

□数量经济理论及应用

不确定性、通货膨胀 与实际产出之间的关联研究

——基于 VAR-GARCH 模型的实证检验

刘金全 潘方卉

[摘要] 应用 VAR-GARCH 模型对 1990 年第 1 季度到 2011 年第 2 季度的通货膨胀率、产出增长率与不确定性之间的关系进行的检验发现,我国目前存在着稳定的菲利普斯曲线效应,但通货膨胀率和通货膨胀不确定性以及产出增长率和产出不确定性之间的双向 Granger 因果关系表现微弱,说明当前经济形势下,经济活性较低,经济政策效应弱化,因此,应该加强经济政策操作力度和选择合适的经济政策工具。

[关键词] 通货膨胀;产出增长;不确定性;VAR-GARCH 模型

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目(10ZD0006);国家自然科学基金项目(70971055)

[收稿日期] 2011-11-15

[作者简介] 刘金全,吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授,商学院院长;潘方卉,吉林大学数量经济专业博士研究生。(长春 130012)

一、引言

通货膨胀与实际产出之间关系的检验一直是宏观经济中的热点问题。^[1]以往大多数文献都集中于对通货膨胀和产出水平值之间关系的研究,但是也有一些学者认为通货膨胀与实际产出关系的研究不应该只关注于二者水平值之间的关系,更应该注意通货膨胀率、实际产出与它们波动率之间的相互影响效应。例如,Fuhrer 将最优货币政策的标准确定为最小化经济变量波动率的政策形式,强调了通货膨胀不确定性和实际产出缺口的重要性。^[2]

在通货膨胀率与实际产出增长率之间关系的理论研究中,Briault 认为至少在短期内通货膨胀与实际产出之间存在着正相关关系,通常出现的是较高经济增长率向较高通货膨胀率的转变,这种正相关关系被称为“菲利普斯曲线”效应。^[3]而关于通货膨胀对实际产出的影响研究,很多学者认为适度的通货膨胀对实际产出增长具有正向影响,但是通货膨胀率却存在显著的“门限效应”,即通货膨胀率应该处于一定的范围之内。^[4-5]另外,Gillman & Kejak 在具有物质资本和人力资本的内生经济增长模型中,发现通货膨胀率对实际产出具有反向影响,从而加剧了通货膨胀率与经济增长率关系研究的复杂性。^[6]

Taylor 指出,单纯水平值之间的影响关系还不足以揭示通货膨胀率与实际产出增长率之间复

杂的影响关系,应该充分关注实际产出不确定性和通货膨胀不确定性之间存在的相互影响,这种不确定性之间的相互影响,被称为“Taylor 效应”。^[7]“Taylor 效应”不仅来源于通货膨胀预期和实际产出预期的作用,还涉及不确定性所体现的风险及风险态度的作用,能够在一定程度上揭示经济政策制定者和经济行为个体的预期特征和行为偏好。Logue & Sweeney 认为,由于较高的通货膨胀不确定性导致生产者无法及时准确地区分实际需求和名义需求变化,因此导致生产者产生较高的产出不确定性,因此存在通货膨胀不确定性向实际产出不确定性的正向“Taylor 效应”;^[8]与此相反,Devereux 则认为较高的实际产出不确定性会导致较高的通货膨胀不确定性,认为实体经济波动也会在价格波动中显示出来,供给冲击也是通货膨胀的重要成因。^[9]

也有大量研究来描述和检验不确定性与水平值之间的关系。Friedman 认为通货膨胀不确定性对实际产出具有反向影响,通货膨胀的不确定性能够影响到资源配置的跨期选择,因此无法做出最优的投资和消费选择,进而影响经济系统的实际产出水平。^[10]然而,Dotsey & Sarte 的研究认为,由于通货膨胀不确定性的存在,导致了大量出于预防动机和风险规避原因的现金预留,这就要求储蓄增加、利率降低,进而促进了投资的增加,最终作用到实际产出的扩张,这意味着通货膨胀不确定性有助于实际产出水平的提升。^[5]类似地,Cukierman & Meltzer 的研究认为,通货膨胀不确定性的增加也会正向地影响到通货膨胀率,因此建议出于稳定通货膨胀的考虑,应该尽量降低通货膨胀不确定性,尽量形成稳定的通货膨胀预期。^[11]

