

# 经济增长的稳定性测度与经验分析

陈守东 刘 洋

**摘要:** 构建经济增长稳定性测度的无限状态 Markov 区制时变自回归模型,设计混合分层结构的 Gibbs 抽样算法,给出该模型的非参数贝叶斯方法实现。应用该模型实证分析中美等 9 国经济增长的稳定性并进行经验比较,从稳定性角度测度各国经济增长质量。研究表明,不同的经济增长方式与经济结构的经济体,经济增长的稳定性质量不同。发达经济体在其发展进程中,也存在经济增长从不稳定到稳定的转变过程。2010 年之后的中国经济,产出和价格指数的动态结构趋于稳定,呈现出波动性降低与局部平稳等新常态特征。后金融危机时代,新兴经济体的分化警示我国提高经济增长质量,主动适应新常态发展的重要性。

**关键词:** 经济增长;稳定性测度;Gibbs 抽样

## 一、引言

改革开放 30 多年以来,中国经济增长在数量上扩张的同时,经济增长质量也获得了一定程度的提高。中国经济正经历从要素驱动、投资驱动向创新驱动的转型升级过程。如何在保持中国经济快速增长的同时,完成增长模式的转变,已成为当前中国经济的重要问题。主动适应经济发展新常态,保持经济运行在合理区间的效应已经开始显现(Yu Yongding, 2009)<sup>①</sup>。2011 年以来,中国经济出现了由高速增长向中高速增长阶段转换的趋势。中国经济增长在从数量向质量转变的过程中,也存在着风险和挑战。Pettis(2013)<sup>②</sup>甚至认为中国经济转型的代价和风险将使中国经济的增长率在 2020 年之前下降到 3% 左右的水平。同时,中国作为经济发展不平衡的大国,与日韩等国相比,具有韧性好、潜力足、回旋空间大等优势。Cai 和 Lu(2013)<sup>③</sup>预测中国经济增长潜力在 2010-2015 年间平均为 7.2%,而在 2016-2020 年间平均为 6.1%。中国经济增长的稳定性是研究当前中国经济的关键问题,必须通过经济增长稳定性的测度模型,从稳定性角度检验中国经济增长的质量,并结合对部分发达经济体与新兴经济体的经验分析,提高对我国经济增长方式转变效果与经济增长可持续性的认识水平。

在研究中国经济增长稳定性计量方法的文献中,钞小静和惠康(2009)<sup>④</sup>选择了经济波动率、通胀波动率和失业率指标为基础,以主成分分析法,通过合成指数方式测度了中国经济增长的稳定性。经

收稿日期:2015-09-21

基金项目:教育部人文社科重点研究基地重大项目“中国系统性金融风险防范与金融稳定性计量研究”(14JJD790043)。

作者简介:陈守东,吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院教授,博士生导师(长春 130012);刘洋,吉林大学商学院博士研究生(长春 130012)。

① Yu Yongding, "China's Policy Responses to the Global Financial Crisis", *Richard Snape Lecture, Productivity Commission*, Melbourne, Australia, 2009.

② Pettis Michael, *The Great Rebalancing: Trade, Conflict, and Perilous Road Ahead for the World Economy*, Princeton University Press, 2013.

③ Cai Fang, Lu Yang, "Population Change and Resulting Slowdown in Potential GDP Growth in China", *China and World Economy*, 2013, 21(2), pp. 1-14.

④ 钞小静、惠康:《中国经济增长质量的测度》,《数量经济技术经济研究》2009 年第 6 期。

济增长稳定性合成指数显示,中国经济增长的稳定性在波动中上升。李萍和冯梦黎(2016)<sup>①</sup>选择产出波动比率和价格波动比率,以焓值赋权法合成经济增长过程(稳定性)质量指数的方式,测度中国经济增长的稳定性。认为中国经济增长的稳定性相对于协调性和持续性,其波动较大,特别是在2008年之后。向书坚(2012)<sup>②</sup>以GDP增长率比值作为经济持续度指标,测度中国经济增长的稳定性。认为新的经济增长模式对经济增长质量的提高具有不可低估的作用。赵鑫铖(2015)<sup>③</sup>采用增长率的移动平均型的标准差系数,经济增长率的变动幅度与经济增长稳定性合成指标(由代表产出缺口、需求结构和产业结构的指标合成)等三种方法测度中国经济增长的稳定性。认为经济增长稳定性主要受产出缺口、需求结构、产业结构和投资者所有制结构等四大因素的影响。

研究经济增长稳定性的测度问题,必须考虑到中国经济增长处于转换阶段的特点,经济数据指标的非平稳性不容忽视。经济数据的波动性,也需要在计量方法上显著区别于区制状态的转变。Stock(2001)<sup>④</sup>指出时间序列数据的非平稳性,容易导致传统方法无法有效的区分短期波动与AR结构的局部状态变化。秦朵(2012)<sup>⑤</sup>在总结与反思计量经济学在经济周期研究方面近40年发展历程中,强调为避免时间序列中可能存在的非平稳性而对增长率类原始数据所作的差分操作等额外处理过程,是导致很多现有计量分析模型损失掉数据中重要信息的主要原因。对经济增长问题的计量分析,曾是推动计量经济学发展的重要课题。经济增长稳定性测度问题,需要在计量方法上突破数据平稳性的限制,准确识别短期波动、区制状态转换等动态特征。因此,本文在无限状态Markov过程的假设下,将传统的自回归模型扩展为无限状态Markov区制时变自回归模型(简称RTV-AR模型),设计了混合分层结构的Gibbs抽样过程以给出该模型的非参数贝叶斯方法实现。该模型可兼容具有非平稳性与结构不稳定性的经济数据,能够更充分地挖掘出隐含在原始数据中的信息。在经济增长稳定性测度指标选择上,通过经济增长率与价格指数增长率从产出波动与价格波动的角度测度经济增长稳定性。在稳定性度量方法上,借鉴Jochmann(2015)<sup>⑥</sup>,陈守东和刘洋(2015)<sup>⑦</sup>等以动态AR过程的滞后项系数之和(简称ARC)作为经济变量稳定性的测度指标。以GDP增长率与CPI增长率的ARC指标为基础,结合波动项、截距项与结构断点概率,构建经济增长稳定性的测度模型,对包含新兴经济体与发达国家在内的中国、美国、日本、韩国、印度、英国、法国、南非、巴西等9国的经济增长稳定性与动态趋势进行实证分析,结合经验分析的对比,从稳定性的角度考察中国经济增长的质量。

## 二、经济增长稳定性的测度模型

### (一)稳定性测度的ARC指标与无限状态Markov区制时变模型

测度经济指标的稳定性,需要采用适当的模型与恰当的测度指标。本文在非线性AR过程的假设下,以动态结构时变AR过程的ARC指标来测度经济指标保持其自身状态稳定性的能力。扩展

① 李萍、冯梦黎:《利率市场化对我国经济增长质量的影响:一个新的解释思路》,《经济评论》2016年第2期。

② 向书坚:《增长质量、阶段特征与经济转型的关联度》,《改革》2012年第1期。

③ 赵鑫铖:《中国经济增长稳定性评价及其影响因素分析》,《工业技术经济》2015年第1期。

④ Stock, J. H., "Evolving post-world war II U. S. inflation dynamics, Comment", *NBER Macroeconomics Annual* 2011(16), pp. 379-387.

