

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2014.06.07

中国通胀预期测度及其对实际通胀的影响^{*}

——基于贝叶斯 Gibbs 抽样算法的状态空间模型估计

祝 丹^{1,2}, 赵昕东²

(1. 闽南师范大学 经济学院, 福建 漳州 363000; 2. 华侨大学 数量经济研究院, 福建 泉州 362021)

摘 要: 通货膨胀预期是影响实际通胀的重要变量,也是货币政策有效运用的关键因素。在新凯恩斯混合菲利普斯曲线的理论框架下构建状态空间模型,利用贝叶斯 Gibbs 抽样算法估计我国 2001—2013 年的季度预期通胀率,进一步利用 VAR 模型及脉冲响应函数分析我国通胀预期对实际通胀的动态影响,实证结果显示:我国季度预期通胀率的适应性特征强于理性特征;适应性预期冲击在短期对实际通胀会产生较大影响,但累积效应在大约 9 个季度之后消失;理性预期冲击对实际通胀的正向影响会持续较长时间,并最终将实际通胀推高到一个新的水平。因此,货币政策应从降低适应性通胀惯性和管理理性通胀预期两个方面来调控通胀预期对实际通胀的影响。

关键词: 通货膨胀预期;状态空间模型;季度预期通胀率;适应性通胀预期;理性通胀预期;通货膨胀惯性;贝叶斯 Gibbs 抽样;菲利普斯曲线

中图分类号:F822.5;F224.0

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2014)06-0052-09

一、引言

通货膨胀预期不是真实的通货膨胀,但它却是影响真实通货膨胀的重要因素之一,人们会根据对未来通货膨胀的预期调整消费、投资、储蓄等行为,从而导致市场供需状况改变并引发物价水平的变动。现阶段我国虽然通胀率较低,通胀风险不明显,但未来仍存在很多不确定因素,比如国际经济复苏进而需求增加、地方债务危机的解决等,都可能形成放松货币供给的压力,这些在一定程度上会增加人们的通胀预期,进而导致下一轮真实通货膨胀的产生。因此,在现阶段,不论是预测通胀还是

治理通胀预期都具有重要的理论和现实意义。

然而通胀预期是经济主体对未来通货膨胀水平的一种估计或推断,是一种主观心理活动,难以直接观察或测量,只能通过各种方法进行估计。目前估计通货膨胀预期的方法可分为三类:一是利用问卷调查数据转换测度。该类方法通常依据各国中央银行针对不同经济主体定期进行的问卷调查,利用差额统计法或概率法将调查得到的定性数据转化为定量的通胀预期。例如,张蓓(2009)利用改进的 Carlson-Parkin 概率法将通货膨胀预期的定性调查数据量化,并计算出我国预期通货膨胀率。于光耀和范建伟(2012)利用中国人民银行储户问

* 收稿日期:2014-07-17;修回日期:2014-09-09

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71273096)

作者简介:祝丹(1979—),女,湖北鄂州人;讲师,博士生,在闽南师范大学经济学院任教、华侨大学数量经济研究院学习,主要从事宏观经济计量分析;E-mail:baihe_zhudan@sina.com。

赵昕东(1968—),男;研究员,博士生导师,在华侨大学数量经济研究院任教。

卷调查中关于物价预期的原始数据,在假定居民的物价判断服从不同分布的条件下,计算了不同分布下的通胀预期。二是利用金融市场的某些指标价格变化进行推断。如郭涛和宋德勇(2008)、李宏瑾(2010)等研究表明中国利率期限结构包含了未来通货膨胀变动的信息,可以作为判断未来通货膨胀的预测变量。三是建立经济计量模型进行估算,较具代表性的研究有:赵留彦(2005)在理性预期和有效市场假设下建立向量自回归模型,根据卡尔曼滤波算法推断预期通胀率;杨继生(2009)基于新凯恩斯混合 Phillips 曲线研究我国通货膨胀预期的性质,认为我国同时存在着向后看的适应性预期和向前看的理性预期。