同样,Blackburn 使用基于“边干边学”假设的内生经济增长模型,发现经济周期波动率有助于提高长期经济增长率,这意味着适度的实际产出波动,即实际产出的不确定性有助于提高经济增长率,因为在学习过程中的一定程度的波动能够导致学习效率的提高和系统信息的积累,从而提高实际产出能力。^[12]但是,来自企业微观的研究认为,实际产出的波动对实际产出水平具有一定程度的妨碍作用^[13],这是因为企业投资行为具有不可逆性,任何生产计划的调整都造成生产因素效率的降低,从而导致实际产出不确定性对实际产出水平具有反向影响关系。

由于关于通货膨胀和实际产出水平值和不确定性之间的影响关系比较复杂,远未达到理论和实证上的统一,因此人们继续对不同国家和不同经济发展阶段的上述变量关系进行描述和检验。由于我国正处于新兴市场经济的快速发展过程中,我国学者也对这些影响关系进行了理论分析和计量检验,例如陈太明使用中国 1952—2004 年的数据,利用 GARCH-M 模型检验发现,通货膨胀不确定性与实际产出增长率之间存在负相关关系,实际产出增长不确定性与实际产出增长率呈现负相关关系,实际产出增长不确定性与通货膨胀率之间存在正相关关系,通货膨胀不确定性与通货膨胀率之间也存在负相关关系。^[14]周宏山和吴诣民使用多元自回归条件异方差模型(MGARCH 模型)检验发现,通货膨胀率越高,则导致通货膨胀不确定性越大,而通货膨胀率水平和通货膨胀不确定性都与实际产出和实际产出不确定性负相关。^[15]

由于我国通货膨胀变化比较剧烈,当前通货膨胀压力较大,而我国经济进入“十二五”初期后,经济周期波动又出现了新的波动态势,因此我们有必要使用更宽泛的样本区间和更稳健的计量方法,对上述通货膨胀率与实际产出增长率在水平值和波动率上的双重关系进行深入描述和检验。为此,我们在实证分析中,使用 VAR-GARCH 模型获得通货膨胀率和实际产出增长率波动率的同时估计,拓展了 Grier & Perry 提出的“同步检验法”^[16],使得我们的检验具有更好的统计效果。

二、VAR-GARCH 模型和不确定性估计

1. VAR-GARCH 模型设定

我们使用 VAR-GARCH (Vector AutoRegressive-Generalized AutoRegressive Conditional Het-

eroskedasticity) 模型同时估计通货膨胀率和实际产出增长率的条件均值、条件方差和协方差。通货膨胀率和实际产出增长率分别使用 π_t 和 y_t 表示, 残差向量定义为 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{\pi t} \varepsilon_{y t})'$ 。广义的双变量 VAR(p) 模型可以定义为:

$$x_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $x_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix}$, $\Phi_0 = \begin{bmatrix} \phi_{\pi 0} \\ \phi_{y 0} \end{bmatrix}$ 和 $\Phi_i = \begin{bmatrix} \phi_{\pi \pi, i} & \phi_{\pi y, i} \\ \phi_{y \pi, i} & \phi_{y y, i} \end{bmatrix}$, Φ_0 是一个 2×1 的常数向量, Φ_i ($i = 1, \dots, p$) 是一个 2×2 的自回归系数矩阵。 p 为滞后阶数, 最优滞后阶数可以通过 AIC 和 SIC 信息准则确定。 ε_t 服从零均值和协方差矩阵 H_t 的条件正态分布, 即 $\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$, 这里 Ω_{t-1} 表示 $t-1$ 时刻的信息集。条件方差和条件协方差满足的条件^[17]为:

$$h_{\pi t} = \omega_{\pi} + \beta_{\pi} h_{\pi, t-1} + \alpha_{\pi} \varepsilon_{\pi, t-1}^2 \quad (2)$$

$$h_{y t} = \omega_y + \beta_y h_{y, t-1} + \alpha_y \varepsilon_{y, t-1}^2 \quad (3)$$

$$h_{\pi y, t} = \rho \sqrt{h_{\pi t}} \sqrt{h_{y t}} \quad (4)$$

其中, $h_{\pi t}$ 和 $h_{y t}$ 分别是通货膨胀率和产出增长率的条件方差, 可以用来作为通货膨胀不确定性和产出不确定性的度量。 $h_{\pi y, t}$ 是 $\varepsilon_{\pi t}$ 和 $\varepsilon_{y t}$ 之间的条件协方差。对于任意 $i = \pi, y$, 都有 $\alpha_i > 0$, $\beta_i > 0$, $-1 \leq \rho \leq 1$ 。未知参数 ω 的极大似然函数如下:

$$l_t(\omega) = -1/2 \log |H_t| - 1/2 (\varepsilon_{\pi t} \varepsilon_{y t}) H_t^{-1} (\varepsilon_{\pi t} \varepsilon_{y t})' \quad (5)$$

Bollerslev 的研究表明, VAR-GARCH 模型和其他类似模型相比具有很大优势^[17], 他认为使用对数似然函数计算的协方差矩阵使得参数个数降低到最优水平, 同时它很容易在优化过程中控制条件方差方程中的参数, 从而使得 $h_{\pi t}$ 和 $h_{y t}$ 始终为正值。更重要的是, 我们使用 Berndt *et al.* 提出的 BHHH 优化方法^[18] 计算参数的极大似然估计值, 这样可以使得参数的渐进协方差矩阵具有一致性。考虑到大样本个数, 估计结果应该是渐进准确的。

2. 数据说明

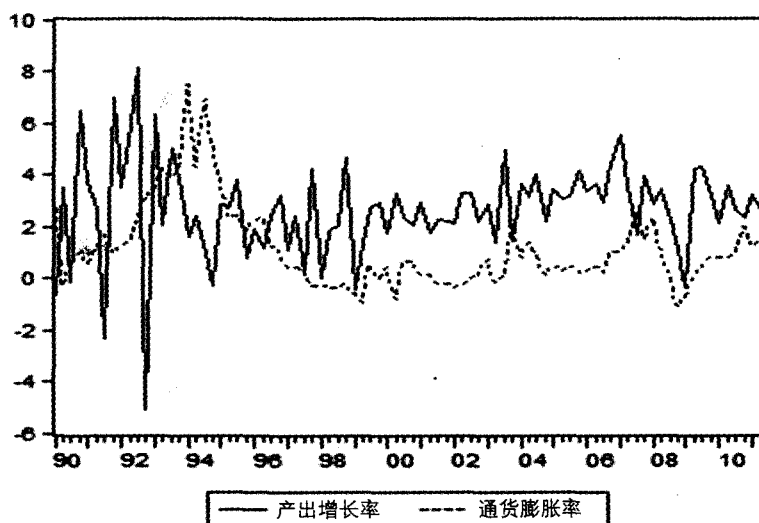


图1 实际产出增长率和通货膨胀率的时间轨迹

我们使用 1990 年 1 季度到 2011 年 2 季度的通货膨胀率和实际产出增长率, 共计 86 个样本。数据均来源于《锐思数据库》。由于我国只有 CPI 的月度同比数据, 因此, 我们首先计算出以

