

# 中国货币增长不确定性与经济增长 关系检验（1980—2008）\*

刘金全 隋建利

**摘要：**我国货币增长不确定性的根源可以划分为货币政策冲击和宏观经济冲击两个层面，通过检验我国货币增长不确定性与经济增长之间的关系，结果显示：货币增长不确定性主要由宏观经济冲击所引致；1998年以前的货币增长不确定性比较剧烈，1998年之后的货币增长不确定性明显减弱。由货币政策冲击导致的货币增长不确定性能够有效地促进经济增长，这意味着货币政策调控的有效性；但2003年以来，由宏观经济冲击导致的货币增长不确定性对经济增长起到了抑制作用，这说明以国际金融危机为代表的经济冲击对我国经济稳定增长产生了显著的消极影响，需对此进行积极的国家经济风险预警和防范。

**关键词：**货币增长不确定性 经济增长 时变参数 马尔科夫区制转移

作者刘金全，经济学博士，吉林大学商学院、吉林大学数量经济研究中心教授（长春 130012）；隋建利，吉林大学数量经济研究中心博士研究生（长春 130012）。

## 一、引言

名义不确定性范畴中的货币增长不确定性以及通货膨胀不确定性对宏观经济运行的影响一直是学术界关注的焦点问题。诸如 Barro<sup>①</sup> 和 Friedman<sup>②</sup> 等的早期理论研究认为，较高的名义不确定性不仅能够干扰经济主体对未来经济行为的合理预期，从而影响经济决策的适时制定，而且能够降低经济活动效率，同时加剧宏观经济波动，并最终阻碍经济的平稳持续增长。然而，Caballero 的研究强调，<sup>③</sup> 名义不确定性与宏观经济运行之间所呈现出的相关关系在很大程度上

\* 本研究获吉林大学“985工程”和“211工程”项目、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）和吉林大学“985工程”研究生创新基金重点项目（20081101）资助。

① R. Barro, “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 2, 1976, pp. 1-32.

② M. Friedman, “Nobel Lecture: Inflation and Unemployment,” *Journal of Political Economy*, vol. 85, 1977, pp. 451-472.

③ R. Caballero, “On the Sign of the Investment-uncertainty Relationship,” *American Economic Review*, vol. 81, 1991, pp. 279-288.

依赖于具体模型设定。例如, Dixit 和 Pindyck<sup>①</sup> 的研究认为, 名义不确定性与宏观经济运行之间存在负相关关系。但是, Abel<sup>②</sup> 的研究却持有与其完全相反的观点。在宽泛的名义不确定性与宏观经济运行之间关系的研究中, Coulson 和 Robins<sup>③</sup> 基于 ARCH 模型的研究认为, 名义不确定性与宏观经济运行之间存在并不显著的正相关关系。然而, Lee 和 Ni<sup>④</sup> 采用状态相依条件异方差模型的研究发现, 名义不确定性与宏观经济运行之间存在显著的负相关关系; Bayoumi 和 Sgherri<sup>⑤</sup> 运用时变参数 GARCH 模型的检验结果依旧说明, 较高的名义不确定性总会伴随着比较剧烈的实际产出波动, 而 Grier 和 Perry<sup>⑥</sup> 却指出较大的名义不确定性能够明显降低实际产出增长率; 同时, Grier 等<sup>⑦</sup> 的研究再次印证名义不确定性与实际产出增长率之间存在显著的负相关关系。

我们需要注意到, 上述实证研究大都仅考虑由单一原因所引发的名义不确定性, 正如 Harrison 和 Stevens<sup>⑧</sup> 所强调的, 当利用各种经济模型研究经济个体在未来呈现出的不确定性特征时, 不仅需要考察模型中未来随机扰动项的冲击影响, 而且需要斟酌一些经济变量当期参数值中所蕴含的不确定性, 同时还要衡量该模型衔接当期与未来的潜在能力。从这个角度出发, Kim 和 Nelson<sup>⑨</sup> 分别利用固定参数模型和时变参数模型考察美国货币增长的不确定性, 检验结果发现, 时变参数模型虽然可以通过测度货币增长方程中各时变参数所具有的条件方差, 并以此来刻画各经济变量所具有的隐含时变参数特征, 但是仍然无法描述货币增长方程中由未来随机扰动项的冲击影响所引发的货币增长不确定性。此外, Evans 和 Wachtel<sup>⑩</sup> 提出利用马尔科夫转移模型来度量名义不确定性。鉴于上述研究, Kim<sup>⑪</sup> 通过甄别引发货币增长不确定性的不同根源, 并利用马尔科夫区制转移异方差来表征货币增长方程中扰动项所具有的异方差特征, 进而提出运用时变参数马尔科夫区制转移 (简称 TVP-Markov) 模型检验美国货币增长不确定性对

- ① A. Dixit and R. Pindyck, *Investment Under Uncertainty*, Princeton University Press: Princeton, 1993.
- ② A. Abel, "Optimal Investment under Uncertainty," *American Economic Review*, vol. 73, 1983, pp. 228-233.
- ③ E. Coulson and R. Robins, "A Comment on the Testing of Functional Form in First Difference Models," *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, 1985, pp. 710-712.
- ④ K. Lee and S. Ni, "Inflation Uncertainty and Real Economic Activities," *Applied Economics Letters*, vol. 2, 1995, pp. 460-462.
- ⑤ T. Bayoumi and S. Sgherri, "Monetary Magic? How the Fed Improved the Flexibility of the U. S. Economy," IMF Working Paper, 2004, p. 24.
- ⑥ K. Grier and M. Perry, "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth in the USA," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 1, 2000, pp. 45-58.
- ⑦ K. Grier, O. Henry, N. Olekalns and K. Shields, "The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19, 2004, pp. 551-565.
- ⑧ P. Harrison and C. Stevens, "Bayesian Forecasting," *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 38, 1976, pp. 205-247.
- ⑨ C. Kim and C. Nelson, "The Time-Varying Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7 (4), 1989, pp. 433-440.
- ⑩ M. Evans and P. Wachtel, "Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty," *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 25, 1993, pp. 475-511.
- ⑪ C. Kim, "Sources of Monetary Growth Uncertainty and Economic Activity: The Time-Varying-Parameter Model with Heteroskedastic Disturbances," *Review of Economics and Statistics*, vol. 75, 1993, pp. 483-492.