对于第一类基于问卷调查数据的估算,由于获取的有关数据主要是中国人民银行对全国城镇储户进行抽样调查的数据,因此估算结果实际上是城市 CPI 预期估计值,而非整体的 CPI 预期估计值,其结论的稳健性可能受到一定影响。第二类运用利率期限结构等指标来预测未来宏观经济指标,必须要有运行良好的金融市场和足够的数据库,以保证估算结果的可靠性。然而,我国成立银行间债券市场的时间较短,利率市场化改革也未完全实现。因此,现有研究文献较多采用经济计量模型来估计我国通货膨胀预期,但该类方法也存在一些问题:(1)通胀预期过程的设定问题。赵留彦(2005)将通胀预期设定为向量自回归过程(VAR),这样设定能够体现相关变量之间的动态关系,但由于 VAR 缺乏经济理论基础,因而难以反映通胀预期的形成机制。杨继生(2009)、孟蓼筠(2011)等将通胀的理性预期直接设定为下一时期实际通胀水平,这样处理虽然简单易行,也符合理性预期的含义,但忽略了理性预期的内生性。(2)对于估算通胀预期的状态空间模型,目前的研究还停留在基于卡尔曼滤波算法的估计,而赵昕东和耿鹏(2009)已经验证了在估计状态空间模型时贝叶斯 Gibbs 抽样方法比传统的卡尔曼滤波估计更为准确。

因此,本文以新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型为理论基础,将通胀预期设定为适应性预期与理性预期的综合,建立状态空间模型,采用贝叶斯 Gibbs 抽样算法对其进行估计,进而基于实证结果研究我国通胀预期对实际通货膨胀的影响,以拓展和深化相关研究,并为货币政策的制定提供参考。

二、理论与模型

菲利普斯曲线是研究通货膨胀的重要理论工具,随着经济理论研究的深入,菲利普斯曲线也在不断发展。传统的菲利普斯曲线最早由 Phillips (1958)提出,主要用来描述名义工资增长率与失业率之间的相关关系;之后货币主义学派的代表人物 Phelps (1967)和 Friedman (1968)引入预期和自然失业率,建立了附加预期的菲利普斯曲线。然而,最初引入到菲利普斯曲线中的预期形式仅为适应性预期,即认为人们会根据以往的经验来形成对未来的预期,因而通常用过去实际通胀率作为通胀预期的代理变量。根据奥肯定律,失业率与自然失业率之差可以用产出缺口代替。因此,附加适应性预期的菲利普斯曲线可表示为:

$$\pi_t = \sum_i \alpha_i \pi_{t-i} + \gamma \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 π_t 和 Δy_t 分别表示实际通胀率和产出缺口。附加适应性预期的菲利普斯曲线因为适应性预期机制受到了卢卡斯批判, Lucas (1973)提出了基于理性预期的菲利普斯曲线,基本形式如下:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 $E_t \pi_{t+1}$ 表示理性通胀预期。由于附加理性预期的菲利普斯曲线无法解释经济中存在的通胀惯性、货币政策滞后性与渐进性等现象, Gali 和 Gertler (1999)在借鉴 Calvo 等人模型的基础上,综合考虑企业定价的“前视”和“后视”行为,赋予厂商重新定价的概率,并将重新设定的价格作为两种预期的线性组合,由此形成新凯恩斯混合预期菲利普斯曲线,具体形式如下:

$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma \Delta y_t \quad (3)$$

后续研究者对新凯恩斯混合菲利普斯曲线仅包含通胀率的一阶滞后项提出了质疑: Roberts (2001)认为,为了体现公众非完全理性的预期影响,应引入滞后通胀率的更高阶形式; Gordon (1998)和杨继生(2009)通过实证研究表明,考虑通胀率的高阶滞后项的效果更好。因而本文将采用高阶滞后的混合菲利普斯曲线。此外,反映通胀压力的短期驱动变量有两种选择:一种是产出缺口,一种是真实边际成本偏差。但在粘性价格模型中,实际边际成本可能通过通胀预期的方式体现出来,不一定直接导致当期通货膨胀;而且胡军(2013)也证明了我国产出缺口与通货膨胀的走势更为接近。

因此,本文采用产出缺口反映短期通胀压力。

综上所述,新凯恩斯混合菲利普斯曲线的高阶滞后形式可表示为:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \alpha(L)\pi_t + \gamma \Delta y_t + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{1t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_1^2)$$

其中, π_t 表示 t 期实际通胀率, $E_t \pi_{t+1}$ 表示基于 t 期信息对 $t+1$ 期通货膨胀的理性预期, Δy_t 表示 t 期的实际产出缺口; L 为滞后算子, $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_p L^p$; 参数 β 、 $\sum_i \alpha_i$ 、 γ 分别表示理性通胀预期、适应性通胀预期及实际产出波动对当期通胀率的边际影响; ε_{1t} 是作用在当期通胀率上的随机扰动。