1990 年为基期的月度 CPI 数据, 然后计算每个季度 CPI 的算术平均值, 从而得到了季度的 CPI 数据。在计算实际 GDP 增长率的时候, 我们首先计算 1990 年为基期的实际 GDP 季度数据, 然后对实际 GDP 进行季节调整, 最后计算得出我国实际产出增长率的季度数据。具体数据轨迹由图 1 给出。

从图 1 中可以看出, 我国实际产出增长率和通货膨胀率都具有高度波动性, 并且波动率具有一定程度的“聚类”现象, 这意味着通货膨胀率和实际产出增长率序列中存在着显著的“ARCH 效应”。

3. 模型估计结果

我们首先使用 ADF 和 PP 检验方法对通货膨胀率和产出增长率进行单位根检验。检验结果发现, 在给定的样本区间内, 通货膨胀率序列和实际产出增长率序列都是平稳的。然后使用 AIC 和 SC 准则选择 VAR 模型的最优滞后阶数, 研究发现当滞后阶数 $p=2$ 时, AIC 和 SC 值最小。因此, 模型最终形式确定为 VAR(1)-GARCH(1,1) 模型, 模型估计结果如下^①:

通货膨胀率的估计方程为:

$$\pi_t = -0.277 + 0.627\pi_{t-1} + 0.126\pi_{t-2} + 0.077y_{t-1} + 0.093y_{t-2} + \varepsilon_{\pi t} \quad (6)$$

(-1.429) (4.487)* (0.089) (2.381)* (2.002)*

通货膨胀率的条件方差方程为:

$$h_{\pi t} = 0.106 + 0.522\varepsilon_{\pi,t-1}^2 + 0.435h_{\pi,t-1} \quad (7)$$

(2.169)* (1.824)* (2.760)*

实际产出增长率的估计方程为:

$$y_t = 2.350 - 0.174\pi_{t-1} + 0.061\pi_{t-2} - 0.096y_{t-1} + 0.231y_{t-2} + \varepsilon_{y t} \quad (8)$$

(4.697)* (-1.098) (0.459) (-0.764) (1.770)*

实际产出增长率的条件方差方程为:

$$h_{y t} = 0.304 + 0.546\varepsilon_{y,t-1}^2 + 0.407h_{y,t-1} \quad (9)$$

(1.504) (2.355)* (2.398)*

条件协方差的估计方程为:

$$h_{\pi y t} = 0.035 \sqrt{h_{\pi t}} \sqrt{h_{y t}} \quad (10)$$

(0.310)

在模型估计中, 我们使用 $h_{\pi t}$ 和 $h_{y t}$ 来度量通货膨胀不确定性和实际产出不确定性, 图 2 和图 3 给出了这两个序列的时间轨迹 (坐标纵轴单位为百分数)。

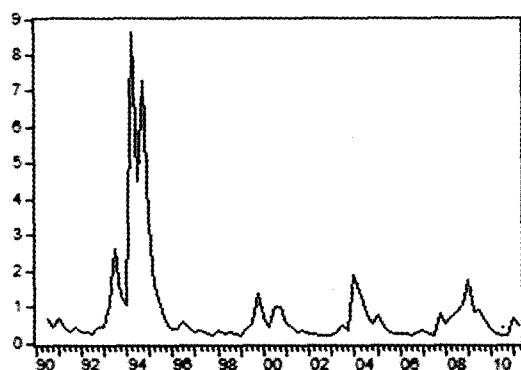


图 2 通货膨胀不确定性的时间轨迹

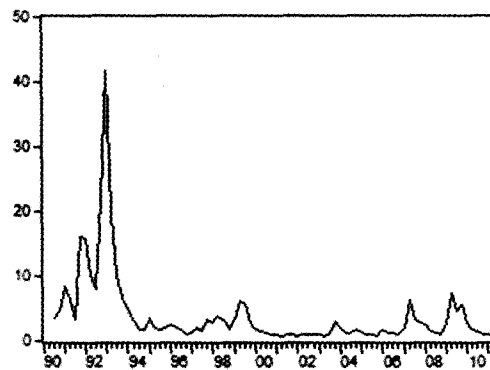


图 3 实际产出不确定性的时间轨迹

从图中可以看出, 实际产出的波动程度明显高于通货膨胀的波动程度, 由此可见, 我国通货膨胀具有显著的持续性。其中 1993 年到 1995 年是通货膨胀不确定性最为显著的时期, 1992 年