宏观经济的影响问题,并认为不同根源的通货膨胀不确定性对实际的影响具有一定的时变性。

目前,国内学术界关于我国名义不确定性与宏观经济运行的相关研究较少,贾俊雪等<sup>①</sup>基于1994—2005年期间的宏观月度数据,检验了我国货币增长不确定性对宏观经济波动的影响问题,而本文的研究主要采用Kim的模型设定方法,基于我国1980年第1季度至2008年第3季度的季度数据,利用时变参数马尔科夫区制转移模型,以货币增长预测误差度量非预期货币增长,以货币增长预测误差的条件方差度量货币增长的不确定性,进而研究我国货币增长不确定性与经济增长的关系问题。具体而言,我们将产生我国货币增长不确定性的根源区分为货币政策冲击和宏观经济冲击两个层面,同时将表示我国宏观经济运行态势的实际GDP分解为趋势成分和周期性成分。我们不仅可以在实际GDP趋势成分中考虑货币政策冲击和宏观经济冲击导致的货币增长不确定性,以期检验两种货币增长不确定性对我国经济增长的影响,而且还可以在实际GDP周期性成分中考虑非预期货币增长,以期检验非预期货币增长对我国经济稳定性的影响。

2007年下半年以来,随着世界范围内石油价格的剧烈波动和美国次贷危机影响的急剧扩散,最终爆发了全球性金融危机。对于本轮金融危机而言,无论是危机发生的源头、危机影响的受体、危机波及的范围,还是危机影响的程度,都远远超出了人们的预料,这更促使人们需要重新审视和评估现代金融体系运行的安全性问题。此次金融危机不仅致使我国经济乃至世界经济的发展进入了特殊的调整时期,同时也对当代世界经济体系产生了巨大的冲击。虽然目前经济发展已经开始步入“后金融危机时期”,但研究我国货币增长不确定性的基本特征及其与经济增长的关系,有助于分析我国货币供给波动性在本轮金融危机形成、加剧以及蔓延过程中的传导机制,进而发现和甄别我国对金融危机的抵御和防范能力,也有助于政策制定者及时探察经济运行趋势变化,为国家经济风险预警和风险管理提供重要的参照依据。

## 二、货币增长不确定性与经济周期关联机制的计量模型

我们首先介绍本文在经验分析中所采用的计量模型形式以及参数估计和检验过程。

### (一) 时变参数马尔科夫区制转移模型

由于时变参数马尔科夫区制转移模型能够准确地刻画货币增长不确定性在不同波动区间间的相互转换,本文以Kim和Nelson<sup>②</sup>提出的时变参数马尔科夫区制转移状态空间模型为基础,给出度量我国货币增长不确定性的货币增长方程:

$$m_t = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}g_{t-1} + \alpha_{2t}\pi_{t-1} + \alpha_{3t}m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $m_t$ 代表货币增长率, $\varepsilon_t$ 代表扰动项, $g_{t-1}$ 、 $\pi_{t-1}$ 以及 $m_{t-1}$ 分别代表 $t-1$ 期的实际GDP增长率、通货膨胀率以及货币增长率。由于目前我国利率尚未完全市场化,利率水平无法反映实际的市场供求关系,同时也无法反映货币资金的市场价值或实际价值,因此本文没有考虑利率对货币增长率的影响。此外, $\alpha_{it}$  ( $i=0, \dots, 3$ )代表包含截距项并相互独立的时变参数,刻画了不同经济变量对货币增长的影响程度,假设时变参数 $\alpha_{it}$ 遵循如下随机游走过程:

$$\alpha_{it} = \alpha_{it-1} + e_{it}, i = 0, \dots, 3 \quad (2)$$

① 贾俊雪、郭庆旺、曹永刚:《中国货币增长的不确定性及其对宏观经济的影响》,《中国软科学》2006年第11期。

② C. Kim and C. Nelson, *State-Space Models with Regimes Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Application*, Cambridge, Mass: MIT Press, 1999.

其中  $\epsilon_{it}$  代表扰动项。假设方程 (1) 中的扰动项  $\epsilon_t$  以及方程 (2) 中的扰动项  $\epsilon_{it}$  均服从如下正态分布:

$$\begin{aligned} \epsilon_t &\sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_{\epsilon_t}^2), D_t = 1, 2 \\ \epsilon_{it} &\sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_{\epsilon_{it}}^2), i = 0, 1, \dots, 3 \end{aligned} \quad (3)$$

其中  $\sigma_{\epsilon_t}^2$  和  $\sigma_{\epsilon_{it}}^2$  为正态分布方差。不可观测区制状态变量  $D_t$  遵循一阶马尔科夫过程, 区制转移概率可以表示为:

$$\begin{aligned} \Pr(D_t = 1 | D_{t-1} = 1) &= p_{11}, \Pr(D_t = 2 | D_{t-1} = 1) = 1 - p_{11} \\ \Pr(D_t = 2 | D_{t-1} = 2) &= p_{22}, \Pr(D_t = 1 | D_{t-1} = 2) = 1 - p_{22} \end{aligned} \quad (4)$$

在此, 我们假设  $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ , 当区制状态变量  $D_t = 1$  时, 表示我国货币增长不确定性处于“低波动区制”, 而当区制状态变量  $D_t = 2$  时, 表示我国货币增长不确定性处于“高波动区制”。

## (二) 货币增长不确定性的区制状态划分及其成分分解

根据 Kim<sup>①</sup> 的模型设定方法, 结合估计状态空间模型的卡尔曼滤波方法以及估计马尔科夫区制转移模型的 Hamilton 滤波方法, 运用近似滤波方法估计所构建的时变参数马尔科夫区制转移模型。在此, 我们将对数似然函数表示为:

$$LL = \ln [f(m_T, m_{T-1}, \dots | \psi_0)] = \sum_{t=1}^T \ln [f(m_t | \psi_{t-1})] \quad (5)$$

其中  $\psi_{t-1}$  代表到  $t-1$  期为止的所有信息集。货币增长率  $m_t$  的边际密度可以表示为:

$$f(m_t | \psi_{t-1}) = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 f(m_t, D_{t-1} = i, D_t = j | \psi_{t-1}) = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi H_t^{(i,j)}}} \exp \left\{ -\frac{(\eta_{t|t-1}^i)^2}{2H_t^{(i,j)}} \right\} \quad (6)$$

其中  $\eta_{t|t-1}^i$  代表货币增长预测误差,  $H_t^{(i,j)}$  代表区制状态变量  $D_{t-1} = i$  和  $D_t = j$ , ( $i, j = 1, 2$ ) 时, 货币增长预测误差  $\eta_{t|t-1}^i$  的条件方差, 而条件方差  $H_t^{(i,j)}$  的大小就表征了货币增长不确定性的大小。此外, 我们可以将货币增长率  $m_t$  和区制状态变量  $D_{t-1} = i$  和  $D_t = j$  的联合密度表示为:

$$f(m_t, D_t = j, D_{t-1} = i | \psi_{t-1}) = f(m_t | D_t = j, D_{t-1} = i | \psi_{t-1}) \times \Pr [D_t = j, D_{t-1} = i | \psi_{t-1}], i, j = 1, 2 \quad (7)$$