⑤ 秦朵:《计量经济学发展史上的经济周期研究》,《金融研究》2012年第2期。

⑥ Jochmann M., "Modeling U. S. Inflation Dynamics: A Bayesian Nonparametric Approach", *Econometric Reviews*, 2015 (34), pp. 537-558.

⑦ 陈守东、刘洋:《通胀率动态与通胀惯性度量》,《南方经济》2015年第10期。

Hamilton(1989)<sup>①</sup>与 Kim 和 Nelson(1999)<sup>②</sup>以 Markov 过程来描述经济增长率过程,将自回归模型扩展为多状态的 Markov 区制转移过程,结合 Fox 等(2011)<sup>③</sup>的 Sticky HDP-HMM 分层 Dirichlet 过程为基础,建立无限状态 Markov 区制断点模型的方式,以 ARC 指标为主,结合 AR 过程的截距项、随机扰动项方差与区制结构断点概率,来实现可兼容非平稳数据过程的经济增长稳定性测度模型。本文以 Sticky HDP-HMM 为基础,在无限状态 Markov 过程的假设下,为经济增长率过程建立区制时变模型,通过混合分层结构的 Gibbs 抽样方法,升级贝叶斯 Markov 区制转移模型为无限状态 Markov 区制时变自回归模型,即 RTV-AR 模型,用于经济增长稳定性测度的实证分析。

作为一种时变参数模型,RTV-AR 模型的参数遵循无限状态 Markov 过程的假设,在公式(1)描述的 Markov 区制转移自回归模型的基础上,以公式(2)所示的 Sticky HDP-HMM 过程驱动无限状态下的状态变量  $S_t$ ,形成区制时变的 AR 模型。在公式(1)中,  $y_t$  代表经济增长率数据,模型中的截距项、AR 系数与随机扰动项方差是遵循区制时变过程的参数,基于分层共轭分布族,由 MCMC 方法模拟计算过程得到的后验无偏中位数来估计,最终得到公式(3)所示的区制时变模型的后验结果形式。

$$y_t = \beta_{0,s_t} + \sum_{i=1}^m \beta_{i,s_t} y_{t-i} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2), \quad t=1, \dots, T. \quad (1)$$

$$S_t | \beta_{0,j}, \beta_{1,j}, \dots, \beta_{m,j}, \sigma_j^2 \sim \text{Sticky HDP-HMM}, j=1, \dots, \infty, \quad t=1, \dots, T. \quad (2)$$

$$y_t = \beta_{0,s_t}^{RTV} + \sum_{i=1}^m \beta_{i,s_t}^{RTV} y_{t-i} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^{2RTV}), \quad t=1, \dots, T. \quad (3)$$

RTV 模型通过 MCMC 过程中,由后验分布产生的不限数量、不同区制状态下的 AR 结构对数据进行充分拟合,得到 AR 系数之和的后验中位数估计值,即(4)式所示 ARC 指标,用以分析经济增长率过程动态特征。并以区制时变 AR 模型截距项  $\beta_{0,s_t}$  的区制时变估计值  $\beta_{0,s_t}^{RTV}$  的时变特征来反映经济指标在均值水平上的变动,以区制状态  $S_t$  的变化计算区制断点概率来反映经济指标的突变特征,以随机扰动项方差  $\sigma_{\varepsilon}^2$  的时变特征来反映外部因素的冲击效果。

$$ARC_t = \sum_{i=1}^m \beta_{i,s_t}^{RTV} \quad t=1, \dots, T. \quad (4)$$

RTV-AR 模型适用的前提条件,源自该模型无限状态 Markov 过程的假设条件,即由不限数量的多区制状态的局部 AR 过程组成。因此,在应用 RTV-AR 模型时,应结合进行局部平稳性检验。Francq 和 Zakoian(2001)<sup>④</sup>的研究认为,时间序列数据的整体平稳性与局部平稳性之间是既不充分也不必要的相互关系。在平稳数据的前提条件下,通常以单位根检验的方法来判断数据的平稳性,这种方式检验数据整体的平稳性。在对数据无平稳性要求的前提条件下,在 Markov 过程假设下,区制时变 AR 过程在局部不排除存在单位根过程的可能性。因此,本文通过实证数据考察区间内,每个时点所在区制状态 AR 过程动态结构的最大特征根(Largest Autoregressive Root,简称 LAR)的 MCMC 估计的后验分位数,来检验数据存在局部单位根过程的可能性。如果最大特征根的 90%分位数小于 1,代表在 10%的显著性水平下,可以拒绝该时点存在局部单位根过程。

## (二)混合分层结构的 Gibbs 抽样过程

为了更好的适应非平稳数据,将 Kim 和 Nelson(1999)<sup>⑤</sup>的共轭分布族结构进一步扩展为分层的

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

② Kim C. J., C. R. Nelson, *State-space Models with Regime Switching*, Cambridge, Mass: MIT Press, 1999.

③ Fox E., Sudderth E., Jordan M., Willsky A., "A Sticky HDP-HMM with Application to Speaker Diarization", *Annals of Applied Statistics*, 2011(5), pp. 1020-1056.

④ Francq C., Zakoian J. M., "Stationarity of Multivariate Markov-switching ARMA Models", *Journal of Econometrics*, 2011, 102 (2), pp. 339-364.

⑤ Kim C. J., C. R. Nelson, *State-space Models with Regime Switching*, Cambridge, Mass: MIT Press, 1999.

