

中美两国货币增长不确定性与经济周期联动机制的差异性分析*

隋建利 刘金全

内容摘要：本文基于时变参数马尔科夫阶段变迁模型，通过甄别中美两国货币增长不确定性与经济周期联动机制的差异性，发现中国（美国）货币增长不确定性处于“低波动状态”的持续性弱于（强于）其处于“高波动状态”的持续性，非预期货币政策对宏观经济稳定性产生微弱（显著）的冲击影响，由货币政策冲击引发的货币增长不确定性能够促进（阻碍）宏观经济增长，而由宏观经济冲击引发的货币增长不确定性能够抑制（微弱推动）宏观经济增长；与美国相比较，中国货币增长不确定性总体更为剧烈，其处在“低波动阶段”时的持续性更弱而处在“高波动阶段”时的持续性更强；中国货币增长不确定性主要由宏观经济冲击所引致，而在美国宏观经济冲击以及货币政策冲击共同产生货币增长不确定性，此外在美国货币增长不确定性较高的时期，货币政策冲击所引发的货币增长不确定性占主导地位。

关键词：金融危机 货币增长不确定性 经济周期 时变参数马尔科夫阶段变迁模型
中图分类号：F831 **文献标识码：**A

引言

2010年以来，虽然全球经济逐渐步入“后金融危机时期”，但是世界范围内的石油和有色金属等大宗商品价格依旧继续出现剧烈波动态势，各种市场仍然体现出整体低迷走势，虽然世界经济运行几次出现复苏迹象，但是随着欧洲主权债务危机等金融危机后继表现形式的出现，世界经济二次探底的可能性显著加剧。因此如何在“后金融危机时期”把握机遇和寻求有效和安全的宏观经济调控模式，是涉及到保

持我国经济稳定发展和实现“十二五”规划、2020年中长期发展规划的重大战略决策问题。随着我国2010年季度经济增速回升至10%以上的高位情景出现，这不仅意味着我国经济将在全球范围内率先走出金融危机后的增长行情，同时也预示着我国经济发展态势、经济周期波动和宏观经济调控也开始逐渐进入新一轮调整期和修复期。此时新经济周期的各种“均态水平”有所下移，各种名义波动率和实际波动率有所上升，经济政策期限结构面临调整压力，产业结构调整和经济方式转变迫在眉睫；面对内外部经济环境更强的不确定性，宏观经

作者简介：隋建利，经济学博士，吉林大学商学院讲师；刘金全，经济学博士，教育部长江学者特聘教授，吉林大学商学院院长、教授、博士生导师。

* 基金项目：国家自然科学基金项目“非线性随机波动模型估计方法及应用研究”（批准号：70971055）；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”（批准号：71001087）；国家社科基金重大项目“‘十二五’期间我国经济周期波动态势与宏观经济调控模式研究”（批准号：10ZD&006）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“我国经济周期波动态势与宏观经济总量内在关联机制的动态计量研究”（08JJD790133）；吉林大学科学前沿与交叉学科创新项目“后金融危机时期我国经济周期波动态势与宏观调控模式研究”（2010JC026）。

济调控的规则性将有所加强，经济政策执行的相机选择性将有所降低，宏观调控目标将会出现多元化取向，宏观经济调控的过程将更为复杂。

Lucas (1973) and Barro (1976) 等学者从理论研究的角度出发，认为名义不确定性的剧烈波动能够扭曲经济主体的合理预期、阻碍经济决策的推陈出新，进而引致愈加剧烈的宏观经济波动，并最终抑制宏观经济增长的效率。此外 Caballero (1991) 的理论研究指出，计量模型的具体设定形式能够在一定程度上影响和制约对名义不确定性与宏观经济运行之间相关关系的分析。在众多致力于描述和检验名义不确定性与宏观经济运行之间关系的实证研究中，Lee and Ni (1995) 运用状态相依条件异方差模型、Grier 等 (2006) 利用 GARCH-M 模型的研究结果均表明，名义不确定性对实际产出具有显著的负向影响；然而 Bayoumi and Sgherri (2004) 基于时变参数 GARCH 模型的实证研究认为，名义不确定性的剧烈波动能够直接引致实际产出的高不稳定性波动。然而鉴于现实经济运行的复杂性和多变性，在基于不同计量模型具体测度某经济变量的不确定性特征时，势必需要充分考虑影响所研究经济变量的其他经济变量当期所具有的不确定性特征，同时还要充分衡量未来外部随机冲击等诸多影响因素 (Harrison and Stevens, 1976)。基于上述考虑，Kim and Nelson (1989) 为了刻画影响货币增长不确定性的其他各经济变量所具有的潜在时变参数特征，试图利用时变参数模型以期测度货币增长方程中各个时变参数所具有的条件方差，随后 Evans and Wachtel (1993) 进一步证明了利用马尔科夫变迁模型测度名义不确定性的优势所在。在上述研究的基础上，Kim and Nelson (1999) 考虑将货币增长方程中随机扰动项所具有的异方差性特征由马尔科夫阶段变迁异方差来测度，进而通过构建时变参数马尔科夫阶段变迁模型来系统检验和分析货币增长不确定性对宏观经济运行过程的具体影响。我们注意到，在目前的国内相关学术研究领域中，鲜有学者对中国的名义不确定性与宏观经济运行关系进行研究，更少有学者对中外不同国家

的名义不确定性与宏观经济运行关系进行对比研究，仅有贾俊雪等 (2006) 以及刘金全和隋建利 (2010) 从不同层面出发检验了中国货币增长不确定性对宏观经济运行的影响问题。

得益于 Akin and Kose (2008)、Fidrmuc and Korhonen (2009) 以及李成等 (2010) 等针对金融危机中不同国家经济形态的对比研究启发，本文借鉴 Kim and Nelson (1999) 提出的时变参数马尔科夫阶段变迁模型，基于 1980 年第一季度至 2010 年第二季度期间的中美两国季度数据，将非预期货币增长通过货币增长预测误差来度量，将货币增长不确定性通过货币增长预测误差的条件方差来度量，以期描述和刻画中美两国货币增长不确定性的根源以及阶段相依性特征，同时识别和判断中美两国货币增长不确定性与经济周期联动机制的差异性特征，从而甄别和比较我国在防范和抵御外部冲击的过程中所采取的应对手段和控制举措，进而寻求和探索在“后金融危机时期”及时抵御和化解外来风险的着重点以及国家经济风险预警和风险管理的参照依据，提出和构建具有“长期效应”和“规则性导向”的有效宏观经济调控政策，最终构筑和奠定建设和谐社会的雄厚物质基础、确保和维系我国经济长期快速稳定健康运行。