由 (6) 式和 (7) 式可以得到  $D_t$  的条件密度  $\Pr [D_t = j, D_{t-1} = i | \psi_t]$ 。进而, 我们能够获得货币增长不确定性在  $t$  时刻处于状态  $D_t = 1$  或  $D_t = 2$  时, 基于  $t$  期信息集  $\psi_t$  的滤子概率  $\Pr [D_t = i | \psi_t]$ , 以及基于所有样本信息集  $\psi_T$  的平滑概率  $\Pr [D_t = i | \psi_T]$ , 该平滑概率综合了前期所有信息。

根据具体情形, 我们可以将由货币增长预测误差的条件方差 ( $H_t$ ) 度量的货币增长不确定性分解为两部分: 一是政策制定者对货币政策调控机制的逐步完善以及对货币政策适时转变所引发的货币政策冲击层面上的不确定性, 主要体现在货币增长方程中各变量参数具有的时变性特征, 我们用时变参数的条件方差 ( $H_{1t}$ ) 来加以测度,  $H_{1t}$  主要依赖于  $t-1$  期的区制状态变量  $D_{t-1}$ ; 二是由各种宏观经济冲击, 尤其是外部冲击所引发的货币增长不确定性, 具体体现在货币增长方程中随机扰动项的条件方差呈现出的异方差特性, 我们用扰动项的马尔科夫区制转移异方差 ( $H_{2t}$ ) 来加以度量,  $H_{2t}$  主要依赖于  $t$  期的区制状态变量  $D_t$ 。

① C. Kim, "Dynamic Linear Models with Markov-Switching," *Journal of Econometrics*, vol. 60, 1994, pp. 1-22.

基于包含异方差扰动项的时变参数模型, 给定  $D_{t-1}=i, D_t=j, (i, j=1, 2)$ , 我们可以获得货币增长预测误差的条件方差及其方差分解:

$$H_t = H_{1t} + H_{2t} \tag{8}$$

$$H_{1t} = X_{t-1} \left\{ \sum_{i=1}^2 \Pr [D_{t-1} = i | \psi_{t-1}] [P_{t|t-1} + (\alpha_{t|t-1} - \alpha_{t|t-1}^i)(\alpha_{t|t-1} - \alpha_{t|t-1}^i)'] \right\} X_{t-1}' \tag{9}$$

$$H_{2t} = \sum_{j=1}^2 \{ \Pr [D_t = j | \psi_{t-1}] \sigma_j^2 \} \tag{10}$$

其中  $X_{t-1}$  为  $t-1$  期的解释变量向量,  $P_{t|t-1}$  为  $\alpha_{t|t-1}$  的均方差矩阵,  $\alpha_{t|t-1}$  为货币增长方程 (1) 中的时变参数  $\alpha_{it} (i = 0, \dots, 3)$  基于  $t-1$  期信息的估计值, 而且  $\alpha_{t|t-1} = \sum_{i=1}^2 \Pr [D_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \alpha_{t|t-1}^i$ 。

### (三) 我国实际 GDP 的成分分解

参照 Hamilton<sup>①</sup> 的分解方法, 我们将我国实际 GDP 分解为趋势成分和周期性成分:

$$G_t = G_t^T + G_t^C \tag{11}$$

其中  $G_t$  代表实际 GDP 的自然对数值,  $G_t^T$  和  $G_t^C$  分别代表  $G_t$  的趋势成分和周期性成分, 同时, 不可观测成分  $G_t^T$  和  $G_t^C$  相互独立。假设  $G_t^T$  遵循一阶单位根过程:

$$G_t^T = G_{t-1}^T + \gamma_{S_t}, S_t = 1, 2 \tag{12}$$

其中  $\gamma_{S_t}$  代表漂移项, 并假设  $\gamma_1 < \gamma_2$ 。具体而言, 当区制状态变量  $S_t=1$ , 即我国经济处于“低速增长区制”时, 漂移项  $\gamma_{S_t}$  表示实际 GDP 趋势成分增长率的均值为  $\gamma_1$ ; 而当区制状态变量  $S_t=2$ , 即我国经济处于“高速增长区制”时, 漂移项  $\gamma_{S_t}$  表示实际 GDP 趋势成分增长率的均值为  $\gamma_2$ 。因此, 我们可以进一步假设区制状态变量  $S_t$  遵循一阶马尔科夫过程, 其区制转移概率可以表示为:

$$\begin{aligned} \Pr (S_t = 1 | S_{t-1} = 1) &= q_{11}, \Pr (S_t = 2 | S_{t-1} = 1) = 1 - q_{11} \\ \Pr (S_t = 2 | S_{t-1} = 2) &= q_{22}, \Pr (S_t = 1 | S_{t-1} = 2) = 1 - q_{22} \end{aligned} \tag{13}$$

此外, 我们假设  $G_t^C$  遵循一阶自回归过程:

$$G_t^C = \varphi_1 G_{t-1}^C + u_t, u_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2) \tag{14}$$

其中  $\varphi_1$  代表  $t-1$  期实际 GDP 周期性成分的回归系数, 而  $u_t$  代表扰动项。在此, 我们可以利用极大似然估计方法对我国实际 GDP 分解方程进行估计。

### (四) 我国货币增长不确定性与经济增长

在得到我国实际 GDP 分解方程 (11) 的基础上, 我们可以进一步考察我国货币增长不确定性的不同成分对经济增长的影响。假设实际 GDP 趋势成分  $G_t^T$  在遵循一阶单位根过程的同时, 受两类不同货币增长不确定性的影响, 因此, 方程 (12) 可以表示为:

$$G_t^T = G_{t-1}^T + \gamma_{S_t} + \rho_1 H_{1t} + \rho_2 H_{2t}, S_t = 1, 2 \tag{15}$$

其中  $H_{1t}$  和  $H_{2t}$  分别为 (9) 式和 (10) 式所定义的两个条件方差的分解成分, 系数  $\rho_1$  和  $\rho_2$  分别度量了  $H_{1t}$  和  $H_{2t}$  对实际 GDP 趋势成分的影响程度。漂移项  $\gamma_{S_t}$  与在方程 (12) 中所表达的含义相同, 区制状态变量  $S_t$  仍然遵循一阶马尔科夫过程, 其转移概率如 (13) 式所示。

① J. Hamilton, "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, vol. 57, 1989, pp. 357-384.