根据现有研究来看,理性通胀预期更可能为一般非平稳过程,为了估计模型方便,本文将其实视为不可观测的状态变量,并假设其服从随机游走过程:

$$E_t \pi_{t+1} = E_{t-1} \pi_t + \varepsilon_{2t}$$

$$\varepsilon_{2t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_2^2) \quad (5)$$

对于产出缺口的估计,国内目前最为流行的方法有 SVAR 方法、小波降噪法及 UC 卡尔曼滤波法。SVAR 方法的优点是有经济理论的支持,但协方差不变的假设可能与不断变化的经济形势不一致,将会导致估计结果出现偏差;小波降噪方法能够精确地剔除时间序列中随机误差构成的高频成分,但对于小波基函数、小波分解的适当层数以及阈值的确定等缺乏客观的标准,因而会影响到模型的估计效果;UC 卡尔曼滤波方法简单易行,且不需要假定协方差不变。故本文基于 UC 模型的思想,采用贝叶斯 Gibbs 抽样算法估计状态空间模型,进而得到潜在产出、产出缺口等不可观测变量的估计值。方程(6)将实际产出分解为潜在产出与产出缺口两部分,方程(7)中非平稳的潜在产出被设定为带漂移的随机游走过程,方程(8)以自回归的形式描述了产出缺口的波动特征。

$$y_t = \bar{y}_t + \Delta y_t \quad (6)$$

$$\bar{y}_t = c + \bar{y}_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

$$\varepsilon_{3t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_3^2) \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \varepsilon_{4t}$$

$$\varepsilon_{4t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_4^2) \quad (8)$$

方程(4)~(8)即为估算我国居民通胀预期的理论模型,由于包含不可观测变量,我们将其转化为状态空间形式。为了简化状态空间形式,借鉴杨继生(2009)的研究,将方程(4)中滞后阶数初步设

定为 2,后续分析中再根据模型估计结果对滞后阶数进行调整。将方程(4)和(6)视为观测方程,方程(5)、(7)和(8)视为状态方程,上述理论模型系统可表示为如下状态空间形式:

$$\text{观测方程: } Y_t = H\xi_t + Gx_t + w_t$$

$$\text{状态方程: } \xi_t = F\xi_{t-1} + v_t$$

$$\text{其中: } Y_t = [\pi_t, y_t]'$$

$$\xi_t = [E_t \pi_{t+1}, \bar{y}_t, \Delta y_t, \Delta y_{t-1}, c]'$$

$$x_t = [\pi_{t-1}, \pi_{t-2}]'$$

$$w_t = [\varepsilon_{1t}, 0]'$$

$$v_t = [\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}, 0, 0]'$$

$$H = \begin{pmatrix} \beta & 0 & \gamma & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$G = \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$E(w_t w_t') = R = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \\ & 0 \end{pmatrix}$$

$$F = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \delta_1 & \delta_2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$E(v_t v_t') = Q = \begin{pmatrix} \sigma_2^2 & & & & \\ & \sigma_3^2 & & & \\ & & \sigma_4^2 & & \\ & & & 0 & \\ & & & & 0 \end{pmatrix}$$

三、模型的贝叶斯估计

1. 估算方法描述

对于状态空间模型的估计,传统方法首先用数值方法获得参数的最大似然估计,然后假定这些参数是非随机的,再通过卡尔曼滤波估计状态向量。可见,传统方法中状态向量的估计依赖于超参数,为了克服这种缺陷,本文采用贝叶斯 Gibbs 抽样算法估计状态空间模型。贝叶斯方法与传统的卡尔曼滤波方法不同,将所有的参数当作随机变量处理,不仅利用似然函数体现来自样本数据的客观信息,而且结合先验分布体现研究者的主观判断,因而大大提高了估计的准确度。由于后验分布的形

式一般很复杂,通常采用马尔科夫链蒙特卡洛(MCMC)方法来估计;吉伯斯样本生成器(Gibbs Sampler,简称GS)是由Geman(1984)、Gelfand和Smith(1990)等提出和发展起来的最常用也最具代表性的MCMC方法,现在已成为计量经济分析中通用的工具。