① * 号表示在 5% 的显著水平下显著; 括号内是 t 统计量值; 模型估计结果是使用 GAUSS 软件编程得到。

到 1993 年是实际产出不确定性最为显著的时期。在这两个波动率序列的相关性检验中，我们发现两者之间没有显著的统计相关性，因为在方程（10）中，交互相关系数估计不显著，因此在我国目前的经济运行中，没有出现显著的“Taylor 效应”，通货膨胀率不确定性与通货膨胀不确定性之间没有发生显著的相互影响。

为了更清楚地解释模型的估计结果，接下来我们运用 Granger 因果关系检验方法对通货膨胀率、实际产出增长率、通货膨胀不确定性和产出不确定性之间的关系进行检验。由于 Granger 因果关系检验的结果和选择的滞后阶数有很大关系，因此本文分别选择滞后阶数为 1 阶（一个季度）、2 阶（半年）、3 阶（三个季度）和 4 阶（一年），由于涉及水平值和不确定性等四个变量，因此共有六对相互影响关系，检验结果由表 1 给出。

表 1 通货膨胀率、实际产出增长率及不确定性之间的 Granger 因果关系检验

滞后阶数	$\pi_t \rightarrow y_t$	$h_{\pi t} \rightarrow y_t$	$h_{y t} \rightarrow \pi_t$	$h_{\pi t} \rightarrow h_{y t}$	$h_{\pi t} \rightarrow \pi_t$	$h_{y t} \rightarrow y_t$
1	0.068	1.750	7.638 *	0.240	4.413 *	3.201 *
2	0.526	1.009	5.551 *	0.141	2.758 *	2.111
3	0.956	0.895	4.726 *	0.368	2.783 *	1.458
4	1.205	0.745	8.618 *	0.382	1.334	2.367 *
滞后阶数	$y_t \rightarrow \pi_t$	$y_t \rightarrow h_{\pi t}$	$\pi_t \rightarrow h_{y t}$	$h_{y t} \rightarrow h_{\pi t}$	$\pi_t \rightarrow h_{\pi t}$	$y_t \rightarrow h_{y t}$
1	6.548 *	0.749	0.000	0.829	52.01 *	10.71 *
2	3.512 *	0.676	0.335	1.967	34.94 *	13.10 *
3	2.624 *	0.673	0.565	1.160	25.05 *	13.45 *
4	3.389 *	0.674	0.640	2.019	15.65 *	14.12 *

注:表中数值为 F 统计量值; * 号表示在 0.05 的显著水平下显著;“→”表示变量之间的 Granger 影响关系的顺序。

我们注意到，在检验结果中，我们获得的重要发现有，实际产出增长率在 5% 的显著水平下对通货膨胀率具有解释或者预测能力，同时实际产出增长率对通货膨胀率的累计影响系数为正，因此，可以推断出我国存在着“菲利普斯曲线”效应，实际产出增长率的提高会促进和加剧通货膨胀率，会造成一定的通货膨胀压力。这与估计方程（6）中实际产出变量的系数和显著性结果是相符的；反过来，我们发现通货膨胀率对实际产出增长率却没有显著的预测和解释能力，此时通货膨胀率对实际产出增长率不存在显著的 Granger 因果关系。这与估计方程（8）中通货膨胀变量的系数和显著性结果也是相符的，这意味着目前我国经济运行过程中，通货膨胀率与实际产出增长率之间存在单向显著影响。