一、时变参数马尔科夫阶段变迁模型的构建

我们分别选取中国和美国 1980 年第一季度至 2010 年第二季度期间货币供给增长率、通货膨胀率以及实际 GDP 增长率的季度时间序列数据进行测度。对于中国数据而言，鉴于官方公布的 M_2 季度数据长度较短，因此本文采用 M_1 季度数据来衡量货币供应量，在进行季节性调整后计算其增长率序列；为了得到实际 GDP 数据，本文不仅基于官方公布的 GDP 累计增长率数据以 2000 年为不变价重新计算出 1994 年以来的实际值，而且参考陈浪南和刘宏伟 (2007) 以及 Abeyasinghe and Gulasekaran (2004) 的思想对中国 1994 年以前的实际年度 GDP 数据进行了季度分解，同样在进行季节性调整后计算出实际

GDP 增长率；本文利用消费者价格指数 (CPI) 变化率来度量通货膨胀率，即以 2000 年为基期，基于官方公布的 2001 年以前的季度同比通货膨胀率数据和 2001 年以后的季度环比通货膨胀率数据计算获得消费者价格指数，并再次进行季节性调整后得到季度环比通货膨胀率。美国相关经济数据的选取和处理过程与中国相类似，在此不加以赘述。文中所有数据来源于《中国统计年鉴》、《中国人民银行统计季报》、中经网统计数据库 (<http://db.cei.gov.cn>) 以及美国统计局数据库 (<http://www.census.gov>)。

为了准确描述和刻画货币增长不确定性在“低波动阶段”与“高波动阶段”之间相互变迁的行为特征，在此我们基于 Kim and Nelson (1999) 提出的时变参数马尔科夫阶段变迁状态空间模型，并结合宏观经济的实际运行情况，构建度量货币增长不确定性的货币增长方程：

$$m_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， m_t 表示货币供给增长率， g_{t-1} 、 π_{t-1} 和 m_{t-1} 分别表示 $t-1$ 期的实际 GDP 增长率、通货膨胀率和货币供给增长率，而 ε_t 表示扰动项。我们假设涵括截距项并相互独立的时变参数 α_{it} ($i=0, \dots, 3$) 服从如下形式的随机游走过程：

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

其中， e_{it} 表示扰动项。在此我们进一步假设方程 (1) 和方程 (2) 中的扰动项 ε_t 和 e_{it} 分别服从如下形式的正态分布：

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

其中， $\sigma_{D_t}^2$ 和 σ_{ei}^2 为正态分布方差。同时，我们假设决定方差 $\sigma_{D_t}^2$ 处于各异阶段的阶段状态变量 D_t 服从一阶马尔科夫过程，我们将该阶段变迁概率具体表示为：

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

$$\Pr(D_t=2|D_{t-1}=2) = p_{22}, \quad \Pr(D_t=1|D_{t-1}=2) = 1-p_{22}$$

在此，我们假设 $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ ，当 $D_t=1$ 时，意味着货币增长不确定性处于“低波动阶段”当中，而 $D_t=2$ 时，意味着货币增长不确定性处在“高波动阶段”。

二、中美两国货币增长不确定性的阶段状态划分

我们将分别将马尔科夫阶段变迁模型和状态空间模型的 Hamilton 滤波方法与 Kalman 滤波方法相结合，进而运用近似滤波 (approximate filter) 方法估计本文所构建的时变参数马尔科夫阶段变迁模型，并最终获得如表 1 所示的中美两国货币增长不确定性时变参数马尔科夫阶段变迁模型参数估计结果。可以看出，中美两国的时变参数方差估计结果 σ_{e0} 、 σ_{e1} 、 σ_{e2} 和 σ_{e3} 说明，除了基于中国数据而计算得到的 $t-1$ 期通货膨胀率所引发的货币增长不确定性不显著以外，其他估计结果均合理而显著。此外，中国货币增长不确定性处于“低波动阶段” ($D_t=1$) 时的维持概率 $p_{11}=0.9178$ ，处于“高波动阶段” ($D_t=2$) 时的维持概率 $p_{22}=0.8772$ ；相对应地，处于“低波动阶段”时的平均持续期约为 12 个季度 ($D(D_t) = (1-p_{ii})^{-1} = 1/(1-0.9178) = 12.1655$)，处于“高波动阶段”时的平均持续期为 14 个季度 ($1/(1-0.9294)$)。美国货币增长不确定性处于“低波动阶段”时的维持概率，处于“高波动阶段”时的维持概率；相对应地，处于“低波动阶段”时的平均持续期约为 16 个季度 ($1/(1-0.9364)$)，处于“高波动阶段”时的平均持续期为 8 个季度 ($1/(1-0.8772)$)。通过对比我们惊奇地发现，一方面，中国货币增长不确定性处于“低波动阶段”时的持续性略弱于其处于“高波动阶段”时的持续性，而美国货币增长不确定性处于“低波动阶段”时的持续性显著强于

对我国而言，由于中央银行所管制的名义利率目前尚未完全市场化，从而使得名义利率无法可靠而准确地反映持有货币所具有的机会成本，因此本文没有考虑名义利率因素对货币增长率的影响 (贾俊雪等，2006)。此外，考虑到我国货币政策实施的一个重要目标是促进宏观经济的健康稳定增长，同时，鉴于在短期内货币供给增长率与实际产出之间存在着紧密联系 (Wlask, 2003)，因此本文充分考虑了实际产出增长率对货币供给增长率的影响。这意味着短期内实际产出对货币增长具有正向影响。贾俊雪等 (2006)、陆军和舒元 (2002) 在其研究中也考虑了类似的影响关系。

其处于“高波动阶段”时的持续性；另一方面，尽管中国货币增长不确定性处于“低波动阶段”时的方差 $\sigma_1=1.1784$ 显著低于其处于“高波动阶段”时的方差 $\sigma_2=4.3312$ ，而美国货币增长不确定性处于“低波动阶段”时的方差 $\sigma_1=0.6642$ 仍然明显低于其处于“高波动阶段”时的方差 $\sigma_2=1.9738$ ，但是值得我们深思的是，与中国相比较，无论美国“低波动阶段”时的方差 σ_1 抑或“高波动阶段”时的方差 σ_2 都明显更小。