共轭分布结构,其中公式(5)所表示 AR 模型截距项与滞后项系数分布的超参数,假设服从由公式(6)与公式(7)所示的第二层共轭分布。公式(8)所示的随机扰动项的方差假设服从逆伽马分布。

$$\beta_{:,s_t} \sim N(\mu, \Sigma), \quad t=1, \dots, T. \quad (5)$$

$$\mu \sim N(b_0, B_0), \quad (6)$$

$$\Sigma \sim Inv\text{-Wishart}(Z_0, m_0) \quad (7)$$

$$\epsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad t=1, \dots, T. \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 \sim Inv\text{-Gamma}(c_0, d_0), \quad t=1, \dots, T. \quad (9)$$

Sticky HDP-HMM 分层结构的 Dirichlet 过程是由(10)与(11)式所示的,一个两层结构的随机抽取过程。其中第一层的  $\gamma$  是由(10)式所代表的 stick-breaking(断棍过程)过程所产生的参数向量,作为 DP 代表的第二层 Dirichlet 过程的参数,其中  $\alpha\gamma\kappa$  是超参数,  $\delta_i$  为示性变量,其下角标  $j$  与  $\omega_i$  的同时,  $\delta_i$  的值为 1,否则为 0。

$$\gamma \sim \text{stick-breaking}(\eta) \quad (10)$$

$$\omega_j | \alpha, \gamma, \kappa \sim DP(\alpha + \kappa, \frac{\alpha\gamma + \kappa\delta_j}{\alpha + \kappa}), j=1, \dots, \infty, \quad (11)$$

$$S_t \sim \text{Multinomial}(\omega_{s_{t-1}}), \quad t=1, \dots, T. \quad (12)$$

本文采用 Chib(1996)<sup>①</sup>的向前滤波与向后抽样方法(Forward-Filtering, Backward-Sampling, 简称 FF 与 BS)对区制状态潜变量向量  $S$  进行模拟抽样,以此为核心实现了 RTV 模型的混合分层结构的 Gibbs 抽样过程,具体过程由以下 5 个步骤组成:

I:初始化所有参数,并约定  $\theta = \{\beta_{0,j}, \beta_{1,j}, \dots, \beta_{2m,j}, \sigma_j^2\}_{j=1}^L, \beta_j = \{\beta_{ij}\}_{i=1}^{2m}, \beta = \{\beta_j\}_{j=1}^L, \sigma^2 = \{\sigma_j^2\}_{j=1}^L, \omega = \{\omega_j\}_{j=1}^L, S = \{s_t\}_{t=1}^T, y = \{y_t\}_{t=1-m}^T, n = \{\{n_{i,j}\}_{i=1}^L\}_{j=1}^L, u = \{\{u_{i,j}\}_{i=1}^L\}_{j=1}^L, r = \{r_i\}_{i=1}^L, \gamma = \{\gamma_i\}_{i=1}^L$ , 设定足够大的整数变量  $L$  代表无穷大以限定可能出现的最大的状态数量。

II:以 Forward-Filtering, Backward-Sampling, 对潜变量向量  $S$  进行模拟抽样:FF 步骤,计算  $p(s_{t+1} | \theta, y_{t+1}) = \frac{p(y_{t+1} | s_{t+1}, \theta) p(s_{t+1} | \theta, y_t)}{\sum_{j=1}^L p(y_{t+1} | \xi, \theta) p(\xi | \theta, y_t)}$ ,  $p(s_{t+1} | \theta, y_t) = \sum_{j=1}^L p(s_{t+1} | s_t, \theta) p(s_t | \theta, y_t)$  以  $t$  时点的数据向前一步计算对  $t+1$  时点状态潜变量预测概率,结合以  $t+1$  时点对状态潜变量的更新概率,得到状态潜变量向前滤波概率。BS 步骤,计算  $p(s_t | s_{t+1}, \theta, y) = \frac{p(s_{t+1} | s_t, \theta) p(s_t | \theta, y_t)}{\sum_{\xi=1}^L p(s_{t+1} | \xi, \theta) p(\xi | \theta, y_t)}$ , 其中  $p(s_t | \theta, y_t)$  源自 FF 步骤的向前滤波概率,以计算所得的向后抽样概率,从后向前对区制状态潜变量向量  $S$  进行抽取。

III:以 Sticky HDP-HMM 分层 Dirichlet 过程对  $\gamma, \omega$  进行模拟抽样:以伯努利分布抽取  $u_{i,j} = \sum_{i=1}^{n_{i,j}} \text{Bernoulli}(\frac{\alpha\gamma_i + \kappa\delta_{(i,j)}}{l-1 + \alpha\gamma_i + \kappa\delta_{(i,j)}})$ , 其中  $n_{i,j} = \sum_{t=2}^T 1(s_{t-1} = i, s_t = j)$ 。在此计算结果的基础之上,以二项式分布抽取  $\{r_i = \text{Binomial}(u_{i,i}, \frac{\kappa}{\kappa + \alpha\gamma_i})\}_{i=1}^L$ 。进一步在以上计算结果的基础上,以 Dirichlet 分布抽取  $\{\gamma_i = \text{Dirichlet}(\frac{\eta}{L} + \sum_{i=1}^L (u_{i,i} - \delta(i, 1) r_i), \dots, \frac{\eta}{L} + \sum_{i=1}^L (u_{i,L} - \delta(i, L) r_i))\}_{i=1}^L$ 。最后,以 Dirichlet 分布抽取  $\{\omega_i = \text{Dirichlet}(\alpha\gamma_1 + n_{i,1}, \dots, \alpha\gamma_l + \kappa + n_{i,l}, \dots, \alpha\gamma_L + n_{i,L})\}_{i=1}^L$ 。

IV:以分层结构的共轭随机分布族,对  $\beta, \sigma^2, \mu, \Sigma$  进行模拟抽样:以多元正态分布,抽取  $\{\beta_i = N(\bar{\mu}, \bar{\Sigma})\}_{i=1}^L$ , 其中  $\bar{\mu} = \bar{\Sigma} (\Sigma^{-1} \mu + \sum_{i=1}^L \frac{(y_{t-1}, \dots, y_{t-m}) y_t}{2})$  而  $\bar{\Sigma} = \Sigma^{-1} + \sum_{i=1}^L \frac{(y_{t-1}, \dots, y_{t-m})(y_{t-1}, \dots, y_{t-m})}{2}$ 。以逆伽马分布抽取  $\{\sigma_i^2 = \text{Inv-Gamma}(c_0 + \sum^l (t: s_t = l), d_0 +$

① Chib S, "Calculating Posterior Distributions and Modal Estimates in Markov Mixture Models", *Journal of Econometrics*, 1996, 75(1), pp. 79-97.

