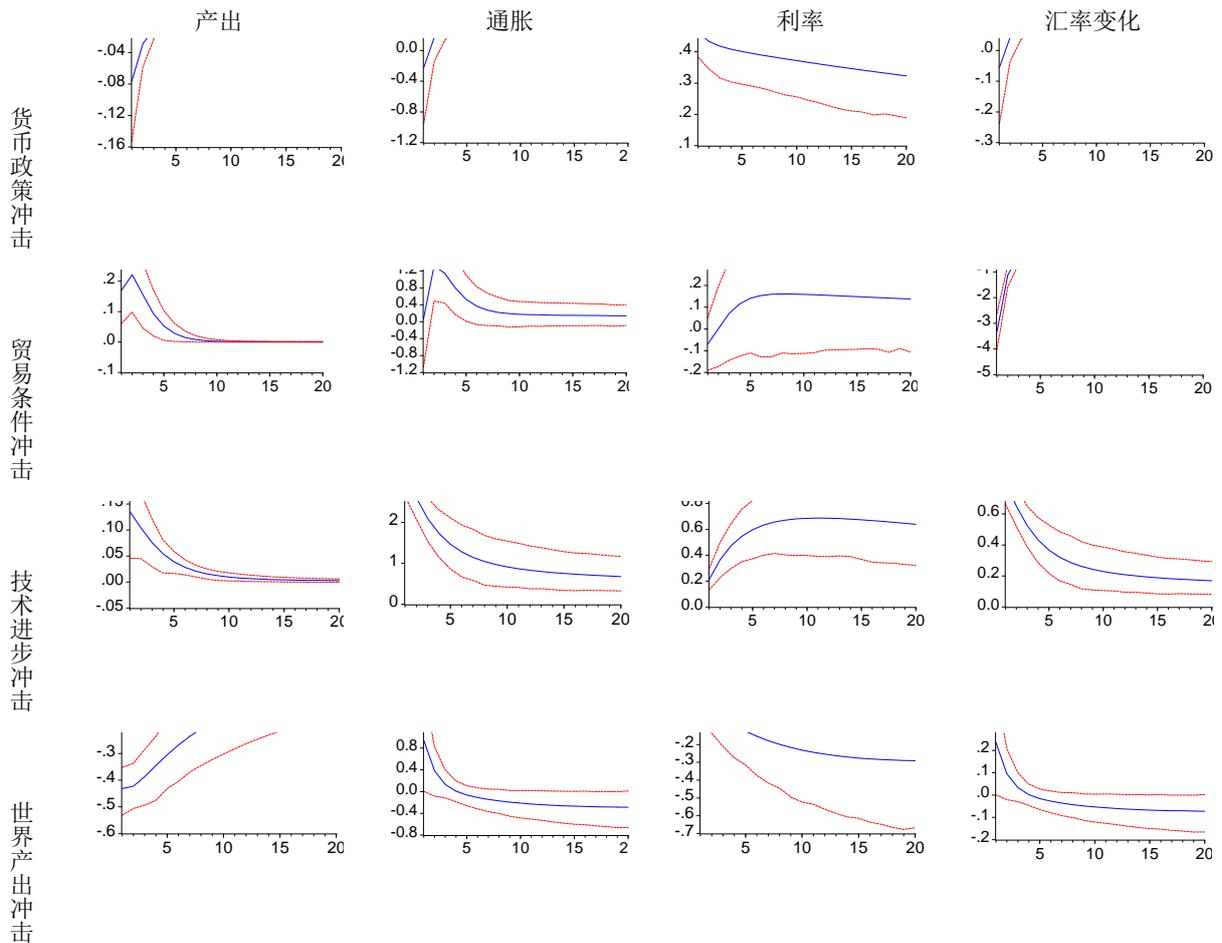
表 2 模型估计结果

参数	模型 \mathcal{M}_1 ($\varphi_3 \geq 0$)		模型 \mathcal{M}_0 ($\varphi_3 = 0$)	
	均值	95% 估计区间	均值	95% 估计区间
ψ_1	0.7098	[0.5291, 0.8825]	0.7379	[0.5503, 0.9453]
ψ_2	0.3893	[0.1169, 0.6868]	0.3604	[0.1087, 0.6043]
ψ_3	0.0944	[0.0223, 0.1737]	—	—
ρ_R	0.9237	[0.8913, 0.9567]	0.9279	[0.8953, 0.9564]
α	0.2195	[0.1553, 0.3057]	0.2368	[0.1646, 0.3115]
r^A	1.1961	[-2.2129, 4.8386]	2.1655	[-1.5517, 5.5370]
κ	0.8460	[0.6539, 0.9976]	0.8595	[0.6463, 0.9992]
τ	0.4711	[0.3170, 0.6430]	0.4395	[0.3111, 0.5752]
ρ_q	0.4370	[0.2894, 0.5739]	0.4592	[0.3306, 0.5768]
ρ_z	0.7126	[0.5230, 0.8823]	0.7107	[0.5174, 0.8907]
ρ_y	0.8669	[0.7882, 0.9529]	0.8802	[0.7946, 0.9573]
ρ_{π^*}	0.1952	[0.0382, 0.3486]	0.2015	[0.0566, 0.3663]
M_R	0.4192	[-1.1409, 1.9756]	-0.1367	[-1.4843, 1.1966]
M_q	0.3175	[0.2304, 0.4246]	0.3051	[0.2004, 0.4196]
M_z	-1.7757	[-2.5812, -1.1008]	-1.7619	[-2.5412, -1.1254]
M_y	-0.0928	[-0.3086, 0.1333]	-0.1171	[-0.3856, 0.1577]
M_{π^*}	0.3585	[0.2730, 0.4315]	0.3510	[0.2484, 0.4373]
σ_R	0.1220	[0.1027, 0.1408]	0.1227	[0.1062, 0.1408]