表 1 货币增长不确定性的时变参数马尔科夫阶段变迁模型估计

参数	中国		美国	
	估计值	t-值	估计值	t-值
p_{11}	0.9178 (0.0519)	17.677	0.9364 (0.0430)	21.754
p_{22}	0.9294 (0.0655)	14.193	0.8772 (0.0976)	8.9856
σ_1	1.1784 (0.2522)	4.6721	0.6642 (0.1496)	4.4402
σ_2	4.3312 (0.5429)	7.9779	1.9738 (0.3547)	5.5647
σ_{e0}	0.5425 (0.2787)	1.9468	1.2665 (0.1324)	9.5678
σ_{e1}	0.1138 (0.1092)	1.6418	0.0953 (0.0305)	3.1206
σ_{e2}	0.0001 (0.0499)	0.0001	0.2351 (0.0476)	4.9389
σ_{e3}	0.0592 (0.0379)	1.5595	0.1097 (0.0231)	4.7585

注：（）中数值为与参数估计值相对应的标准差。

我们基于时变参数马尔科夫阶段变迁模型中各个参数的具体估计结果，能够进一步计算阶段状态变量 D_t 在所研究总体样本区间内离散取值的平滑概率。图 1、图 2 以及图 3、图 4 分别清晰地刻画出中美两国货币增长不确定性处于“低波动阶段” ($D_t=1$) 以及“高波动阶段” ($D_t=2$) 时的平滑概率。一般而言，当阶段状态变量 D_t 的概率 $\Pr [D_t=j|\psi_t] > 0.5$, $j=1, 2$ 时，阶段变迁发生，即此时处于 j 阶段 ($j=1, 2$) 当中，概率值越大，货币增长不确定性处于此阶段的可能性也就越大。

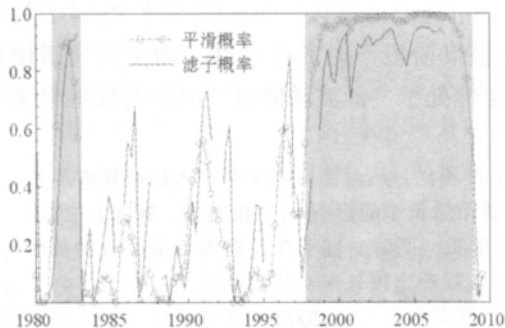


图 1 中国货币增长不确定性的“低波动阶段”

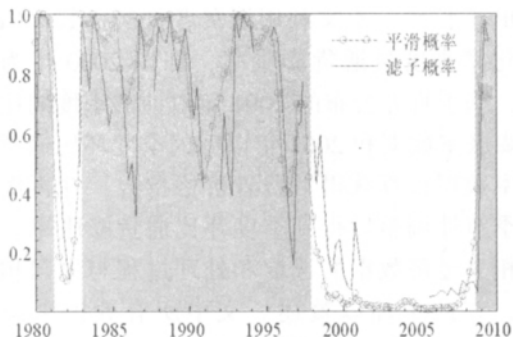


图 2 中国货币增长不确定性的“高波动阶段”

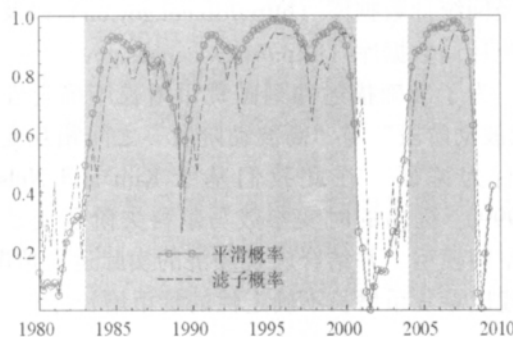


图 3 美国货币增长不确定性的“低波动阶段”

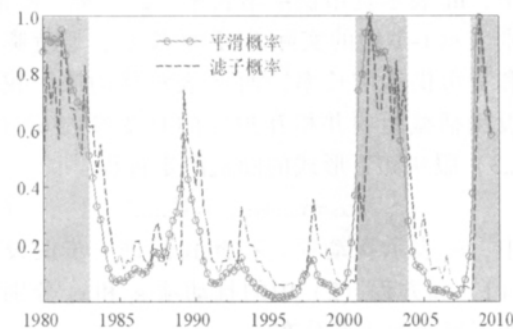


图 4 美国货币增长不确定性的“高波动阶段”

观察图 1 和图 2 我们发现，中国货币增长不确定性在 1981 年第一季度至 1982 年第四季度以及 1998 年第一季度至 2008 年第三季度期间处于“低波动阶段”当中，共计 51 个季度；在 1980 年第一季度至第四季度、1983 年第一季度至 1997 年第四季度以及 2008 年第四季度至 2010 年第二季度期间处于“高波动阶段”当中，共计 71 个季度。而图 3 和图 4 说明，美国货币增长不确定性在 1983 年第一季度至 2000 年第一季度以及 2003 年第四季度至 2007 年第四季度期间处于“低波动阶段”当中，共计 86 个季度；在 1980 年第一季度至 1982 年第四季度、2000 年第二季度至 2003 年第三季度以及 2008 年第一季度至 2010 年第二季度期间处于

“高波动阶段”当中，共计 36 个季度。对样本区间内平滑概率值的时间变动轨迹进行综合比较我们发现，中国在 1998 年以前的时间范围内，表征货币增长不确定性强弱的平滑概率一直呈现出较大的波动态势，而自 1998 年起货币增长不确定性处在“低波动阶段”的平滑概率值基本维持在 1.0 附近。而美国仅在上世纪 80 年代初以及本世纪初“9.11”事件发生后的期间内呈现出货币增长不确定性的“高波动阶段”。同时我们注意到，自本轮金融危机发生的期间内，中美两国都处在货币增长不确定性的“高波动阶段”。