$\sum_{t=1}^T l(y_t - (y_{t-1}, \dots, y_{t-m})\beta_t)^2$  以多元正态分布, 抽取  $\{\mu_t = N((B_0^{-1} + \bar{L}\Sigma^{-1})^{-1}(b_0 B_0^{-1} + \Sigma_{j=1}^L \Sigma^{-1}\beta_j), (B_0^{-1} + \bar{L}\Sigma^{-1})^{-1})\}_{t=1}^T$  其中  $\bar{L}$  为当前至少出现过一次的区制状态总数。以逆 Wishart 分布抽取  $\Sigma = Inv-Wishart(m_0 + \bar{L}, S_0 + \sum_{t=1}^T (\beta_t - \mu_t)(\beta_t - \mu_t)')$ 。

V: 将步骤 I 至 IV 迭代  $(M_0 + M_1)$  次, 前  $M_0$  次为预烧期, 预烧期过后结果将达到稳定。再继续迭代  $M_1$  次该 MCMC 过程以统计后验结果, 其中以  $t=1, \dots, T$  时点  $y$  变量滞后项的系数之和, 即  $\{\beta_{i,t}\}_{t=1}^T$  之和的后验中位数估计值, 简称 RTV 估计值, 用于计算前述公式(4)中的 ARC 时变指标。同理得到公式(5)至公式(8)中, 其他超参数与特征值的后验中位数估计。

与现有测度经济增长稳定性的文献相比, 混合分层结构的 Gibbs 抽样方法实现的 RTV-AR 模型, 可以更充分的从经济数据中提取信息。RTV-AR 模型通过 MCMC 方法估计出度量增长率动态结构稳定性的 ARC 指标、反映波动性特征的随机扰动项方差、体现均值水平与固定成分的截距项与识别区制状态改变的结构断点概率。RTV-AR 模型也存在其一元数据模型的局限性, 即无法从多元数据指标的角度分析影响经济增长稳定性的因素。在这方面, 可以结合刘洋和陈守东(2016)<sup>①</sup>提出的多元时变因果关系模型进行进一步研究。

本文在实证中采用的预烧期  $M_0$  均为 10000 次,  $M_1$  均为 50000 次, 具体的 Gibbs 抽样过程以 C++ 语言编程实现, 矩阵运算部分引用 lapack 与 blas 标准运算库, 以确保计算的准确性。

表 1 中美日等 9 国 GDP 季度同比增长率数据的平稳性检验

国家	时间段	ADF(p 值)	PP(p 值)	KPSS(p 值)
中国	1992Q1-2015Q2	-2.731288(0.0727)	-2.517481(0.1147)	0.309292(>0.10)
美国	1953Q1-2015Q2	-3.005805(0.0358)	-4.200621(0.0008)	0.374944(<0.10)
日本	1956Q1-2015Q2	-2.438206(0.1324)	-1.910022(0.3273)	1.832794(<0.01)
韩国	1971Q1-2015Q2	-2.716861(0.0733)	-3.481904(0.0096)	1.093748(<0.01)
印度	1997Q1-2015Q2	-3.391966(0.0146)	-3.541616(0.0096)	0.200741(>0.10)
英国	1956Q1-2015Q2	-4.365375(0.0004)	-4.941481(0.0000)	0.193240(>0.10)
法国	1979Q1-2015Q2	-3.911491(0.0026)	-4.004589(0.0019)	0.376834(<0.10)
南非	1994Q1-2015Q2	-2.831582(0.0583)	-3.018049(0.0373)	0.135247(>0.10)
巴西	1997Q1-2015Q2	-4.288115(0.0010)	-3.103669(0.0308)	0.164933(>0.10)

注: 数据来自 Wind 资讯数据库。

### 三、经济增长率的稳定性分析

#### (一) 经济增长率数据的平稳性检验

本文选取中国、美国、日本、韩国、印度、英国、法国、南非、巴西等 9 国的 GDP 季度同比增长率数据, 对各国的经济增长率过程的稳定性进行计量分析。在计量分析之前, 通过 EViews7 统计软件工具, 采用 Dickey 和 Fuller(1979)<sup>②</sup>的 ADF 方法, 同时结合 Phillips 和 Perron(1988)<sup>③</sup>的 PP 方法,

① 刘洋、陈守东:《混合分层结构 Gibbs 算法与时变因果关系检验及应用》,《数理统计与管理》2016 年第 2 期。

② Dickey D. A., Fuller W. A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74(366), pp. 427-431.

③ Phillips P. C. B., Perron P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 1988, 75 (2), pp. 335-346.

Kwiatkowski 等(1992)<sup>①</sup>的 KPSS 方法对中美日等 9 国 GDP 同比增长率数据进行平稳性检验。本文所选数据时间段与不同方法平稳性检验结果,如表 1 所示。其中 ADF 与 PP 检验方法,所得数据为以其所依据方法计算的统计量与拒绝含有单位根原假设的 P 值。KPSS 检验方法,所得数据为以该方法计算的统计量与不能拒绝平稳性原假设的 P 值所在的区间范围。从表 1 的检验结果中可以看到,大部分国家的 GDP 季度同比增长率数据几乎都无法在所有检验方法下通过平稳性检验。因此,本文以前述设计的可兼容非平稳性数据的 RTV-AR 模型,测度各国经济增长率稳定性。

### (二)中国经济增长率过程的稳定性分析

选取如图 1 中虚线所示的中国 1992 年 1 季度至 2015 年 2 季度的 GDP 同比增长率数据,基于 RTV-AR 模型进行稳定性测度分析。从计量结果得到的主要结论包括:第一,中国经济自 1996 年成功实现“软着陆”之后,ARC 指标从不稳定的 0.9 以上,调整到 0.85 左右的稳定状态,进入了经济平稳快速发展的阶段。第二,1996 年至今,中国经济的 GDP 增长率的 AR 过程的 ARC 指标总体平稳,同时 ARC 指标的水平一直保持在 0.8 以上,说明经济增长率 AR 结构的惯性较大,即维持增长的能力较强。第三,中国经济的 ARC 指标在 2007 年之前,具有稳定且缓慢向上的趋势,显示出经济增长的加速趋势,这种趋势止于美国金融危机爆发的 2008 年。第四,2008 年以后,特别是 2010 年应对金融危机的量化宽松货币政策转为稳健的货币政策之后,ARC 指标稳定在较 2008 年之前稍低但却更加平稳的状态至今,这说明中国的经济增长率过程进入了一个新的稳定状态,近期将保持稳定,不存在下行趋势。第五,如图 2 所示,在 2009 年以前,中国经济虽然保持了长期的高速增长过程,但经济增长的波动性也较高,相比之下更易受到冲击因素的影响。2010 年之后,中国经济增长过程波动性显著降低到了一个新的稳定水平上,经济增长增速适度放缓的同时,增强了经济运行的稳定性。