σ_q	4.2750	[3.5945, 4.9347]	4.2786	[3.6307, 4.9912]
σ_z	0.5359	[0.3055, 0.8121]	0.5510	[0.3246, 0.7821]
σ_y	1.3548	[0.6123, 2.3260]	1.0611	[0.5384, 1.6585]
σ_{π^*}	3.8928	[3.1382, 4.6159]	3.7201	[3.1591, 4.2603]
σ_{ξ}	0.1313	[0.0355, 0.2302]	0.1347	[0.0487, 0.2659]
π^f	1.0000		1.0000	
Log-MDD	-819.74		-819.83	
RW-MH 拒绝概 率	0.5690		0.5818	

注：估计结果通过MCMC估计方法得到，基于100,000次抽样，其中前10,000次作为预烧（burn-in）抽样舍去。“Log-MDD”表示对应模型的对数边际数据密度。

3.1.2 其它结构参数

首先，我国经济开放程度 α 的估计值约为0.22，表明我国进口消费品占总消费的比重约为22%，基本符合我国经济开放程度不断提高，进口消费比重较大的现实情况。长期均衡实际利率 r^A 的估计值约为1.20，但其95%估计区间较大，并不具有显著性。实际上，为刺激消费、增加投资规模，保证经济高速发展，我国长期实行了低利率甚至负利率政策。其次，菲利普斯曲线的斜率 κ 约为0.85，表明我国存在长期的通胀产出替代关系，即附加预期的菲利普斯曲线适于描述我国通货膨胀的演变路径；消费跨期替代弹性 τ 约为0.47，与刘斌（2008）的估计结果比较接近。第三，外生冲击的一阶自相关系数都具有显著性，其中世界产出冲击（0.87）比世界通胀冲击（0.20）具有更强的持续性，这与Lubik and Schorfheide（2007）的研究结果保持一致。第四，基础冲击传导机制的不确定性因素 \mathbf{M} 中不同元素的估计结果差异较大，其中 M_z 显著为负， M_q 和 M_π 显著为正，而 M_R 和 M_y 的95%估计区间表明它们的后验均值并不显著，表明只有技术进步、贸易条件和世界通胀等冲击的传导机制可能改变宏观经济系统的动态路径。最后，基础冲击和太阳黑子冲击的标准差在95%估计区间都是正数，具有显著性。实际上，世界产出冲击（1.35）和世界通胀冲击（3.89）的标准差远大于货币政策冲击（0.12）或太阳黑子冲击（0.13），这也与Lubik and Schorfheide（2007）等研究结果保持一致。