在不确定性与水平值之间的影响关系检验方面，我们发现通货膨胀不确定性和实际产出不确定性都对通货膨胀率的水平值具有显著解释能力。其中，实际产出不确定性对通货膨胀率具有正向影响，经济周期波动加剧将增加通货膨胀压力，促进价格水平提高；通货膨胀不确定性对通货膨胀率的影响依赖时间期限，在半年的期限内，通货膨胀不确定性对通货膨胀率具有反向影响，这意味着价格调控发生价格紧缩作用的时间大约在半年左右，这是价格调整粘性程度的一种度量。

对于实际产出及不确定性的影响效果来说，实际产出增长率对实际产出不确定性具有显著的正向 Granger 影响关系，这就意味着经济周期波动的均值水平越高，则越容易伴随着显著的经济周期波动。对于这一点，我们可以在 GARCH-M 模型中给予进一步的验证。同时，我们还发现实际产出不确定性对实际产出增长率水平产生了显著的正向 Granger 影响，这意味着适当的经济周期波动，对保持经济增长速度还是有一定作用的，这是目前经济周期扩张可能性大于收缩可能性的体现。

我们注意到,在考察样本区间内,无论是通货膨胀率序列还是经济增长率序列,都出现了数据剧烈波动的时期,这两个时间序列都有可能出现结构性转变。为此,为了增强我们研究结论的稳健性,我们把一些特殊时期的样本予以剔除,我们继续使用1990年第1季度到1992年第3季度、1996年第1季度到2011年第2季度的一共73个样本重新进行分析,我们得到的实证结果在定性上与上述分析一致,这说明在我国经济运行中,通货膨胀率和实际增长率,以及伴随的不确定性之间的相互影响关系还是比较稳健的。

三、主要结论和经济政策建议

本文使用1990年第1季度到2011年第2季度的通货膨胀率和实际产出增长率作为样本数据,应用VAR-GARCH模型估计出了通货膨胀和实际产出的条件波动率序列,将其作为两者不确定性的度量,然后使用Ganger因果关系检验方法对通货膨胀率和实际产出增长率的水平值和不确定性之间的影响关系进行了检验,我们获得了一些重要的经验证据和典型化事实,对认识和判断当前经济形势和制定相应的经济政策提供了重要启示。我们获得的主要结论和相应经济政策启示有:

(1)从1990年第1季度到2011年第4季度,在通货膨胀率和实际产出增长率的水平值之间的关系上,我们发现我国实际产出增长率对通货膨胀率具有正向的Granger影响,但通货膨胀率水平值对实际产出增长率却没有显著影响,这是我们利用VAR-GARCH模型获得的新经验证据。我国经济运行过程中出现的这种“产出一价格”关联,体现了一种稳定的菲利普斯曲线关系,快速的经济增长会加大产出缺口,从而引发需求拉动型的通货膨胀,这也是目前我国通货膨胀压力加大的重要原因。为了进行有效通货膨胀预期管理,我们必须将供给管理和需求管理有机结合起来,这样才能实现价格和产出的双重稳定。我们需要注意到,目前通货膨胀率对经济增长没有产生显著影响,没有出现以前的“通货膨胀溢出效应”,因此我们更应该及时遏制通货膨胀蔓延的势头,加强通货膨胀管理及价格管理。

(2)我们全面地描述和检验了通货膨胀率和实际产出增长率水平值和不确定性之间的交互影响。检验结果发现,通货膨胀率的不确定性与实际产出增长率之间出现了明显的两分性,两者之间均没有显著的Granger影响关系,这意味着目前的价格波动对实际产出没有产生显著影响,价格波动并不是供给冲击等因素造成的,这说明石油等大宗商品价格变化具有明显的非市场供需因素的操纵,对此我们要给予充分关注;与此不同,我们发现实际产出不确定性对通货膨胀率具有单向的正向Granger影响,这意味着经济周期波动对通货膨胀率产生了显著影响,因此目前实行的“产出一价格”双重稳定政策具有重要意义,在宏观经济调控中要通过稳定的经济增长来促进价格水平的稳定。