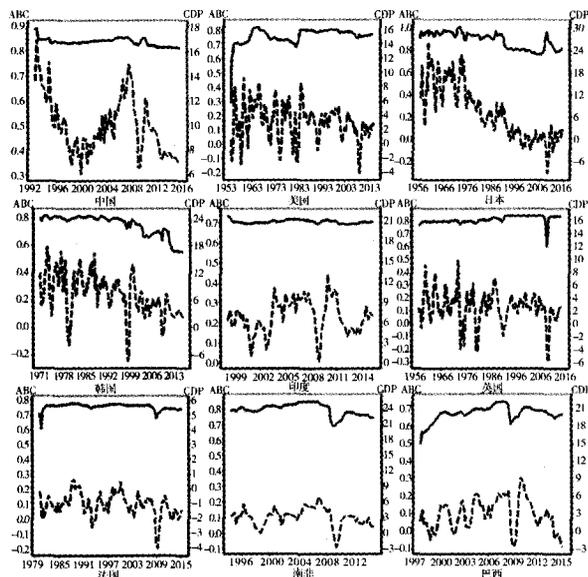


图 1 GDP 增长率 ARC

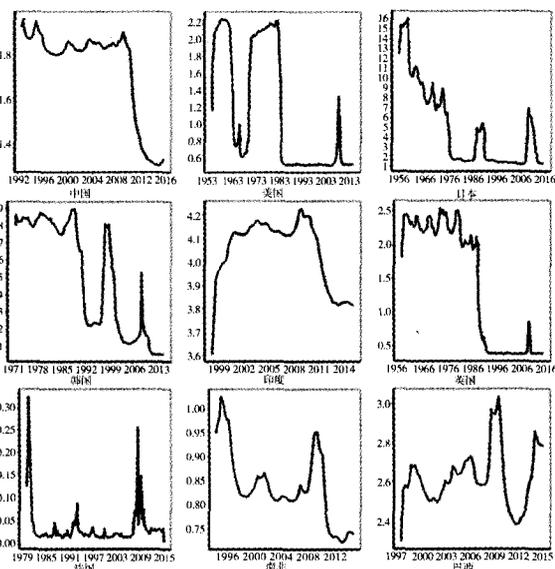


图 2 GDP 增长率扰动项方差

测度模型的计量结果,还包括公式(5)中的 AR 过程的截距项。基于公式(12)的区制状态序列估计得到的区制结构断点概率。测度结果表明,中国 GDP 增长率 AR 过程的截距项相对稳定,其变化十分有限。这说明中国经济的 GDP 增长率在均值水平方面较为稳定,投资、出口与消费所贡献的增长率水平总体保持稳定,其动态变化主要来自于 AR 结构的调整与冲击因素的影响下的波动。另外,

① Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin, Y., “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 1992, 54(1), pp. 159-178.

中国经济增长过程中不存在较大概率的结构断点,这说明中国经济增长的模式转换过程相对平滑。仅有的相对较大的结构断点概率,出现在开启实施经济软着陆政策的1993年与近期的2010年。

### (三) 多国经济增长率过程的稳定性分析

为进一步研究不同经济体在不同经济增长模式下的经济增长稳定性特征,本文选取如表1所示的包含新兴经济体与发达国家在内的美国、日本、韩国、印度、英国、法国、南非、巴西等8国的GDP季度同比增长率数据进行稳定性测度分析。通过自相关性检验结合贝叶斯信息准则确定各自AR过程的滞后期选择,以RTV-AR模型进行对比分析。

1. 多国经济增长率过程AR结构的稳定性与动态趋势分析。从ARC指标所反映的经济增长率过程AR结构的稳定性与动态趋势特征的角度,对比分析8国的经济增长率过程的稳定性。图1所示的各国经济增长率过程的ARC指标计量结果表明:第一,20世纪80年代中期以来,在美国、英国和法国进入“大缓和(Great Moderation)”阶段之后,其ARC指标均出现了较之前更加平稳的现象。相比之下,法国的经济增长率过程AR结构的稳定性低于英国,而且两国ARC指标的动态趋势在20世纪90年代之后开始分化。第二,创造过“东亚奇迹”的日韩两国,在分别于1984年和1995年实现人均GDP超过1万美元之后,ARC指标步入了持续下降的过程至今,说明其经济增长过程存在持续衰退的动态趋势。究其原因,张乃丽(2015)<sup>①</sup>认为,20世纪90年代以来日本经济长期低迷的原因在于供给侧的创新不足,需求端的刺激政策无法解决“新供给”的缺失。第三,作为新兴经济体主要国家的印度和巴西,虽然在进入21世纪以来实现了较高的经济增长,但是较低的ARC指标,说明其经济增长率过程AR结构的稳定性较低。同时巴西经济较低且不稳定的ARC指标,更预示着其在经济增长稳定性上的欠缺。相比之下,同为“金砖国家”的南非,其ARC指标稳固在0.8左右,说明南非经济增长率过程AR结构的稳定性较强。第四,从ARC指标上可以看出,各国均受到2008年金融危机的冲击。美国受到的冲击最小、英国受到的冲击最短暂、法国在受到冲击之后恢复的比英国慢、日本在2008年之前所出现的短暂经济复苏进程彻底被金融危机的冲击所打断、韩国在受到冲击之后ARC指标加速了下降的趋势。印度与巴西的ARC指标在金融危机之前就明显低于其他国家,特别是巴西的ARC指标自1997年至今几乎没有稳定过。相比之下,南非的ARC指标在金融危机之前较为稳定。