三、中美两国货币增长不确定性的构成成分分解过程

在本文中，我们不仅基于时变参数的条件方差 (H_{1t}) 来刻画货币增长方程中各个变量参数所呈现出的时变性特征，而且基于马尔科夫阶段变迁异方差 (H_{2t}) 来刻画货币增长方程中随机扰动项的条件方差所具有的异方差特性，在此基础上通过货币政策冲击层面以及宏观经济冲击层面的两个不同视角来详细测度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。其中，货币政策冲击主要体现在政策当局对货币政策的适时变迁以及货币政策调控机制的日臻完善，而宏观经济冲击主要指各种外部随机冲击。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：

$$H_t = H_{1t} + H_{2t} \quad (5)$$

$$H_{1t} = X_{t-1} \left\{ \sum_{i=1}^2 \Pr[D_{t-1}=i | \psi_{t-1}] [P_{t-1}^i + (\alpha_{t-1}^i - \alpha_{t-1}^i)(\alpha_{t-1}^i - \alpha_{t-1}^i)] \right\} X_{t-1}' \quad (6)$$

$$H_{2t} = \sum_{j=1}^2 \{ \Pr[D_{t-1}=j | \psi_{t-1}] \sigma_j^2 \} \quad (7)$$

其中， X_{t-1} 为 $t-1$ 期的解释变量向量， ψ_{t-1} 代表到 $t-1$ 期为止的所有信息集， α_{t-1}^i 代表方程 (1) 中相互独立的时变参数 α_{it} ($i=0, \dots, 3$) 在 $t-1$ 期信息集条件下的估计值，且 $\alpha_{t-1}^i = \sum_{i=1}^2 \Pr [D_{t-1}=i | \psi_{t-1}] \alpha_{t-1}^i$ ，而 P_{t-1}^i 代表 α_{t-1}^i 的均方差矩阵。

图 5 和图 6 分别描绘出中国和美国货币增长不确定性及其两种不同成分的具体分解结果。总体而言，中国货币增长不确定性在 1980 年第一季度至 1997 年第四季度的期间内相对更为显著而剧烈，并在 1993 年第二季度达到了峰值。而自 1998 年起至本轮金融危机爆发前的期间内，中国货币增长不确定性呈现出陡然削弱的趋势，特别是自 2000 年起，始终维系在相对较低的波动水平。当具体考量中国货币增长不确定性的组成成分时，由宏观经济冲击层面引致的货币增长不确定性（马尔科夫阶段变迁异方差 H_{2t} ）所占比重较大，其在“低波动阶段” ($D_t=1$) 当中的均值为 1.3886 ($\sigma_1^2=1.1784^2$ ，见表 1)，在“高波动阶段” ($D_t=2$) 当中的均值为 18.7593 ($\sigma_2^2=4.3312^2$ ，见表 1)，由货币政策冲击层面引致的货币增长不确定性（时变参数的条件方差 H_{1t} ）占较小的比重，仅在 1984 年第一季度至 1995 年第四季度期间内出现短暂程度的增大，并在 1993 年第二季度的短暂时间内超过了马尔科夫阶段变迁异方差 (H_{2t})。因此我们认为，引发中国货币增长不确定性形成的主要因素是宏观经济冲击，而货币政策冲击仅在极为短暂的个别时期成为引发中国货币增长不确定性的主要缘由。与中国相比较，在样本区间内美国货币增长不确定性的时间波动轨迹明显呈现出更为平缓的发展态势，这也再一次印证了我们在表 1 中所得的估计结果，具体而言，美国仅在 1980 年第一季度至 1983 年第四季度以及 2001 年下半年“9.11”事件发生后至 2004 年末的期间内体现出较为剧烈的货币增长不确定性。另一方面，不同于在中国两种不同层面的货币增长不确定性之间所存在的鲜明差别，就美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与由货币政策冲击所引发的货币增长不确定性相互交织、缠绕在一起。同时，我们还发现，在美国货币增长不确定性较高的区间内，货币政策冲击所引发的时变参数条件方差 (H_{1t}) 较宏观经济冲击引发的马尔科夫阶段变迁异方差 (H_{2t}) 所占的比重更大。最后我们注意到，受本轮金融危机的影响，2008 年至今中美两国的货币增长不确定性均明显增强，而美国更是达到了总

体样本区间的最高点。

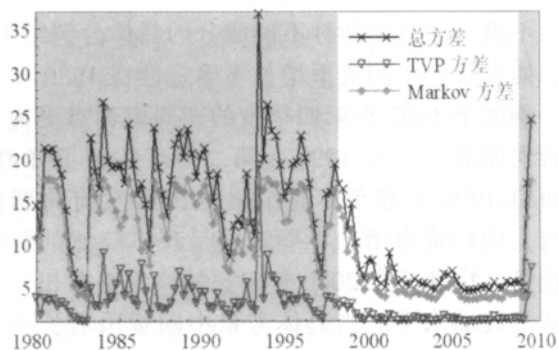


图5 中国货币增长不确定性及其来源分解

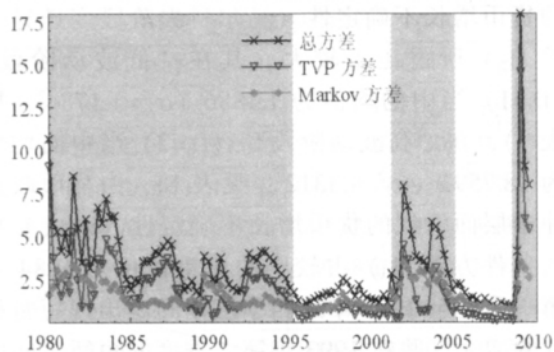


图6 美国货币增长不确定性及其来源分解

世界范围内的经济增长都曾呈现出诸多的不确定性影响，国家经济风险转移和金融冲击发生的可能性层出不穷。美国次贷危机的爆发不仅为金融风险提供了新的警示，同时为国际金融风险转移提供了新的渠道。此外，国际石油价格的急剧波动、各类重大自然灾害的突现、世界范围内的粮食供给短缺问题不仅影响了世界经济发展，而且也对我国经济健康运行造成了一定的冲击。这些外部宏观经济冲击都是导致我国货币政策操作方向改变和货币增长不确定性加剧的重要原因。如何将经济增长的长期目标和短期目标、长期因素和短期因素、局部和全局、重点和一般、实际经济和虚拟经济之间的矛盾有机地结合起来，一直是政策制定者思考的重要问题。

虽然我们在应对本轮国际金融危机过程中采取了大量相机抉择的顺周期政策，但是我们仍然需要对我国经济增长的长期目标给予充分关注，并利用现在通货膨胀预期稳定、金融市场发展有序、社会总供给充裕、投资空间广阔和国内市场需求趋于旺盛等有利时机，在短期调控中融入经济发展的长期目标。为了实现经