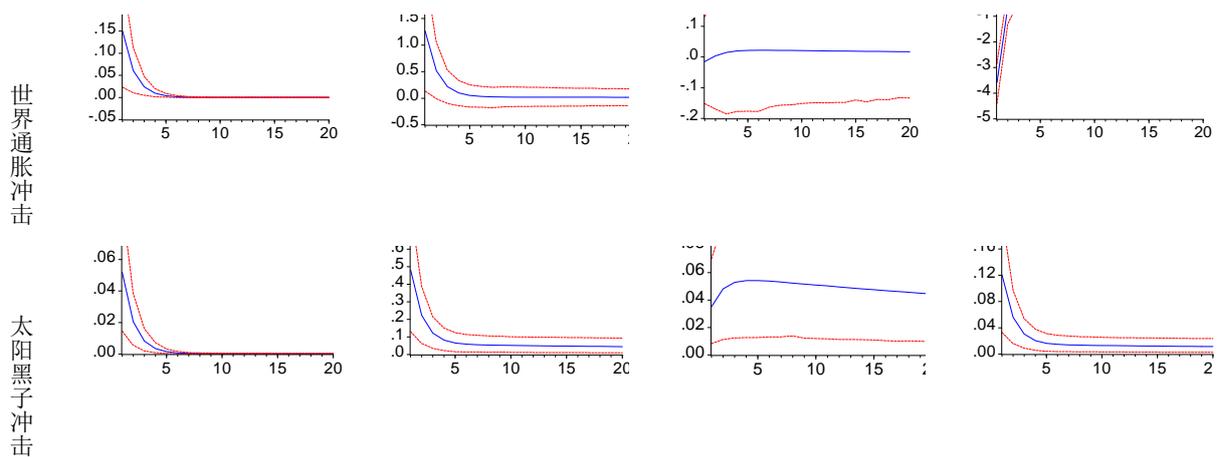


图 1 脉冲响应函数

3.2 脉冲响应分析

图 1 给出了开放经济下实际产出、通胀水平、名义利率和汇率变化对一个单位外生冲击的脉冲响应过程，其中蓝色实线表示后验均值，红色虚线表示对应的 95% 估计区间。

首先，一个正向的货币政策冲击导致随后一期的利率提高，而且紧缩性货币政策影响通过 IS 曲线影响社会总需求，使得实际产出减少，并通过菲利普斯曲线的传导机制导致通胀水平下降。进一步，根据 PPP 方程可知，通胀水平下降将导致汇率变化为负，人民币小幅升值。随着时间推移，利率逐渐下降并趋向稳态水平，实际产出经过 6 季度返回稳态水平。但需要指出的是，长期而言，紧缩性货币政策将会导致通胀水平上升，这可能由于货币政策具有内在不稳定性导致价格幻觉，它与 Lubik and Schorfheide (2004) 及隋建利等 (2011) 的研究结论保持一致。

贸易条件改善 (正向冲击) 通过 PPP 方程降低汇率，人民币升值，同时影响社会总需求，增加实际产出，进而通过菲利普斯曲线使得物价水平上升。为应对经济过热和通胀压力，中央银行实施从紧的货币政策，上调利率。一个正向的技术进步冲击能够降低边际生产成本，使得产出增加。另外由于 M_c 显著为负，传导机制的不确定性扭曲了市场信号，技术进步将导致通胀水平上升而不是下降，这与 Lubik and Schorfheide (2004) 的研究结果保持一致。根据 PPP 方程可知，通胀水平上升将导致汇率变化增加，人民币贬值。在此情形下，中央银行将会顺势上调短期利率，稳定宏观经济。