2. 多国经济增长率的波动性特征。RTV-AR模型测度的GDP增长率AR过程随机扰动项方差的后验估计值,可以体现经济增长率的波动性特征,反映其抵御外部冲击影响的能力,对比图2所示的8国GDP增长率AR过程随机扰动项方差的计量结果,可以发现:第一,美英法等发达国家在进入“大缓和”阶段后,经济增长率的波动性显著降低到1以下的水平,说明其经济增长的稳定性增强。第二,日本与韩国GDP增长率AR过程的扰动项方差虽然也分别在20世纪80年代和20世纪90年代之后显著下降,但却无法抵御各种冲击影响而阶段性突起。第三,与印度和巴西远超过1的GDP增长率AR过程扰动项方差相比,南非GDP增长率AR过程的扰动项方差近期一直保持在1以下。

3. 多国经济增长率的均值水平与固定成分分析。RTV-AR模型测度的GDP增长率AR过程截距项的后验估计值,可以在一定程度上反映经济增长率在的均值水平与固定成分上的变化,测度模型的结果显示:第一,以美英为代表的发达经济体在进入“大缓和”阶段之后,其截距项有所下降。第二,新兴经济体的截距项相对高于发达经济体,说明这些发展过程中的经济体其经济增长率中的要素驱动与投资驱动所带来的固定成分相对较大。第三,虽然人均GDP早已跨过发达国家下线,而且韩国也是经济合作与发展组织(OECD)成员,但是韩国也往往被多个重要的国际组织与研究机构以不同的标准界定为新兴经济体。韩国GDP增长率AR过程的截距项水平与中国相近,而与日本相去甚远。从这个角度上看,韩国具有新兴经济体的特点。与此相反,属于“金砖国家”的南非,其GDP增长率AR过程的截距项与英法相近。

<sup>①</sup> 张乃丽:《日本经济长期低迷的新解说:基于供给的视角》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》2015年第3期。

4. 多国经济增长率区制状态的结构断点检验。RTV-AR 模型测度的 GDP 增长率 AR 过程区制状态的结构断点概率,可以反映经济增长过程的突变性特征。对比 8 国 GDP 增长率 AR 过程区制状态结构性断点的计量结果表明:第一,进入“大缓和”阶段后,美英法三国的结构断点概率显著降低,体现经济增长的稳定性增强。第二,虽然 2008 年的金融危机引发了美英法三国出现了相对较高的结构断点概率,但是从持续性角度上看,金融危机及随之而来的一系列冲击对其他 5 国的影响更加深远。

(四)局部单位根过程检验与经济增长方式的可持续性分析

RTV-AR 模型实现了数据自回归结构的时变估计,在兼容非平稳数据的同时,也得到了以局部 AR 过程的最大特征根检验时间序列数据中局部单位根过程的模拟实现方法。图 3 显示了包含中国在内的 9 国 GDP 增长率 AR 过程最大特征根的 10%、50%与 90%的后验分位数估计值,结果显示:第一,中国在“经济软着陆”之前具有相对较高的单位根风险,其后在接近 90%上下的水平上基本可以拒绝单位根过程,特别是在 2010 年之后,完全可以在 90%的显著性水平下拒绝单位根过程。从这一检验结果上看,印度与中国具有相似的情况。第二,日本在 1990 年泡沫经济破灭以前长期存在较大的单位根风险,这暗示其当时的经济增长过程不具有可持续性。第三,其他 6 国,除极少的结构突变概率较高的时点以外,均可在 90%的显著性水平下拒绝单位跟过程。

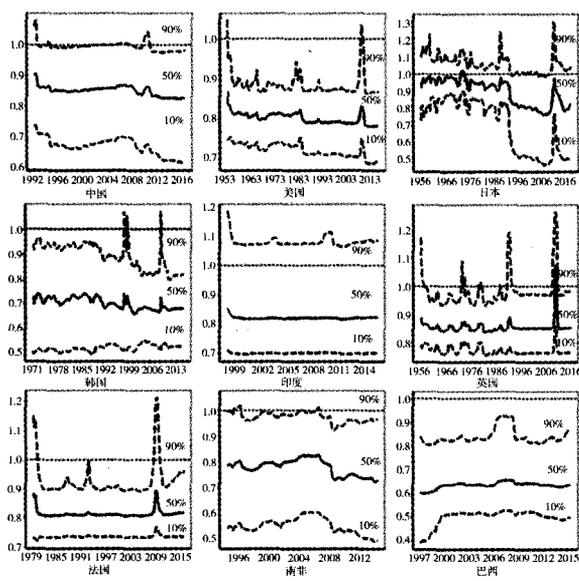


图 3 GDP 增长率 LAR

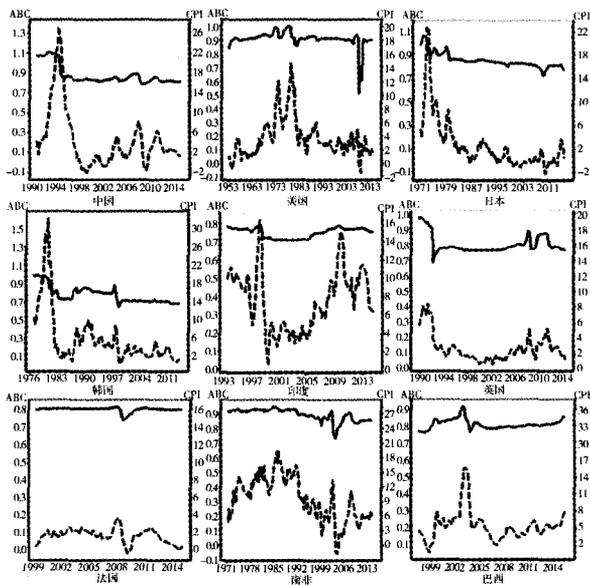


图 4 CPI 同比增长率 ARC

中国经济增长率过程的稳定性测度分析发现:自中国经济实现软着陆以来,经济保持高速增长的同时,也存在着较高的波动性风险;中国经济虽然在金融危机中受到了一定的冲击,但是在后金融危机时代顺势转入了更加稳定的新状态;中国经济增长虽然在近期有所放缓,但是中国经济增长的稳定性增强,波动性显著降低。

综合美国、日本、韩国、印度、英国、法国、南非、巴西等 8 国经济增长率过程的稳定性测度分析发现:金融危机以及后金融危机时代全球性非常规货币政策的冲击,对发达经济体和新兴经济体的影响都是非对称的;经济体自身经济结构与经济增长驱动力特征,决定了其所受冲击影响的水平;部分经济体在经济增长质量上的欠缺,是导致其深陷金融危机影响的主要原因。通过中外经济增长率过程实证分析的结果对比,进一步强调了经济增长质量的重要性。无论是发达国家,还是新兴经济体,在经济结构与经济增长驱动力方面的不足,都将给经济增长的可持续发展带来隐患。本文进一步从价格稳定性的角度,结合中外各国的经验分析与对比来考察中国经济增长的质量。