济平稳较快增长，则需要采取短期宏观调控来熨平经济周期波动，通过长期宏观调控来影响长期经济增长态势，因此我们有必要分离出宏观调控模式中的短期作用成分和长期作用成分，为此，在本文中我们旨在审视和甄别中美两国货币增长不确定性与经济周期关联机制的差异性问题，以期进而在“后金融危机时期”构筑符合我国国情和世界经济发展要求的宏观经济调控模式，通过运用经济政策工具手段，为选择经济政策的取向、方式和强度提供决策支持，从而为实施我国“十二五”规划和实现我国经济增长目标提供理论支撑和经验证据。

四、中美两国货币增长不确定性与经济周期联动机制测度

我们在此参照 Hamilton (1989) 的思想，将实际 GDP 分解为趋势成分和周期性成分：

$$G_t = G_t^T + G_t^C \quad (8)$$

其中， G_t 代表实际 GDP 的自然对数值， G_t^T 代表实际 GDP 自然对数值的趋势成分， G_t^C 代表实际 GDP 自然对数值的周期性成分，而 G_t^T 和 G_t^C 相互独立。为了测度引发货币增长不确定性的不同因素对经济增长的影响问题，我们在实际 GDP 趋势成分 G_t^T 中同时考虑两类不同层面的货币增长不确定性，并假设实际 GDP 趋势成分 G_t^T 服从一阶单位根过程，即：

$$G_t^T = G_{t-1}^T + \gamma_{S_t} + \rho_1 H_{1t} + \rho_2 H_{2t}, \quad S_t = 1, 2 \quad (9)$$

其中， H_{1t} 为 (6) 式所示的时变参数条件方差， H_{2t} 为 (7) 式所示的马尔科夫阶段变迁异方差，参数 ρ_1 和 ρ_2 分别表征 H_{1t} 和 H_{2t} 对经济增长（实际 GDP 趋势成分）的影响程度。而 γ_{S_t} 代表漂移项，我们假设不可观测阶段状态变量 S_t 遵循一阶马尔科夫过程，并将其阶段变迁概率表示为：

$$\begin{aligned} \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) &= q_{11}, \quad \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) = 1 - q_{11} \\ \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 2) &= q_{22}, \quad \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) = 1 - q_{22} \end{aligned} \quad (10)$$

在此，我们假设 $\gamma_1 < \gamma_2$ ，当 $S_t = 1$ 时，意味着经济处在“低速增长阶段”，此时漂移项 γ_{S_t} 代表实际 GDP 趋势成分增长率的均值为 γ_1 ；当

$S_t=2$ 时, 意味着经济处在“快速增长阶段”当中, 此时漂移项 γ_s 代表实际 GDP 趋势成分增长率的均值为 γ_2 。随后, 为了测度非预期货币增长对经济稳定性的影响问题, 我们将非预期货币增长因素引入实际 GDP 周期性成分中 G_t^c , 并假设实际 GDP 周期性成分 G_t^c 服从一阶自回归过程, 即:

$$G_t^c = \phi_1 G_{t-1}^c + \delta \eta_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (11)$$

其中, ϕ_1 代表 $t-1$ 期实际 GDP 周期性成分的自回归系数, u_t 代表扰动项, $\eta_{t-1} = \sum_{i=1}^2 \Pr [D_{t-1}=i | \psi_{t-1}] \eta_{t-1}^i$ 代表能够刻画非预期货币增长态势的货币增长预测误差, 而参数 δ 能够表征非预期货币增长对经济稳定性 (实际 GDP 周期性成分) 的影响程度。本文在假设货币增长方程

(1) 中的扰动项 ε_t 与实际 GDP 分解方程 (11) 中的扰动项 u_t 相互独立的基础上, 基于经典的极大似然估计方法对本文所构建的货币增长方程和实际 GDP 分解方程进行联合估计。

基于中美两国季度数据, 在实际 GDP 分解方程中考虑时变参数条件方差 (H_{1t}) 以及马尔科夫阶段变迁异方差 (H_{2t}) 两种主要因素前、后的具体估计结果如表 2 所示。其中 (a) 部分给出了既不考虑 H_{1t} 也不考虑 H_{2t} 时的估计结果, (b) 部分给出了同时考虑 H_{1t} 以及 H_{2t} 时的估计结果, (c) 部分给出了仅考虑 H_{1t} 时的估计结果, (d) 部分给出了仅考虑 H_{2t} 时的估计结果。

由 (a) 部分所示的结果我们可以看出, 在不考虑时变参数条件方差 (H_{1t}) 以及马尔科夫阶段变迁异方差 (H_{2t}) 时, 各个参数的具体估

表 2 货币增长不确定性与实际 GDP 分解方程的估计

参 数	(a)无 H_{1t} 和 H_{2t}		(b)同时包含 H_{1t} 和 H_{2t}		(c)仅包含 H_{1t}		(d)仅包含 H_{2t}	
	估计值	t-值	估计值	t-值	估计值	t-值	估计值	t-值
中 国								
q_{11}	0.9288 (0.0473)	19.650	0.9586 (0.0242)	39.535	0.8172 (0.1382)	5.9120	0.9636 (0.0214)	45.116
q_{22}	0.9180 (0.0592)	15.497	0.9199 (0.0422)	21.786	0.9711 (0.0192)	50.588	0.8954 (0.0550)	16.279
γ_1	1.8353 (0.1779)	10.311	2.6462 (0.0939)	28.163	0.2719 (0.3435)	0.7915	2.6814 (0.0933)	28.747
γ_2	2.8033 (0.1972)	14.216	4.2839 (0.2509)	17.069	2.1214 (0.1155)	18.372	4.4490 (0.2493)	17.845
ϕ_1	0.9735 (0.0446)	21.830	0.8873 (0.0576)	15.395	0.9919 (0.0147)	67.268	0.8789 (0.0588)	14.937
σ	0.8864 (0.0653)	13.572	0.7422 (0.0506)	14.674	0.8137 (0.0627)	12.978	0.7605 (0.0522)	14.573
ρ_1	—	—	0.1186 (0.0439)	2.7037	0.1309 (0.0332)	3.9399	—	—
ρ_2	—	—	-0.1143 (0.0159)	-7.1581	—	—	-0.0861 (0.0129)	-6.6323
δ	—	—	0.0201 (0.0202)	0.9967	0.0351 (0.0237)	1.4809	0.0188 (0.0207)	0.9053
T_0	815.92 (0.9575)	852.12	816.30 (0.7418)	1100.4	817.02 (1.2307)	663.86	816.18 (0.7315)	1115.7
美 国								
q_{11}	0.9809 (0.0134)	72.976	0.9917 (0.0099)	100.06	0.9779 (0.0165)	59.224	0.9791 (0.0150)	65.189
q_{22}	0.7001 (0.1781)	3.9310	0.9868 (0.0189)	52.258	0.7256 (0.2096)	3.4624	0.7596 (0.1612)	4.7125
γ_1	1.2683 (0.0554)	22.908	1.2962 (0.1473)	8.7983	1.5123 (0.0728)	20.778	1.6965 (0.1473)	11.521
γ_2	3.2589 (0.3153)	10.337	2.0951 (0.1896)	11.052	3.6950 (0.3550)	10.408	3.7536 (0.3256)	11.527
ϕ_1	0.9951 (0.0104)	95.606	0.9694 (0.0379)	25.529	0.9943 (0.0117)	85.006	0.9926 (0.0144)	68.856
σ	0.6789 (0.0452)	15.013	0.7413 (0.0484)	15.306	0.6149 (0.0464)	13.244	0.6421 (0.0447)	14.365
ρ_1	—	—	-0.1267 (0.0559)	-2.2687	-0.1589 (0.0381)	-4.1686	—	—
ρ_2	—	—	0.0577 (0.1161)	1.9986	—	—	0.3014 (0.0977)	3.0851
δ	—	—	0.0686 (0.0464)	1.4779	0.1055 (0.0461)	2.2897	0.0485 (0.0392)	1.2370
T_0	830.18 (0.6847)	1212.4	831.12 (1.0103)	822.62	832.25 (0.8127)	1024.1	830.61 (0.7140)	1163.3