现在分析本国宏观经济对世界经济冲击的动态调整过程。一个世界产出冲击导致国内产出减少、通胀水平上升，以及汇率增加，即本币贬值。而且本币贬值还会促使中央银行实施相对宽松的货币政策，逐渐下调名义利率。需要注意的是， $\tau < 1$ 表明不同商品之间相互替代，国内产出和世界产出具有反周期性质 (Lubik and Schorfheide, 2007)。至于一个正向的世界通胀冲击，尽管它直接促使本币升值，但是中央银行可能更加关注经济过热和输入型通货膨胀，轻微上调利率。

最后，如前所述，我国利率对实际产出、通货膨胀和汇率变化的调整反应力度不足，货币政策具有内在不稳定性，因此，黑子冲击可能导致公众预期未来经济增长放缓、实际利率下降，从而刺激当前消费，增加实际产出。产出增加将会导致通胀水平上升，这样，公众的通胀预期就会自我实现，导致现实的通货膨胀。随后，中央银行上调利率以应对经济过热和通胀压力上升，以及人民币贬值压力。

表 3 方差分解

	产出	通胀	利率	汇率变化
货币政策冲击	0.0075 [0.0000, 0.0234]	0.0978 [0.0160, 0.2193]	0.1977 [0.0191, 0.3889]	0.0241 [0.0032, 0.0634]
贸易条件冲击	0.0994 [0.0113, 0.2194]	0.0816 [0.0034, 0.2078]	0.0450 [0.0000, 0.1506]	0.3981 [0.2730, 0.5367]
技术进步冲击	0.0362 [0.0047, 0.0744]	0.6781 [0.4424, 0.9046]	0.5877 [0.2735, 0.8854]	0.1358 [0.0453, 0.2846]
世界产出冲击	0.8280 [0.6624, 0.9637]	0.1026 [0.0027, 0.3064]	0.1557 [0.0001, 0.4793]	0.0225 [0.0011, 0.0834]
世界通胀冲击	0.0253 [0.0000, 0.0629]	0.0328 [0.0008, 0.0866]	0.0093 [0.0000, 0.0354]	0.4209 [0.2759, 0.5754]
太阳黑子冲击	0.0035 [0.0001, 0.0099]	0.0070 [0.0003, 0.0177]	0.0045 [0.0002, 0.0107]	0.0014 [0.0000, 0.0035]

注：中括号内表示 95% 估计区间。

3.3 方差分解

开放经济 DSGE 模型包含多个外生冲击，同时我国货币政策具有内在不稳定性导致基础冲击传导机制存在不确定性，因此，主要宏观经济波动的影响因素可能是非常复杂的。为了考察不同外生冲击对宏观经济变量波动的影响情况，我们需要进行方差分解，结果如表 3 所示。可以看出，世界产出冲击解释了绝大部分的产出波动，同时世界通胀冲击对汇率波动具有重要的解释能力 (41%)，这与 Lubik and Schorfheide (2007) 的研究结果基本保持一致；技术进步冲击可以解释 50% 以上的通胀和利率波动，同时货币政策冲击和贸易条件冲击也有一定的解释能力；最后太阳黑子冲击对宏观经济波的解释能力非常有限。

4 结论和启示

近年来，在“引进来”和“走出去”的经济战略思想的指导下，我国经济主动融入全球经济，开放程度不断提高，与此同时，持续多年的经常项目贸易盈余使得国际社会呼吁加快人民币汇率改革的声音日渐高涨。国内国际环境的深刻变化要求我国中央银行货币政策行为不能局限于国内的宏观经济形势，必须具有更加开放的国际视野。相应地，货币政策理论与实践的研究应该考虑国际贸易和汇率变化等开放经济因素。但是，这一研究领域至今并未引起国内经济学者的广泛关注，目前有关货币政策的研究大部分基于封闭经济的前提假设。因此，本文尝试从开放经济的研究视角重新考察中国货币政策反应关系，定量分析不同宏观经济变量之间的动态影响。与其它研究不同，本文在开放经济 DSGE 模型的框架下，把汇率变化纳入货币政策反应关系，以一个新的视角考察中央银行的货币政策行为。更为重要的是，我们在研究主要宏观经济变量的动态调整时考虑了宏观经济均衡路径可能存在的不确定性，有助于客观准确地进行宏观经济分析和货币政策评价。