同时, 我们假设实际 GDP 周期性成分  $G_t^c$  在遵循一阶自回归过程的同时, 受非预期货币增长的影响。因此, 方程 (14) 可以表示为:

$$G_t^c = \varphi_1 G_{t-1}^c + \delta \eta_{t|t-1} + u_t, u_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2) \quad (16)$$

其中  $\eta_{t|t-1} = \sum_{i=1}^2 \Pr [D_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \eta_{t|t-1}^i$  表示货币供给增长的条件预测误差, 度量了非预期货币增长,  $\eta_{t|t-1}$  的系数  $\delta$  度量了非预期货币增长对实际 GDP 周期性成分的影响程度。自回归系数  $\varphi_1$  以及扰动项  $u_t$  与在方程 (14) 中所表达的含义相同。

在此, 我们仍然可以利用极大似然估计方法对货币增长方程和实际 GDP 分解方程进行联合估计, 并且我们假设实际 GDP 分解方程中的扰动项  $u_t$  与货币增长方程中的扰动项  $\epsilon_t$  相互独立。

### 三、我国货币增长不确定性与经济周期关系的经验分析

根据上述给定的模型结构和模型特征, 我们选取货币供给增长率、通货膨胀率以及实际 GDP 增长率的时间序列, 来具体分析我国货币增长不确定性与经济增长两者之间具有的阶段相依性特征。

#### (一) 数据描述

数据的样本区间为 1980 年第 1 季度至 2008 年第 3 季度, 数据来源于《中国统计年鉴》以及中经网统计数据库 (<http://db.cei.gov.cn>)。由于  $M_2$  数据的长度限制, 我们采用  $M_1$  的季度数据度量货币供应量, 并进行了季节性调整。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 年为不变价格的实际值, 此外, 为了获取 1994 年以前的季度数据, 本文参考 Abeyasinghe 和 Gulasekaran<sup>①</sup> 的方法对 1994 年以前的实际年度 GDP 数据进行了季度分解和季节性调整。通货膨胀率数据采用消费者价格指数 (CPI) 变化率来度量, 由于在官方公布的统计资料中只能获取 2001 年以后的季度环比通货膨胀率数据, 而在 2001 年以前只能获得季度同比通货膨胀率数据, 因此, 我们基于 2001 年以后的季度环比通货膨胀率以及 2001 年以前的季度同比通货膨胀率, 以 2000 年为基期得到消费者价格指数, 并进行季节性调整后得到季度环比通货膨胀率。考虑季度环比通货膨胀率数据是为了确保数据满足平稳性要求。

#### (二) 我国货币增长不确定性的状态划分及其成分分解估计结果

我们首先对我国货币增长不确定性的时变参数马尔科夫区制转移模型进行估计, 并得到如表 1 所示的参数估计结果。可以看出, 货币增长不确定性处于“低波动区制”时的维持概率  $p_{11} = 0.9410$ , 而其处于该区制的平均持续期约为 17 个季度 ( $D(D_1) = (1 - p_{11})^{-1} = 1 / (1 - 0.9410) = 16.95$ ); 货币增长不确定性处于“高波动区制”时的维持概率  $p_{22} = 0.9412$ , 而其处于该区制的平均持续期仍然约为 17 个季度 ( $1 / (1 - 0.9412) = 17.0068$ )。这说明, 我国货币增长不确定性处于“低波动区制” ( $D_t = 1$ ) 时的持续性与其处于“高波动区制” ( $D_t = 2$ ) 时的持续性大致相同。此外, 我们注意到, 我国货币增长不确定性处于“低波动区制”时的方差  $\sigma_1 = 1.0813$  明显低于其处于“高波动区制”时的方差  $\sigma_2 = 4.2479$ , 而时变参数方差的估计结果  $\sigma_{\epsilon_0} = 0.6320$ 、 $\sigma_{\epsilon_1} = 0.1485$ 、 $\sigma_{\epsilon_2} = 0.0000$  以及  $\sigma_{\epsilon_3} = 0.0501$  及其显著性水平说明, 相比较, 由截

① T. Abeyasinghe and R. Gulasekaran, “Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation,” *Journal of Forecasting*, vol. 23, 2004, pp. 431-447.

矩项以及  $t-1$  期货币增长率所引起的货币增长不确定性较为显著, 由  $t-1$  期实际 GDP 增长率所引起的货币增长不确定性并不十分显著, 而由  $t-1$  期通货膨胀率所引起的货币增长的不确定性不显著。

表 1 我国货币增长不确定性的 TVP-Markov 模型估计

参数	估计值	标准差	t-值
$p_{11}$	0.9410	0.0495	18.9995
$p_{22}$	0.9412	0.0640	14.7116
$\sigma_1$	1.0813	0.2461	4.3928
$\sigma_2$	4.2479	0.5678	7.4815
$\sigma_{e0}$	0.6320	0.2806	2.2524
$\sigma_{e1}$	0.1485	0.0940	1.5791
$\sigma_{e2}$	0.0000	0.0467	0.0000
$\sigma_{e3}$	0.0501	0.0298	1.6795

在时变参数马尔科夫区制转移模型参数估计的基础上, 我们可以进一步推导出区制状态变量  $D_t$  在样本区间内离散取值的平滑概率。图 1 和图 2 分别描述了我国货币增长不确定性处于“低波动区制” ( $D_t=1$ ) 和“高波动区制” ( $D_t=2$ ) 时的平滑概率, 该概率值越大, 货币增长不确定性处于相应区制的可能性也就越大, 当概率  $\Pr [D_t = j | \psi_t] > 0.5$ ,  $j=1, 2$  时, 则认为经济处于  $j$  区制 ( $j=1, 2$ )。

由图 1 和图 2 可以直观地看出, 在 1981 年第 1 季度至 1982 年第 4 季度、1998 年第 1 季度至 2008 年第 3 季度的总计 43 个季度期间, 我国货币增长不确定性处于“低波动区制”, 而在 1980 年第 1 季度至第 4 季度、1983 年第 1 季度至 1997 年第 4 季度的总计 64 个季度的时间内, 我国货币增长不确定性处于“高波动区制”。从平滑概率值的时间变动轨迹可以看出, 在 1998 年以前的时间内, 平滑概率的稳定性相对较弱, 而自 1998 年起, 处于“低波动区制”的平滑概率值具有很高的稳定性。