(3)我们检验的第三重关系是通货膨胀率与实际产出的水平值和波动率之间的自身影响关系。首先,我们发现通货膨胀率与通货膨胀不确定性之间存在着显著的双向Granger影响关系,通货膨胀率水平值增加会加大通货膨胀不确定性。反之,通货膨胀不确定性的增加也导致通货膨胀率的提高。这种水平值与不确定性之间的互动关系,加大了目前通货膨胀治理的难度,因此我们需要通过通货膨胀预期管理来降低通货膨胀不确定性,通过价格管理来抑制通货膨胀率上升趋势,只有这样才能消除这种互动作用带来的通货膨胀持续性;其次,我们还发现实际产出增长率和实际产出不确定性之间也存在着双向Granger影响关系。随着实际产出增长率的提高,经济周期波动也会加剧;随着经济周期波动的加剧,经济增长率的水平值也会提高。这说明当前经济周期波动过程中,经济上行可能性仍然大于经济收缩可能性,这是我国经济增长已经步入经济长波轨迹的体现。对此,我们仍然需要采取稳健的经济政策,既要保持经济适度的增长速度,又要防

止经济增长过快引发的剧烈经济波动, 仍然需要以“产出一价格”双重稳定为基本的宏观调控目标。

[参考文献]

- [1] Gillman M, Kejak M. Contrasting models of the effect of inflation on growth, *Journal of Economic Surveys*, 2005, 1: 113 – 136.
- [2] Fuhrer J C. Inflation/output variance trade-offs and optimal monetary policy, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1997, 29: 214 – 234.
- [3] Briault C. The costs of inflation, *Bank of England Quarterly Bulletin*, 1995, 35: 33 – 45.
- [4] Temple J. Inflation and growth: stories short and tall, *Journal of Economic Surveys*, 2000, 4: 395 – 426.
- [5] Dotsey M, Sarte P. Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy, *Journal of Monetary Economics*, 2000, 45: 631 – 655.
- [6] Gillman M, Kejak M. Inflation and balanced-path growth with alternative payment mechanisms, *Economic Journal*, 2005, 115: 1 – 25.
- [7] Taylor J B. Estimation and control of a macroeconomic model with rational expectations, *Econometrica*, 1979, 47 (5): 1267 – 1286.
- [8] Logue D, Sweeney R. Inflation and real growth: some empirical results, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1981, 13: 497 – 501.
- [9] Devereux M. A positive theory of inflation and inflation variance, *Economic Inquiry*, 1989, 27: 105 – 116.
- [10] Friedman M. Nobel lecture: inflation and unemployment, *Journal of Political Economy*, 1977, 85 (3): 451 – 472.
- [11] Cukierman A, Meltzer A. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information, *Econometrica*, 1986, 54: 1099 – 1128.
- [12] Blackburn K. Can stabilization policy reduce long-run growth? *Economic Journal*, 1999, 109 (1): 67 – 77.
- [13] Pindyck R. Irreversibility, uncertainty, and investment, *Journal of Economic Literature*, 1991, 29: 1110 – 1148.
- [14] 陈太明:《不确定性、通货膨胀与产出增长》,《经济管理与经济理论》,2007年12期。
- [15] 周宏山、吴诣民:《中国通货膨胀、通货膨胀波动与产出增长:基于MGARCH模型分析》,《统计与信息论坛》,2008年12期。
- [16] Grier K, Perry M. On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries, *Journal of International Money and Finance*, 1998, 17 (4): 671 – 689.
- [17] Bollerslev T. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH approach, *Review of Economics and Statistics*, 1990, 72 (3): 498 – 505.
- [18] Berndt E, Hall B, Hall R, Hausman J. Estimation and inference in nonlinear structural models, *Annals of Economic and Social Measurement*, 1974, 3: 653 – 665.

[责任编辑: 赵东奎]