#### 四、价格指数增长率的稳定性分析

##### (一) 价格指数增长率数据的平稳性检验

本文选取 CPI 季度同比增长率数据(每季度最后月份的同比增长率),对各国的价格指数增长过程的稳定性进行分析。在计量分析之前,通过 EViews7 统计软件工具,以 ADF、PP 与 KPSS 分别提出的单位根与平稳性检验方法,对中美日等 9 国 CPI 季度同比增长率数据进行平稳性检验。数据与平稳性检验结果,如表 2 所示。检验结果表明,大部分国家的 CPI 季度同比增长率数据几乎都无法在所有检验方法下同时通过平稳性检验。因此,需要可兼容非平稳性数据的 RTV-AR 模型,测度各国价格指数增长率的稳定性。

表 2 中美日等 9 国 CPI 季度同比增长率数据的平稳性检验

国家	时间段	ADF(p 值)	PP(p 值)	KPSS(p 值)
中国	1990Q1-2015Q2	-2.650985(0.0867)	-2.054685(0.2635)	0.325451(>0.10)
美国	1953Q1-2015Q2	-1.792477(0.3837)	-2.611595(0.0920)	0.340186(>0.10)
日本	1971Q1-2015Q2	-1.948978(0.3093)	-2.337100(0.1616)	1.007424(>0.01)
韩国	1976Q1-2015Q2	-2.507872(0.1156)	-3.075552(0.0305)	0.734917(>0.05)
印度	1993Q1-2015Q2	-1.657887(0.4487)	-2.972343(0.0416)	0.242257(>0.10)
英国	1989Q1-2015Q2	-2.808413(0.0609)	-1.959489(0.3042)	0.356695(>0.10)
法国	1999Q1-2015Q2	-3.619987(0.0080)	-3.147184(0.0282)	0.150241(>0.10)
南非	1971Q1-2015Q2	-1.702683(0.4281)	-2.116344(0.2386)	0.915267(>0.01)
巴西	19971-2015Q2	-3.744076(0.0054)	-2.362442(0.1560)	0.146516(>0.10)

注:数据来自 Wind 资讯数据库。

##### (二) 中国价格指数增长率的稳定性分析

选取如图 4 中虚线所示的中国 1990 年 1 季度至 2015 年 2 季度的 CPI 同比增长率数据,通过自相关性检验结合贝叶斯信息准则选取滞后 2 期 AR 过程,基于 RTV-AR 模型进行稳定性测度分析,得到的主要计量结果表明:第一,中国经济的通胀率在 1996 年完成“软着陆”之后,通胀率的 ARC 指标代表高通胀过程的大约 1 的水平上,下降为接近 0.9 的稳定状态。代表波动性的随机扰动项方差也在 1996 年后大幅下降,说明通胀动态趋于稳定。在 1996 年出现高于 50% 以上的断点概率,也证实通胀率过程在此阶段发生了结构性的状态转换。第二,2007 年之前,ARC 指标的上升暗示通胀风险在增加,但经过 2008 年金融危机的冲击后,于 2012 年之后,ARC 指标再次稳固到了一个更加平稳的水平上。同时波动性也在 2010 年之后再次下降到更低的水平上。中国的价格指数增长率在经历“软着陆”和 2008 年金融危机后,从高通胀过程转向温和通胀过程与更趋稳定的通胀状态。

##### (三) 多国价格指数增长率的稳定性分析

为进一步研究不同经济体在不同经济增长模式下的价格指数的稳定性特征,继续选取如表 2 所示的包含新兴经济体与发达国家在内的美国、日本、韩国、印度、英国、法国、南非、巴西等 8 国的 CPI 季度同比增长率数据进行稳定性测度分析。通过自相关性检验结合贝叶斯信息准则确定各自 AR 过程的滞后期选择,以 RTV-AR 模型对各国的通胀率动态过程进行对比分析。

1. 多国通胀率过程 AR 结构的稳定性与动态趋势分析。从 ARC 指标所反映的通胀率过程 AR 结构的稳定性与动态趋势特征的角度,对比分析 8 国通胀率过程稳定性。从图 4 所示的各国通胀率过程 ARC 指标的计量结果中可以发现:第一,在美国 20 世纪 80 年代、日本 20 世纪 70 年代与韩国 20 世纪 80 年代之前的投资扩张过程中,都出现过类似中国经济“软着陆”前的高通胀过程。第二,2008 年的金融危机对美国、日本、英国与法国等发达经济体价格系统的短期冲击较大,说明其金融体系的

关联性更加紧密。第三,2008年的金融危机对新兴经济体价格系统的影响则更加持续,类似中国的情形,印度和南非在2008年之前的短期通胀趋势都被打断而转向。第四,从ARC指标上看,日本在2008年金融危机后的量化宽松货币政策,特别是2012年之后的持续量化宽松政策,对日本通胀过程起到了一定的短期效果。

2. 多国通胀率的波动性特征。RTV-AR模型测度的通胀率AR过程随机扰动项方差的后验估计值,可以体现通胀率的波动性特征,反映其抵御外部冲击影响的能力,对比图4所示的8国通胀率AR过程随机扰动项方差的计量结果,可以发现:第一,发达经济体的波动性要显著低于新兴经济体,只在2008年金融危机前后,美英法的波动性短期加剧。第二,类似中国的“软着陆”过程,日韩在1980年前后也通过强有力的政策将通胀率的波动性大幅降低,但与日韩相比,中国的过渡阶段更加的平滑。第三,新兴经济体通胀率的波动性高于发达国家,其中南非与巴西的通胀率波动性在2003年前后有所降低。

3. 多国通胀率的均值水平与固定成分分析。RTV-AR模型测度的通胀率AR过程截距项的后验估计值,可以在一定程度上反映通胀率在的均值水平与固定成分上的变化,对比8国通胀率AR过程截距项的计量结果,从截距项上表明,发达国家通胀率的均值水平与固定成分要低于新兴经济体。

4. 多国通胀率区制状态的结构断点检验。RTV-AR模型测度的通胀率AR过程区制状态的结构断点概率,可以反映通胀率过程的突变性特征。对比8国通胀率AR过程的结构断点概率表明:第一,美英法三国的通胀率AR过程在金融危机前后具有结构断点的概率相对较高。第二,韩日在经济高速发展阶段,通胀率AR过程具有结构断点的概率相对较高。