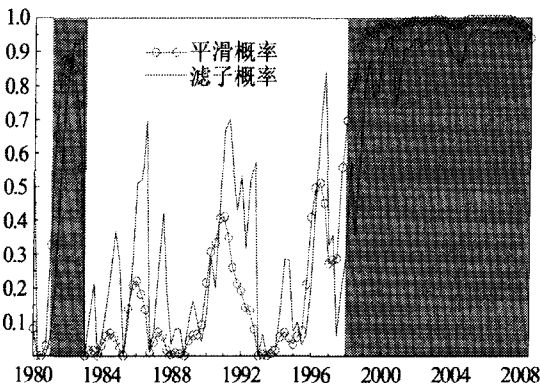


图 1 1980—2008 年我国货币增长不确定性的“低波动区制” ( $D_t=1$ )

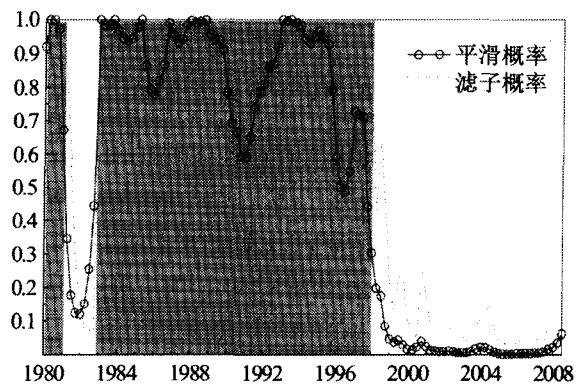


图 2 1980—2008 年我国货币增长不确定性的“高波动区制” ( $D_t=2$ )

图 3 描绘出我国货币增长不确定性及其成分分解结果。可以看出, 我国货币增长不确定性的剧烈时期主要集中在 1980 年第 1 季度至 1997 年第 4 季度期间, 并在 1993 年第 2 季度达到最大值。而自 1998 年以来, 我国货币增长不确定性明显减弱, 尤其步入 2000 年以后, 一直维持在

相对较低的水平, 这些特性与我们上文的分析结论相一致。就我国货币增长不确定性的具体构成而言, 由宏观经济冲击所引发的货币增长不确定性 ( $H_{2t}$ ) 占有较大的比重, 其在“高波动区制” ( $D_t=2$ ) 的均值为 18.045 ( $\sigma_2^2=4.248^2$ , 见表 1), 而在“低波动区制” ( $D_t=1$ ) 时的均值为 1.169 ( $\sigma_1^2=1.081^2$ , 见表 1); 由货币政策冲击所引发的不确定性 ( $H_{1t}$ ) 所占比重较小, 仅在 1983 年第 4 季度至 1989 年第 2 季度以及 1993 年第 1 季度至 1994 年第 1 季度期间出现了一定程度的增大, 并在 1986 年第 2 季度以及 1993 年第 2 季度的短暂时间内超过了  $H_{2t}$ 。上述结果表明, 我国货币增长不确定性主要来源于宏观经济冲击所引发的不确定性, 仅在极为短暂的个别时期由货币政策冲击所引发的不确定性成为我国货币增长不确定性的主要根源。

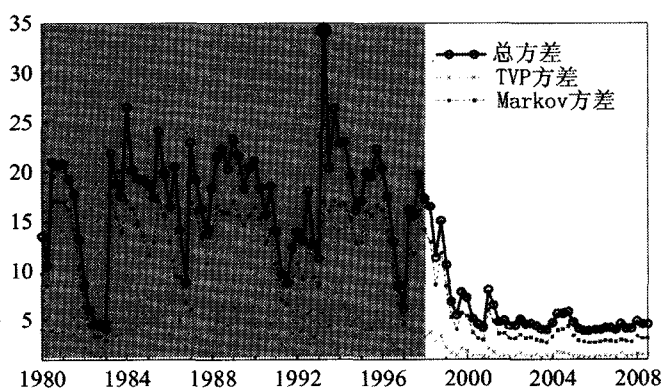


图 3 1980—2008 年我国货币增长不确定性及其成分分解

上述计量结果与我国经济发展过程基本相符。中国人民银行于 1980 年进行了汇率改革, 在 1985—1988 年期间, 面对我国由投资、消费过热而引发的通货膨胀形势, 政府及时采取“控制总量、调整结构”以及直接调控与间接调控相结合的紧缩性货币政策, 由此导致货币供应量紧缩; 自 1993 年起, 我国出现一轮房地产热和股票投机热, “泡沫经济”影响逐渐显露, 并于 1994 年前后出现了经济的相对过热, 此时政府实施了适度从紧的货币政策, 又一次出现了基础货币和信用总量的紧缩; 1997 年出现了亚洲金融危机, 导致我国周边国家的货币大幅贬值、局部地区和国家的金融市场动荡不定, 我国从自身实际情况和国际形势的要求出发, 再度实行了人民币汇率稳定政策。正是上述货币政策及其调控机制的频繁变化以及宏观经济的剧烈波动, 导致 1998 年以前我国频繁出现了较强的货币增长不确定性。而自 1998 年起, 央行逐步建立并完善了以基础货币为操作目标、货币供应量为效果目标的中介目标体系, 货币政策总体呈现出相对稳定的态势。同时, 中央政府抵御重大外部冲击的能力也明显增强, 无论是面对破坏物质积累的洪水、雪灾、干旱、地震等各种自然灾害, 还是针对耗损金融市场效率的金融危机, 我国政府都能够在确保我国货币增长长期处于“低不确定性、稳健状态”的同时, 促使我国经济安然度过这些非常时期。因此, 影响我国货币增长不确定性的主要因素在于宏观经济剧烈波动的冲击效应以及货币政策的相机选择与适时变更。

### (三) 我国实际 GDP 的成分分解结果

表 2 给出了我国实际 GDP 分解方程的估计结果。从中可以看出, 各参数估计值及其统计量均合理而显著。实际 GDP 周期性成分的自回归系数  $\varphi_1=0.9718$  说明, 实际 GDP 周期性成分受其前一期的影响极其显著, 且保证了自回归过程的平稳性。当经济低速增长 ( $S_t=1$ ) 时, 实际



GDP 趋势成分的漂移均值为  $\gamma_1 = 1.7900$ ；而当经济高速增长 ( $S_t = 2$ ) 时，实际 GDP 趋势成分的漂移均值为  $\gamma_2 = 2.7607$ 。此外，我国实际 GDP 处于“低速增长区制” ( $S_t = 1$ ) 时的维持概率  $q_{11} = 0.9252$ ，处于“高速增长区制” ( $S_t = 2$ ) 时的维持概率  $q_{22} = 0.9341$ ，由此可知“低速增长区制”和“高速增长区制”的平均持续期分别为 13.37 个季度 ( $1 / (1 - 0.9252)$ ) 和 15.18 个季度 ( $1 / (1 - 0.9341)$ )，这表明我国经济“低速增长”的持续性略低于“高速增长”的持续性。