本文首先推导了一个小国开放经济 DSGE 模型的确定性解和不确定性解边界，为实证研究提供理论基础，然后使用这种模型实证检验我国货币政策反应关系，同时考察不确定性情况下货币政策

与宏观经济波动的动态关系。通过对我国 1992—2011 年季度数据的实证分析,我们获得以下一些重要结论:其一,我国货币政策反应函数具有明显的利率平滑特征,利率不仅根据通胀缺口和产出缺口进行调整反应,还会根据汇率变化进行小幅调整,而且考虑汇率变化因素有助于更加准确地描述不同宏观经济变量之间的动态调整关系。这个研究结论有力支持了 Taylor (2000) 和谢平、张晓朴 (2002) 等提出的新兴市场国家货币当局应该考虑汇率变化因素来改善货币政策效果的建议。其二,开放经济 DSGE 模型的长期均衡路径具有不确定性,反映了我国货币政策的内在不稳定性,具体而言,宏观经济系统的不确定性可能来自太阳黑子冲击,也可能来自技术进步冲击、贸易条件冲击和世界通胀冲击等基础冲击传导机制的不确定性。因此,考虑宏观经济系统均衡路径的不确定性有助于获取更加准确的脉冲响应函数和方差分解,从而有效进行宏观经济分析和政策评价。其三,货币政策冲击在短期(一年左右)可以对所有宏观经济变量产生显著影响,但在长期,它只会影响通胀水平和汇率变化等名义变量,而不会影响实际产出水平。这就意味着,中央政府可以通过宽松货币政策实现刺激经济的短期目标,但若要保证经济持续快速健康发展,就必须依靠培育发展新兴产业、加快推进产业结构调整等其它非货币因素。

本文从开放经济实证 DSGE 模型的视角研究了中国货币政策和宏观经济波动的动态关系,可以为我国宏观经济和政策分析提供一些有益的参考依据。更重要的是,我们希望本文的研究结论能有助于中央银行的货币政策制定、利率市场化和人民币汇率形成机制改革等。实际上,在我国经济日益融入全球经济、人民币国际化进程不断加快的大背景下,中央银行货币政策操作应该不仅关注国内的经济增长和通货膨胀,还需密切关注人民币汇率波动情况,同时考虑其它开放经济因素的结构影响,从而科学制定货币政策,促进经济平稳运行。此外,由于我国金融体系尚未完善,利率市场化程度不高,利率的调整幅度不足以有效稳定通胀预期,控制通货膨胀,导致宏观经济系统的长期均衡路径具有不确定性。因此,中央银行在继续稳步推进人民币汇率机制改革的同时,应该加快利率市场化的改革步伐,培育货币市场利率体系,使之充分发挥社会资源分配的基础性作用,并最终实现通过利率工具有效调节宏观经济运行的目的。

参考文献

- 卞志村.2008.开放经济下的最优货币政策、MCI 及在中国的检验.数量经济技术经济研究,(4):17-28.
- 卜永祥,周晴.2004.中国货币状况指数及其在货币政策操作中的运用.金融研究,(1):30-42.
- 龚刚,高坚,何学中.2008.汇率制度与货币政策.经济研究,(6):25-35.
- 李浩,胡永刚,马知遥.2007.国际贸易与中国的实际经济周期.经济研究,(5):17-26.
- 刘斌.2008.我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用.金融研究,(10):1-21.
- 陆军,钟丹.2003.泰勒规则在中国的协整检验.经济研究,(8):76-93.
- 欧阳志刚,王世杰.2009.我国货币政策对通货膨胀与产出的非对称效应.经济研究,(9):27-38.
- 隋建利,刘金全,庞春阳.2011.基于太阳黑子冲击视角的中国货币政策有效性测度.管理世界,(9):40-52.
- 王彬.2010.财政政策、货币政策调控与宏观经济稳定.数量经济技术经济研究,(11):3-18.
- 王胜,邹恒甫.2006.开放经济中的泰勒规则.统计研究,(3):42-46.
- 吴丽华,王锋.2006.人民币实际汇率错位的经济效应实证研究.经济研究,(7):15-28.
- 夏斌,廖强.2001.货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中间目标.经济研究,(8):33-43.