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; () 中数值为与参数估计值相对应的标准差。

计值以及与其相对应的统计量均较为合理而显著。就中国而言,自回归系数 $\phi_1=0.9735$ 说明实际 GDP 周期性成分受其前一期的影响极其显著,这也印证了实际 GDP 周期性成分所具有的自回归过程平稳性特征。此外,当 $S_t=1$,即经济低速增长时,实际 GDP 趋势成分的漂移均值为 $\gamma_1=1.8353$,而当 $S_t=2$,即经济快速增长时,实际 GDP 趋势成分的漂移均值为 $\gamma_2=2.8033$ 。此外,由中国实际 GDP 处在“低速增长阶段”($S_t=1$)时的持续概率和处在“快速增长阶段”($S_t=2$)时的持续概率 $q_{22}=0.9180$ 可知,“低速增长阶段”和“快速增长阶段”的平均持续期分别为 14.0449 个季度 ($1/(1-0.9288)$) 和 12.1951 个季度 ($1/(1-0.9180)$),这表明在样本区间内,中国经济处于“低速增长阶段”时的持续性略高于其处于“快速增长阶段”时的持续性。就美国而言,自回归系数 $\phi_1=0.9951$ 同样说明实际 GDP 周期性成分受其前一期的影响极其显著。当经济低速增长时,实际 GDP 趋势成分的漂移均值为 $\gamma_1=1.2683$,而当经济快速增长时,实际 GDP 趋势成分的漂移均值为 $\gamma_2=3.2589$ 。此外,由美国实际 GDP 处在“低速增长阶段”时的持续概率 $q_{11}=0.9809$ 和处在“快速增长阶段”时的持续概率 $q_{22}=0.7001$ 可知,“低速增长阶段”和“快速增长阶段”的平均持续期分别为 52.3560 个季度 ($1/(1-0.9809)$) 和 3.3344 个季度 ($1/(1-0.7001)$),这表明在样本区间内,美国经济处在“低速增长阶段”时的持续性显著高于其处在“快速增长阶段”时的持续性。

此外综合(b)、(c)和(d)3种情况,我们发现,对中、美两国而言,自回归系数 ϕ_1 的估计结果依旧能够充分说明,实际 GDP 周期性成分受其前一期的影响十分显著。值得注意的是,实际 GDP 处于“低速增长阶段”($S_t=1$)和“快速增长阶段”($S_t=2$)时的持续概率 q_{11} 和 q_{22} 、趋势成分的漂移均值 γ_1 和 γ_2 的估计结果尽管从统计量角度而言都十分显著,但在数值上却与(a)部分所示的结果存在一定程度的差异。对中国而言,参数 δ 的估计结果表明,由货币增长预测误差度量的非预期货币政策对中国宏观经济稳定性 (G_t^c 由度量)所产生的冲击影响相对较弱,并不十分显著;而时变参数条

件方差 (H_{1t}) 的系数 ρ_1 估计结果意味着,由货币政策冲击层面所引致的货币增长不确定性能够有效促进中国宏观经济增长(由 G_t^T 表示),且这种冲击影响十分显著;而马尔科夫阶段变迁异方差 (H_{2t}) 的系数 ρ_2 估计结果意味着,由宏观经济冲击层面所引致的货币增长不确定性能够抑制中国宏观经济增长,且这种影响同样非常显著。对美国而言,参数的估计结果表明,由货币增长预测误差度量的非预期货币政策对美国宏观经济稳定性能够产生较为显著的冲击影响;而时变参数条件方差和马尔科夫阶段变迁异方差系数 ρ_1 和 ρ_2 的估计结果意味着,由货币政策冲击所引发的货币增长不确定性能够显著阻碍美国宏观经济增长,而由宏观经济冲击所引发的货币增长不确定性能够微弱地推动美国宏观经济增长。

产生上述不同结果的主要原因在于中美两国所具有的各异的经济增长模式。具体而言,在中国政策当局对货币政策的适时变迁以及货币政策调控机制的日臻完善而形成的货币政策冲击所引致的货币增长不确定性能够显著推动中国经济增长(周晖,2010)。另一方面,由宏观经济冲击特别是各种外部随机冲击层面所引发的货币增长不确定性能够通过扭曲经济主体的合理预期,进而引致愈加剧烈的宏观经济波动,并最终抑制中国宏观经济的平稳持续增长。然而在美国,在以货币供给量为政策参考指标的基础之上,由货币政策冲击所引发的货币增长不确定性越大,对其经济的稳健增长越不利,这一结果充分验证了诸如 Barro (1978) 以及 Mishkin (1982) 等理性预期学派所支持的“无规律经济政策有害”这一论断。此外,美国作为当今世界最大的经济体,其国民生产总值约占世界总量的四分之一,加之诸如国内自身的投资、消费等众多因素都能够对其自身经济增长起到较大幅度的拉动和保护作用,从而使得美国经济体在面临部分外来冲击时,能够体现出一定程度“风险抵御”和“自我修复”功能,因此,部分外部冲击对其经济总体运行并不产生剧烈负向影响的可能性在美国是存在的。