表 2 我国实际 GDP 分解方程的估计

参数	估计值	标准差	t-值
$q_{11}$	0.9252	0.0504	18.3604
$q_{22}$	0.9341	0.0468	19.9416
$\gamma_1$	1.7900	0.1806	9.9097
$\gamma_2$	2.7607	0.1481	18.6390
$\varphi_1$	0.9718	0.0425	22.8396
$\sigma$	0.9031	0.0654	13.8186
$T_0$	815.9800	0.9806	832.1614

注：表中参数  $T_0$  表示状态空间模型趋势成分的初始状态值。

图 4 和图 5 分别给出了我国实际 GDP 及其趋势成分和周期性成分的时间变化轨迹。从中可以看出，实际 GDP 的趋势成分与真实路径极其相似，而周期性成分则体现出明显的周期变化态势，而且步入 2000 年后出现了扩张性阶段延长的态势。由于受到 2007 年的金融危机影响，从 2008 年开始进入了周期的收缩阶段。

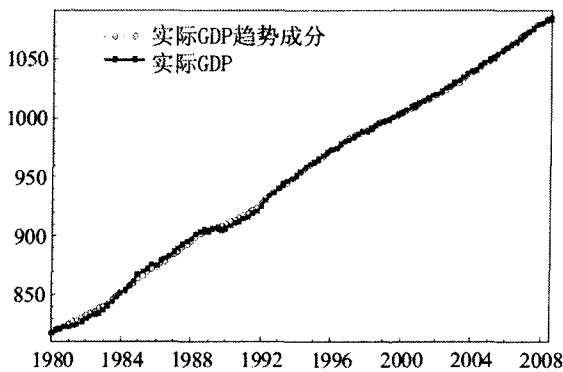


图 4 1980—2008 年我国实际 GDP 及其趋势成分



图 5 1980—2008 年我国实际 GDP 周期性成分

在模型参数估计的基础上，可以进一步推导出区制状态变量  $S_t$  在样本区间内离散取值的平滑概率。图 6 和图 7 分别描述了我国实际 GDP 处于“低速增长区制” ( $S_t = 1$ ) 和“高速增长区制” ( $S_t = 2$ ) 时的平滑概率。我们可以看出，在 1980 年第 1 季度至 1982 年第 4 季度、1988 年第 3 季度至 1991 年第 1 季度以及 1996 年第 4 季度至 2002 年第 2 季度期间，我国经济处于“低速增长区制”，而在 1983 年第 1 季度至 1988 年第 2 季度、1991 年第 2 季度至 1996 年第 3 季度以及 2002 年第 3 季度至今的时间内，我国经济处于“高速增长区制”。上述结果与刘恒和陈述云、<sup>①</sup>

<sup>①</sup> 刘恒、陈述云：《中国经济周期波动的新态势》，《管理世界》2003 年第 3 期。

刘金全和刘志刚<sup>①</sup>以及刘树成等<sup>②</sup>关于我国经济周期的研究结果基本一致。由此可见，我们上述对我国实际 GDP 所进行的成分分解较好地刻画及度量了我国经济周期的阶段性及经济增长的趋势。

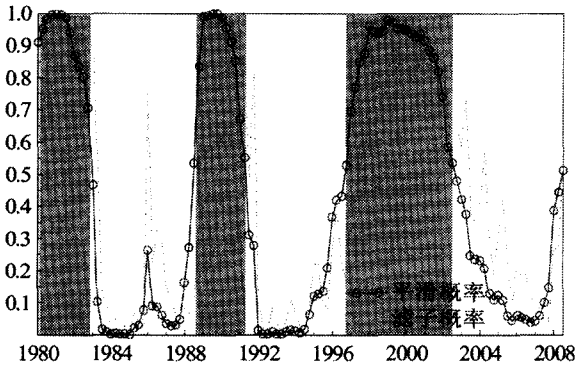


图 6 1980—2008 年我国实际 GDP 的“低速增长区制” ( $S_t=1$ )

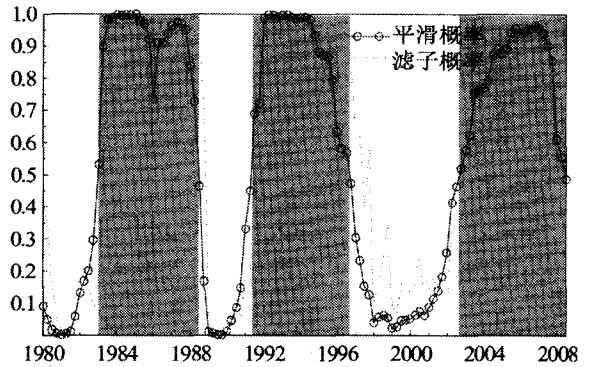


图 7 1980—2008 年我国实际 GDP 的“高速增长区制” ( $S_t=2$ )

(四) 我国货币增长不确定性与经济增长关系检验

为了检验货币增长不确定性对经济增长率的影响，我们继续估计相关方程，并在表 3 给出了具体的估计结果。其中 (a) 部分是同时考虑时变参数的条件方差 ( $H_{1t}$ ) 以及马尔科夫区制转移异方差 ( $H_{2t}$ ) 的估计结果，(b) 部分是仅考虑条件方差 ( $H_{1t}$ ) 的估计结果，(c) 部分是仅考虑异方差 ( $H_{2t}$ ) 时的估计结果。

表 3 我国货币增长不确定性与实际 GDP 分解方程的估计

参数	(a)同时包含 $H_{1t}$ 和 $H_{2t}$ 的分解方程			(b) 仅包含 $H_{1t}$ 时的分解方程			(c) 仅包含 $H_{2t}$ 时的分解方程		
	估计值	标准差	t-值	估计值	标准差	t-值	估计值	标准差	t-值
$q_{11}$	0.9623	0.0221	43.602	0.8040	0.1283	6.2669	0.9630	0.0217	44.340
$q_{22}$	0.8958	0.0542	16.520	0.9680	0.0197	49.128	0.8969	0.0538	16.681
$\gamma_1$	2.4804	0.0947	26.195	0.0312	0.3335	0.0934	2.5987	0.0819	31.713
$\gamma_2$	4.1671	0.2542	16.395	2.0266	0.1302	15.566	4.4350	0.2365	18.752
$\varphi_1$	0.8970	0.0567	15.811	0.9908	0.0147	67.375	0.8729	0.0587	14.866
$\sigma$	0.7381	0.0513	14.400	0.7946	0.0599	13.276	0.7655	0.0529	14.477
$\rho_1$	0.1678	0.0532	3.155	0.1624	0.0366	4.4308	—	—	—
$\rho_2$	-0.1261	0.0176	-7.156	—	—	—	-0.0851	0.0125	-6.8116
$\delta$	0.0200	0.0205	0.973	0.0437	0.0234	1.8686	0.0169	0.0210	0.8022
$T_0$	816.04	0.7180	1136.6	817.215	1.0084	810.4347	815.98	0.7133	1143.87