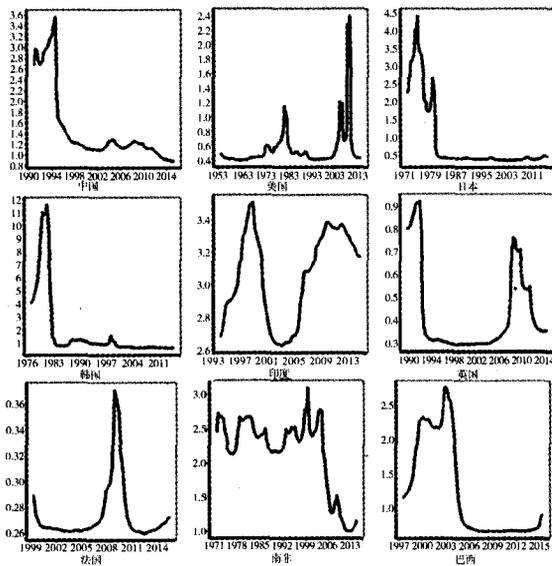


图5 CPI增长率扰动项方差

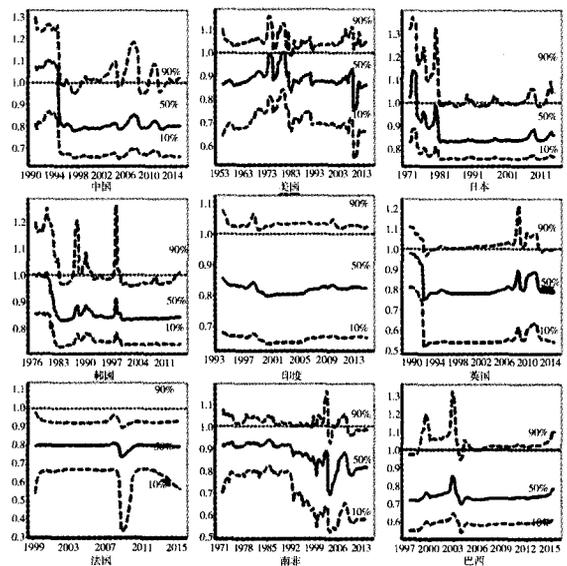


图6 CPI增长率LAR

(四)局部单位根过程检验与通胀过程的可持续性分析

基于RTV-AR模型,通过通胀率局部AR过程的最大特征根来检验其存在局部单位根过程的可能性。图6显示了包含中国在内的9国通胀率AR过程最大特征根的10%、50%与90%的后验分位数估计值,结果显示:第一,在投资扩展阶段,中国、美国、日本与韩国都持续存在着在90%显著性,甚至是50%显著性水平下无法拒绝的单位根风险。第二,在通胀加剧的过程中,例如中国的2007年前后、美国2007年之前、巴西的2003年前后,都出现了突增的单位根风险。

中国价格指数增长率的稳定性测度分析发现:价格体系的稳定伴随着经济增长率过程的稳定,自中国经济实现软着陆以来,中国经济摆脱了高通胀的单位根风险,价格体系趋于稳定。中国价格指数的波动性在1996年大幅降低,并且在2010年进一步降低到相对接近价格体系稳定的发达经济体的水平;2012年以后的ARC指标显示,中国经济的通胀动态更趋稳定,并且不存在代表通缩风险的

ARC 指标下降趋势。

综合美国、日本、韩国、印度、英国、法国、南非、巴西等 8 国价格指数增长率过程的稳定性测度模型发现:经济增长率过程的不稳定性也伴随着价格指数的不稳定性;投资扩张时期不可持续的经济增长方式,使中美日韩等多个国家出现过单位根风险加剧的高通胀过程;美国金融危机和与其相关的量化宽松货币政策的影响,不仅对美英法等发达国家价格指数的稳定性造成了短暂的冲击,还对印度和南非等新兴经济体的价格体系产生了更加深远的影响,甚至改变了其通胀趋势。总之,经济增长质量上的不足,经济结构与经济增长驱动力方面的欠缺,也影响了经济体价格指数的稳定性。

## 五、总结

本文以创新方法构建经济增长稳定性的测度模型,对中美等 9 国经济增长稳定性进行实证分析。结合与发达经济体和新兴经济体的经验比较,从稳定性的角度测度中国经济增长的质量。实证结果表明:无论是过去的发达经济体,还是近期的新兴经济体,在发展过程中都存在经济增长从不稳定向稳定过渡的转型阶段;中国经济增长率与通胀率在 2010 年之后,呈现出动态趋势稳定、波动性降低、局部平稳等新常态特征;相比之下,不同的经济增长方式与内在结构上的差异使不同经济体在经济增长的稳定性与抵御冲击风险的能力方面有着明显的区别;2008 年的金融危机及随之而来的一系列冲击,对发达经济体与新兴经济体的冲击都存在着非对称性,新兴经济体的经济增长在后金融危机时代,更是存在着明显的分化现象。

综上所述,面对日益复杂多变的国际环境,虽然在经济新常态下的中国经济增长的稳定性有了显著的提高,但是在经济转型升级向纵深推进的过程中依然存在困难与风险,通过本文所提出并设计实现的经济增长稳定性测度模型,可以有效的测度经济增长的稳定性水平,提升管理经济运行的能力。

## Measuring the Stability of Economic Growth: An Empirical Analysis

CHEN Shou-dong LIU Yang

(Research Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, P. R. China;  
School of Business, Jilin University, Changchun 130012, P. R. China)

**Abstract:** For measuring the stability of economic growth, this paper constructs an infinite state Markov regime Time-varying Auto-regression model, designed the hybrid hierarchical Gibbs sampling process to achieve nonparametric Bayesian method implementation of the model. Base on the empirical analysis and comparison on the stability of economic growth for China and the United States with other countries, we measure the quality of economic growth from the perspective of stability. The results show that the differences of economic growth mode and economic structure got the differences on the stability of economic growth. In the course of development, there is also a conversion stage for economic growth of developed economies from unstable to a stable. After 2010, the output and price index of China's economy has emerged as a more stable dynamic structure, reduce volatility, local smooth features under the new Normal. The post-crisis era, the accelerated differentiation among the emerging economies warns China to improve the quality of economic growth and initiative to adapt to the new normal development.

**Keywords:** Economic Growth; Stability Measure; Gibbs Xampling

[责任编辑:邵世友]