此处的经验发现为我国制定宏观经济调控政策具有重要的参考意义。我们需要全面地辨

析和审视在现行市场运行条件和金融体制下我国宏观经济所可能面临的不同冲击途径和冲击渠道，尤其是对货币供给波动的影响，进而给出我国经济运行风险预警机制和国家风险管理手段，通过构筑宏观经济运行的科学调控体系、经济政策作用机制与传导机制的相互匹配、货币市场与产品市场的协调完善、开放经济条件下国家之间经济的调控行动等诸多行为范式的内在和谐性，并通过将宏观经济调控以及国家风险管理的短期调控和长期稳定效应结合起来，将短期经济周期波动分析与长期经济增长趋势预测结合起来，将经济政策工具、中介目标和最终目标的选择过程结合起来，最终提出具有风险防范功能和化解外部冲击影响的政策操作对策与建议。

五、结论与政策启示

在席卷全球的金融危机发生三年后的此时，同时更是我国处于实施“十二五”规划、谋划2020年中长期发展规划的时刻，我们不仅面临着“后金融危机时期”所呈现出的极为复杂的外部经济环境和市场压力，而且我国的经济结构调整、经济发展方式选择和宏观调控实施亦显得尤为迫切和重要。为此我们分别基于货币政策冲击层面和宏观经济冲击层面来分析和探究货币增长不确定性的产生根源，为了检验和分析不同层面的货币增长不确定性对经济增长的影响以及非预期货币增长对经济稳定性的影响，我们把能够表征宏观经济运行态势的实际GDP具体分解为趋势成分和周期性成分两部分，随后在实际GDP趋势成分中同时引入能够引致货币增长不确定性的货币政策冲击和宏观经济冲击两个方面，在实际GDP周期性成分中引入非预期货币增长因素，进而可以全面深入地识别和刻画中国和美国货币增长不确定性与经济周期联动机制的差异性特征，并最终获得如下重要判断和认识。

1.中国货币增长不确定性处于“低波动阶段”时的持续性略弱于其处在“高波动阶段”时的持续性，与此相反，美国货币增长不确定性处在“低波动阶段”时的持续性显著强于其

处在“高波动阶段”时的持续性。与中国相比较，美国货币增长不确定性处在“低波动阶段”时的持续性相对更强，而处在“高波动阶段”时的持续性相对更弱。此外，虽然中美两国货币增长不确定性处在“低波动阶段”时的方差都显著低于其处在“高波动阶段”时的方差，但是，与中国相比较，无论美国“低波动阶段”时的方差抑或“高波动阶段”时的方差都明显更小。

2.中国货币增长不确定性在1998年以前一直呈相对剧烈的波动态势，而自1998年起陡然减弱，尤其是自步入2000年以后，中国货币增长不确定性一直维系在波动程度相对较低的稳态水平。另一方面，美国仅在上世纪80年代初以及本世纪初“9.11”事件发生后的期间内呈货币增长不确定性的“高波动”态势，而在样本区间内的其他时间，美国货币增长不确定性均处于相对平稳的“低波动阶段”当中。此外我们注意到，随着本轮金融危机的形成、加剧和蔓延，中美两国货币增长不确定性都不可避免地变迁到“高波动阶段”。

3.与中国相比较，在样本区间内美国货币增长不确定性的时间波动轨迹明显呈现出更为平缓的变化态势。就货币增长不确定性的具体构成而言，引发中国货币增长不确定性形成的主要因素是宏观经济冲击，而货币政策冲击仅在极为短暂的个别时期成为引发中国货币增长不确定性的主要缘由。不同于中国不同层面的不确定性间所存在的鲜明差异，在美国货币增长不确定性的具体组成中，分别由宏观经济冲击以及货币政策冲击所引发的不确定性相互交织、缠绕在一起，同时我们发现，在美国货币增长不确定性较高的区间内，由货币政策冲击引发的货币增长不确定性较由宏观经济冲击引发的货币增长不确定性占更大的比重。最后我们注意到，受本轮金融危机的影响，2008年至今中美两国的货币增长不确定性均陡然增强，而美国更是达到了总体样本区间内的最大值。

4.我们惊奇地发现，对中国而言，由货币增长预测误差度量的非预期货币政策对中国宏观经济稳定性所产生的冲击相对较弱；由货币政策冲击层面所引致的货币增长不确定性能够

有效促进中国宏观经济增长；而由宏观经济冲击层面所引致的货币增长不确定性能够抑制中国宏观经济增长。但是对美国而言，由货币增长预测误差度量的非预期货币政策对美国宏观经济稳定性能够产生显著的冲击影响；由货币政策冲击层面所引发的货币增长不确定性能够阻碍美国宏观经济增长，而由宏观经济冲击层面所引发的货币增长不确定性能够微弱地推动美国宏观经济增长。

开放经济条件下世界经济发展格局已经发生显著变化，大宗商品价格的剧烈波动对各国经济带来了显著冲击，国际金融危机的爆发为国际经济合作提供了新的机遇和挑战。虽然本轮金融危机的影响相当严重，但也对国家经济调控的必要性和政府干预的有效性提出了新的要求，即使西方发达国家也充分认识到市场失灵和政府干预的重要性，这将直接促进国家之间采取应对危机所进行合作的新途径和新方式，并开始实施区域或者集团经济联盟基础上更为密切的经济合作与协调。在此环境里，我们需要进一步分析金融危机的后续表现形式和新的影响方式，并预警可能出现世界经济二次探底和进一步下行的风险和可能性。

我国宏观经济历经改革开放 90 多年来的快速发展，目前正面临经济结构和市场结构亟待调整的关键时期。我国社会主义市场经济体制的建设和完善已经步入一个特殊阶段，此时无论是“需求管理”还是“供给管理”，无论是“内需管理”还是“外需管理”，无论是产业发展还是结构调整，无论是经济政策工具选择还是宏观经济调控体系建设，都需要进行全面的战略思考和发展模式的选择。在金融危机前期，我国主要采取了“保增长、扩内需、调结构”的宏观经济管理策略。随着“后金融危机时期”的来临和我国“十二五”规划的实施，我们需要对未来一段时间内的中国经济发展给出合理预期，并且将经济政策和宏观管理的重点从对应危机时期的“应急效应”和“短期效应”向保持我国经济长期稳定增长的“长期效应”转变，“十二五”规划期间也恰逢我国经济发展方式转变和实现重大结构调整的关键时期，为