注：表中参数  $T_0$  表示状态空间模型趋势成分的初始状态值。

综合 (a)、(b) 和 (c) 三种情况，我们可以看出，实际 GDP 周期性成分的自回归系数  $\varphi_1$  的估计结果说明，实际 GDP 周期性成分受其前期的影响十分显著，这说明实际产出具有持续性

① 刘金全、刘志刚：《我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析》，《经济研究》2005 年第 3 期。  
 ② 刘树成、张晓晶、张平：《实现经济周期波动在适度高位的平滑化》，《经济研究》2005 年第 11 期。

特征。值得注意的是,虽然此时的维持概率  $q_{11}$ 、 $q_{22}$  和漂移均值  $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$  的估计结果仍然显著,但在数值上与表 2 的结果出现了一定程度的差异。由于在 (a) 和 (c) 两种情形下参数  $\delta$  的估计不显著,这说明非预期货币政策对我国宏观经济稳定性(由  $G_t^c$  度量)所产生的冲击影响相对较弱,这意味着货币政策的规则性成分仍然占据主导地位。时变参数条件方差 ( $H_{1t}$ ) 系数  $\rho_1$  的估计结果表明,由货币政策冲击所引发的货币增长不确定性能够显著地促进我国经济增长(由  $G_t^T$  表示);马尔科夫区制转移异方差 ( $H_{2t}$ ) 系数  $\rho_2$  的估计结果表明,由宏观经济冲击所引发的货币增长不确定性对我国经济增长产生显著的抑制效果。其原因在于,我国货币政策冲击所引发的货币增长不确定性是货币政策调控机制以及货币政策变化的直接反映,而货币政策调控机制的日臻完善以及货币政策的适时转变显然有助于推动我国经济的持续稳定增长,而宏观经济冲击尤其是外来冲击所引发的货币增长不确定性,无疑加剧了经济主体对未来预期的不确定性,从而遏制了我国宏观经济的平稳持续增长。

当引入我国货币增长不确定性的两种主要因素后,图 8 和图 9 分别给出了我国实际 GDP 趋势成分和周期性成分的时间轨迹。此时的分解结果与图 4 和图 5 类似,趋势成分与实际 GDP 的时间路径基本吻合,但此时周期性成分刻画得更为清晰,周期分界更为明显,也揭示出 2008 年后经济开始收缩的迹象。利用货币增长不确定性作为经济周期分解的辅助工具所产生的效果,说明货币政策操作在形成经济周期过程中起到了重要作用,我国经济运行中存在“货币周期”与“经济周期”之间的交互作用。

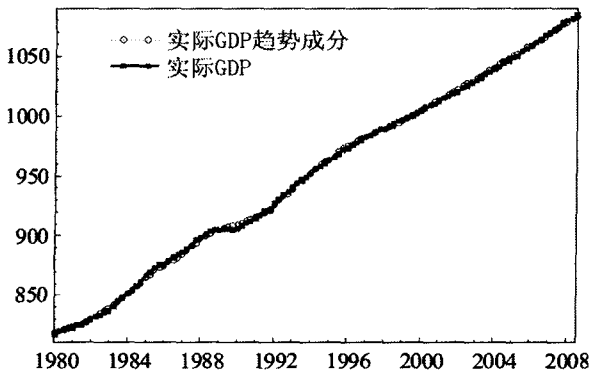


图 8 1980—2008 年我国实际 GDP 及其趋势成分

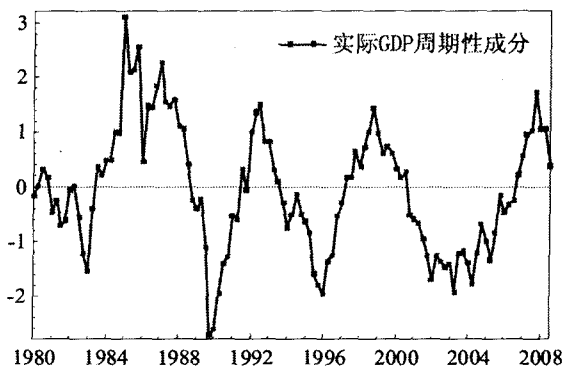


图 9 1980—2008 年我国实际 GDP 周期性成分

引入货币增长不确定性的两种因素后,可以继续估计实际 GDP 的分解方程,并得到区制状态变量  $S_t$  在样本区间内的平滑概率。图 10 和图 11 分别描述了我国实际 GDP 处于“低速增长区制”( $S_t=1$ )和“高速增长区制”( $S_t=2$ )时的平滑概率。从中可以看出,在 1980 年第 1 季度至 1982 年第 4 季度、1986 年第 1 季度至第 3 季度、1988 年第 2 季度至 1991 年第 3 季度以及 1996 年第 1 季度至今的期间,我国经济处于“低速增长区制”;而在 1983 年第 1 季度至 1985 年第 4 季度、1986 年第 4 季度至 1988 年第 1 季度以及 1991 年第 4 季度至 1995 年第 4 季度的期间,我国经济处于“高速增长区制”。将图 10 和图 11 与图 6 和图 7 相比较,可以看出,引入货币增长不确定性的影响后,我国经济周期阶段性划分出现了显著的变化。具体来说,在 2000 年以前的时间内,平滑概率值的时间轨迹大致相同,这说明此前货币增长的不确定性没有产生显著效果。但是自 2003 年以来,我国实际 GDP 由图 7 所示的“高速增长区制”转变为图 10 所示的“低速增长区制”,这并未改变这个阶段中国经济仍然处于快速增长的事实,只是从经验角度说

明货币增长不确定性对经济周期成分分解所起到的独特作用和“长期效果”。这说明由宏观经济冲击所引发的货币增长不确定性能够显著地抑制经济增长,在此期间内为了熨平经济周期波动和抵御金融危机所采取的相机选择性货币政策对经济增长在长期内具有一定的负面影响。