-
- 肖奎喜,徐世长.2011.广义泰勒规则与中央银行货币政策反应函数估计.数量经济技术经济研究,(5):125-138.
- 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,(3):3-12.
- 谢平,张晓朴.2002.货币政策与汇率政策的三次冲突.国际经济评论,(5):30-35.
- 闫文涛.2010.汇率与泰勒规则文献评述.经济学动态,(10):137-139.
- 郑挺国,刘金全.2010.区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策的应用.经济研究,(3):40-52.
- Ball L. 1999. Policy rules for open economies. In Taylor, J.B. (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press: Chicago.
- Bergin P R. 2003.Putting the ‘new open economy macroeconomics’ to a test. *Journal of International Economics*, 60(1):.3-34.
- Bullard J, Mitra K.2002.Learning about monetary policy rules. *Journal of Monetary Economics*, 49(6):1105-1129.
- Caputo R, Liendo F. 2005.Monetary policy, exchange rate and inflation inertia in Chile.Central Bank of Chile Working Paper No. 352.
- Chib S, Greenberg E. 1994.Bayes inference in regression models with ARMA (p,q) Errors. *Journal of Econometrics*, 64(1): 183-206.
- Clarida R, Galí J, Gertler M. 2001.Optimal monetary policy in open versus closed economies: an integrated approach. *American Economic Review*, 91(2): 248-252.
- Clarida R, Galí J, Gertler M.2002.A simple framework for international monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, 49(5): 879-904.
- Del Negro. Schorfheide M. F. 2009.Inflation dynamics in a small open economy model under Inflation targeting: some evidence from Chile. In Schmidt-Hebbel, K. and C. E. Walsh (eds.) *Monetary Policy under Uncertainty and Learning*, Central Bank of Chile: Santiago.
- Dib A. 2011.Monetary policy in estimated models of small open and closed economies. *Open Economies Review*, 22(5):769-796.
- Galí J, Monacelli T. 2005.Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, 72(3): 707-734.
- Geweke J.1999.Using simulation methods for bayesian econometric models: inference, development and communication. *Econometric Reviews*, 18(1): 1-126.
- Llosa LG, Tuesta V.2008.Determinacy and learnability of monetary policy rules in small open economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40 (5):1033-1063.
- Lubik T A, Schorfheide F.2003.Computing sunspot equilibria in linear rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(2):273-285.
- Lubik T A, Schorfheide F.2004.Testing for indeterminacy: an application to US monetary policy. *American Economic Review*, 94(1): 190-217.
- Lubik T A, Schorfheide F. 2007. Do central banks respond to exchange rate movements? a structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, 54(5):1069-1087.
- Obstfeld M, Rogoff K. 1995. Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*,103(3):624-660.
- Peeters, M. 1999.Measuring monetary policy conditions in Europe: use and limitations of the MCI.*De Economist*, 147(2): 183-203.

Schorfheide F.2000. Loss function-based evaluation of DSGE models. *Journal of Applied Econometrics*, 15(6):645–670.

Svensson L. 2000.Open economy inflation targeting . *Journal of International Economics*, 50(1): 155–183.

Taylor J B. 1993.Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195–214.

Taylor J B. 2000.Using monetary policy rules in emerging market economies. Stanford University working paper.

Taylor J B.2001.The role of exchange rate in monetary policy rules. *American Economic Review*, 91(2): 263–267.