此，我们需要在理论层面对我国经济波动态势和宏观经济管理模式给出缜密思考和研究。我国经济发展现阶段的主要问题都必须在相对宽松的市场供需条件下解决，因此持续发展和快速增长仍然是当前的“硬道理”，只有“稳定增长”、“需求管理”和“结构调整”相结合，才能够发挥我国政府宏观调控的丰富经验和我国市场规模的优势，危机为机遇，压力为动力，进而实现经济发展的战略目标。建设和谐社会的长期发展要求和金融危机带来的严峻挑战，促使我国必须将实现“保持增长、培育需求、调整结构”的有机统一作为当前宏观经济管理的重点。我们应该在同时考虑供给管理与需求管理的基础上，进一步稳定大众商品价格和产出水平，着力构筑能够适应我国市场经济建设、符合现阶段市场运行特征，并且有效兼顾开放经济条件下国际金融风险管理的宏观经济调控模式。

另外，由于多种各异政策目标以及较强不确定性政策效果的存在，致使目前我国经济发展仍然处在具有较大调控难度的经济周期波动阶段，在该阶段，不仅国内外影响经济增长的不确定性因素众多，而且经济变量之间的影响关系也更为复杂，因此我们需要深入分析宏观调控模式的效应，同时，在“后金融危机时期”以及“十二五”规划实施期间，应该同时考虑资源配置体系、市场运行体系以及宏观经济调控体系等多种情形。无论是投资总量和信贷规模控制的名义需求管理，还是价格管理和生产要素控制的实际需求管理；无论是加强社会福利调配和加大政府转移分配的实际供给管理，还是增加科技创新投入和社会基础设施建设的名义供给管理。这些宏观调控模式都具有特定社会时期的效应，因此我们在宏观经济调控模式的选择中，需要进行经济政策组合、政策风险对冲和最优经济政策的多重全面考虑，在此基础上提出应对全球经济动荡、加快经济复苏和保持经济长期稳定增长的宏观调控理论及相应的操作模式。

(责任编辑：汪川)

参考文献:

- [1] 陈浪南, 刘宏伟. 中国经济周期波动的非对称性和持续性研究[J]. 经济研究, 2007 (4) : 43~52.
- [2] 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 [J] . 中国软科学, 2006 (11) : 22~30.
- [3] 李成, 王彬, 黎克俊. 次贷危机前后中美利率联动机制的实证研究[J]. 国际金融研究, 2010 (9) : 4~11.
- [4] 刘金全, 隋建利. 中国货币增长不确定性与经济增长关系检验[J]. 中国社会科学, 2010 (4) : 74~86.
- [5] 陆军, 舒元. 货币政策无效性命题在中国的实证研究[J]. 经济研究, 2002 (3) : 21~26.
- [6] 周晖. 货币政策、股票资产价格与经济增长[J]. 金融研究, 2010 (2) : 91~101.
- [7] Abeyasinghe, T., Gulasekaran, R. Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation [J] . Journal of Forecasting, 2004 (23) : 431~447.
- [8] Akin, C., Kose, M. A. Changing Nature of North-South Linkages: Stylized Facts and Explanations [J] . Journal of Asian Economics, 2008 (19) : 1~28.
- [9] Barro, R. Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States[J]. Journal of Political Economy, 1978 (86) : 549~580.
- [10] Barro, R. Rational Expectations and the Role of Monetary Policy [J] . Journal of Monetary Economics, 1976 (2) : 1~32.
- [11] Bayoumi, T., Sgherri, S. Monetary Magic? How the Fed Improved the Flexibility of the U.S. Economy [R]. IMF Working Paper, 2004 (24) .
- [12] Caballero, R. On the Sign of the Investment-uncertainty Relationship [J] . American Economic Review, 1991 (81) : 279~288.
- [13] Evans, M., Wachtel, P. Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty [J] . Journal of Money, Credit, and Banking, 1993 (25) : 475~511.
- [14] Fidrmuc, J., Korhonen, L. The Impact of Global Financial Crisis on Business Cycles in Asian Emerging Economies [J] . Journal of Asian Economics, 2009 (10) : 1~22.
- [15] Grier, R., Grier, K. On the Real Effects of Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico [J] . Journal of Development Economics, 2006 (80) : 478~500.
- [16] Hamilton, J. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle [J] . Econometrica, 1989 (57) : 357~384.
- [17] Harrison, P., Stevens, C. Bayesian Forecasting [J] . Journal of the Royal Statistical Society, 1976 (38) : 205~247.
- [18] Kim, C., Nelson, C. State-Space Models with Regimes Switching Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Application [M] . MIT Press, Cambridge, London. 1999.
- [19] Kim, C., Nelson, C. The Time-Varying Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis [J] . Journal of Business and Economic Statistics, 1989 (7) : 433~440.
- [20] Lee, K., Ni, S. Inflation Uncertainty and Real Economic Activities [J] . Applied Economics Letters, 1995 (2) : 460~462.
- [21] Lucas, R. Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs [J] . American Economic Review, 1973 (63) : 326~334.
- [22] Mishkin, F. Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation [J]. Journal of Political Economy, 1982 (90) : 22~51.
- [23] Walsh, C.E. Monetary Theory and Policy [M] . MIT Press, Cambridge, London. 2003.

Abstract: Based on time-varying parameter Markov regime switching model and analysis of the differences between monetary growth uncertainty and business cycle linkage mechanism of China and the U.S, we find that 1) the persistence of monetary growth uncertainty in the “low volatility state” China (U.S) is weaker (stronger) than that it is in the “high volatility state”, 2) unexpected monetary policy has a weak (significant) impact of macroeconomic stability, 3) the monetary growth uncertainty caused by monetary policy shocks can facilitate (hinder) macroeconomic growth and 4) the monetary growth uncertainty arising from macroeconomic shocks can inhibit (weakly promote) macroeconomic growth. Compared to the U.S, China’s monetary growth uncertainty is more violent, the persistence is weaker in the “low volatility regime” and stronger in the “high volatility regime”; China’s monetary growth uncertainty is mainly caused by macroeconomic shocks. In the U.S, the shocks from both macroeconomic development and monetary policy changes constitute the monetary growth uncertainty. In addition, when the money growth uncertainty is high in the U.S, the shocks caused by monetary policy changes should usually play a dominant role.

Keywords: Financial Crisis; Monetary Growth Uncertainty; Business Cycle; Time-varying Parameter Markov Regime Switch Model