上述经验发现提示我们,需要对归属宏观经济冲击范畴中的本轮金融危机所引致的货币供给波动性给予高度重视。此次金融危机发生后,我国经济增长内生化的趋势受到了强烈的外部冲击,从而导致我国经济周期波动轨迹发生了显著改变。因此,我们采取必要的货币政策应对金融危机的影响,同时也需要审慎考虑过度政策干预导致宏观冲击对经济增长的长期抑制作用,将货币供给波动性和不确定性作为国家风险预警和国家风险管理的重要目标,建立经济周期波动与货币市场波动之间的有机关联。在金融进入“后金融危机时期”,应尽量降低货币政策的相机选择成分,尽快恢复经济增长率、通货膨胀率和货币供给增长率等主要经济指标的合理预期,通过建立宏观经济调控体系、经济政策传导机制、国家经济结构调整、金融市场与产品市场协调发展、国家之间经济调控行动等行为的内在和谐性,来保持目前经济的稳定回升趋势,并促进经济长期稳定增长。

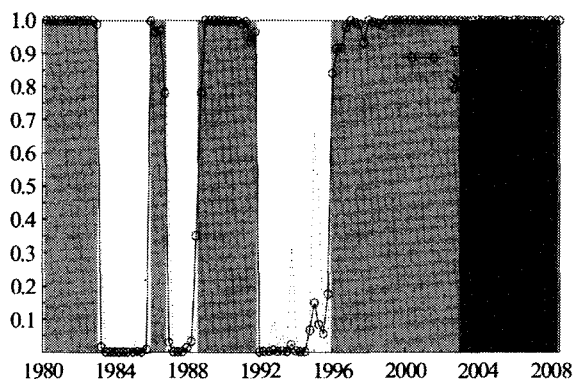


图 10 1980—2008 年我国实际 GDP 的  
“低速增长区制” ( $S_t = 1$ )

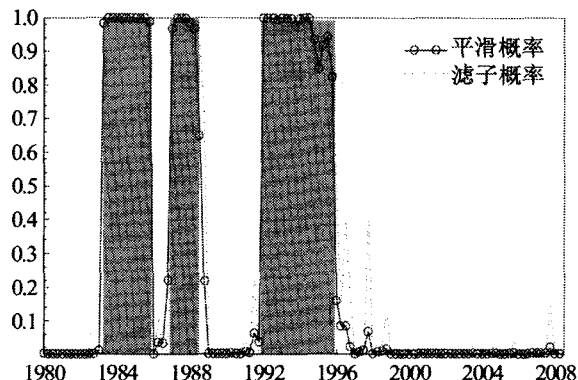


图 11 1980—2008 年我国实际 GDP 的  
“高速增长区制” ( $S_t = 2$ )

#### 四、基本结论与经济政策启示

通过甄别我国货币增长不确定性的来源,同时将实际产出的趋势成分和周期性成分进行分离,我们度量 and 检验了货币增长不确定性对我国经济周期波动的影响,获得了如下重要结论。

首先,我们认为,1998 年是我国货币增长不确定性强弱表现的“分水岭”。在此之前,货币增长不确定性比较剧烈,而自 1998 年起,货币增长不确定性明显减弱,尤其是步入 2000 年以后,货币增长不确定性一直维持在相对较低的水平,这既反映出此阶段我国经济增长持续性和稳定性的双重提高,也意味着我国经济正蕴含着维系经济平稳持续增长的坚实基础和潜在实力。由此可见,我国经济 1998—2007 年间的平稳运行,宏观经济调控措施得当、货币政策规则性强及需求管理有效都起到了重要作用。

其次,我们发现大多数时期我国货币增长不确定性主要来源于宏观经济冲击所引发的不确定性,仅在个别时期是由中央银行的主动操作所引发的,这说明我国货币政策的制定和操作已经具备了一定的内生属性,中央银行在根据经济运行趋势审慎地进行货币政策工具的选择和操

作。近年来国际经济运行环境中的不确定性因素增多,而且诱发了强烈的外部冲击。由于开放经济和金融全球化程度加深,国际金融风险转移、金融投机攻击和金融危机传染的可能性显著提高。除了金融危机以外,石油和大宗商品价格的急剧波动和各类重大自然灾害频繁突现等重大外部冲击也对我国经济政策的制定和实施带来了困难,这也是我国目前货币增长不确定性加剧的重要原因。

第三,我们发现“非预期货币政策”冲击对我国宏观经济稳定性的影响比较微弱,但是存在对经济增长的抑制效应,而“规则性货币政策”冲击对经济增长产生了显著的促进作用。一般情形下,“非预期货币政策”是应对宏观经济冲击所相应产生的短期行为,而“规则性货币政策”则是针对长期增长目标所采取的货币政策操作。自2003年以来,由宏观经济冲击层面所引发的货币增长不确定性显著提高,出现了大量的“非预期货币政策”冲击,虽然短期内起到了抵御金融危机影响的作用,但是在长期内将对经济稳定增长起到消极影响,这就要求我国货币政策操作尽快脱离“紧缩”和“扩张”之间轮回的状态,尽快恢复货币政策应有的持续性和稳健性。

需要注意的是,虽然全球经济运行已经进入了“后金融危机时期”,但我国经济运行环境中的不确定性因素仍然很多,产品市场、房地产市场、劳动力市场、货币市场和股票市场的波动程度加剧,通货膨胀预期提高,产业结构调整 and 区域经济协调发展等宏观经济管理任务十分艰巨。由金融危机诱发的“总需求冲击”尚未消退,而石油和大宗商品价格急剧波动、地震等自然灾害等形成的“总供给冲击”仍然强劲,这就意味着当前经济运行受到了供给面和需求面的双重冲击与干扰,这是以前很少遇到的特殊情形。为此,我们需要采取“总需求管理”和“总供给管理”并重的双重管理策略,不仅要在投资源头促进有效供给的形成,而且要在产业结构和市场结构调整中融入供给管理目标,同时积极促进“刺激需求”和“培育需求”向“管理需求”层面的转变。在供给管理和需求管理兼顾、产业结构平衡和区域经济协调、价格稳定和产出稳定并重的前提下,制定与市场经济建设进程相匹配、与我国现阶段市场特征相吻合、与开放经济条件下国际金融风险管理相统一的宏观经济调控机制。只有这样,我们才能够顺利实施规则性和稳健性的货币政策,有效降低“非预期货币政策冲击”对经济增长的负面影响,降低货币增长不确定性所诱发的经济波动,促使我国经济在“后金融危机时期”实现又好又快发展,为制定和实施“十二五”规划提供良好的条件和基础。

〔责任编辑:钱永中〕