假设我们需要从一个多维分布 $f(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 中生成随机样本,如果已知所有的条件分布 $f(X_1 | X_2, \dots, X_n), f(X_2 | X_1, \dots, X_n), \dots, f(X_n | X_1, \dots, X_{n-1})$,且这些条件分布容易模拟,那么Gibbs抽样过程可以表述为:首先任意给定初始值 $x_1^{(0)}, x_2^{(0)}, \dots, x_n^{(0)}$;然后依次迭代,随机生成 $x_1^{(k)} \sim f(X_1 | x_2^{(k-1)}, \dots, x_n^{(k-1)}), x_2^{(k)} \sim f(X_2 | x_1^{(k)}, \dots, x_n^{(k-1)}), \dots, x_n^{(k)} \sim f(X_n | x_1^{(k)}, \dots, x_{n-1}^{(k)})$,其中,迭代次数 $k=1, \dots, N$;根据上一次的迭代结果,在条件分布已知的情况下,从条件分布中生成下一次的随机数。根据马尔科夫链的性质,当 k 足够大时, $(x_1^{(k)}, x_2^{(k)}, \dots, x_n^{(k)})$ 趋于服从多维分布 $f(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 。

用贝叶斯吉伯斯样本生成器(Bayesian Gibbs Sampler,简称BGS)估计上述状态空间模型过程可以概括为如下两个步骤:第一步,在观测数据及超参数已知的条件下,生成状态向量 $\xi_r = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_r)'$ 的样本;第二步,在观测数据、状态向量已知的条件下,根据各参数的后验分布生成参数的随机样本。

其中,第二步的具体过程又包括如下几个部分:(1)在状态向量及 $\beta, \alpha_1, \alpha_2, \gamma$ 已知的条件下,由 σ_1^2 的后验条件分布生成 σ_1^2 的样本;然后在 σ_1^2 已知的条件下,由 $\lambda^* = (\beta, \alpha_1, \alpha_2, \gamma)'$ 的后验条件分布生成 λ^* 的样本。(2)在状态向量已知的条件下,由式(5)生成 σ_2^2 的样本。(3)在状态向量及参数 c 已知的条件下,根据 σ_3^2 的后验条件分布生成 σ_3^2 的样本;

然后在 σ_3^2 已知的条件下,根据 $c^* = (c, 1)$ 的后验条件分布生成 c 的样本。(4)在状态向量及 δ_1, δ_2 已知的条件下,由 σ_4^2 的后验条件分布生成 σ_4^2 的样本;然后在 σ_4^2 已知的条件下,由 $\delta^* = (\delta_1, \delta_2)'$ 的后验条件分布生成 δ^* 的样本。

给定所有超参数初始值,重复第一步和第二步直到收敛,得到状态向量及各个参数足够多的样本,再根据这些样本得到状态向量及参数的经验分布、均值和标准差。

2. 数据说明与模型估计

根据上述理论模型的设定,我们需要的观测变量数据包括:实际通胀率(π_t)及实际产出增长率(y_t)。利用季度时间序列数据进行估计和检验,时间跨度为2001年1季度至2013年4季度,数据来源于国家统计局官方网站。采用居民消费价格指数代表一般价格水平,将每个季度内三个月环比指数连乘即得到季度环比指数,并用季度环比指数的增长率作为实际通胀率的代理变量。由于环比数据受季节性因素影响较大,运用 $\times 12$ 方法进行季节调整。将名义GDP转化为以2001年第1季度为基期的实际GDP,经过季节调整后取自然对数,作差分处理得到GDP实际增长率,产出缺口即为GDP实际增长率对潜在增长率的偏离。

在估计状态空间模型之前,首先利用实际通货膨胀的AR(p)经验度量模型中的滞后阶数,初步确定新凯恩斯混合菲利普斯曲线方程中通胀滞后的阶数。对实际通胀率进行自回归发现,在99%的置信水平下我国通胀惯性仅存在滞后一期的影响,在90%的置信水平下可以认为我国通胀惯性在样本期内滞后阶数为两个季度(见表1)。

表1 通胀惯性的AR(p)估计结果

解释变量	系数估计	标准差	t统计量	P值	D.W.
AR(1)	0.500 541	0.144 272	3.469 432	0.001 2***	2.003
AR(2)	0.250 461	0.144 903	1.728 471	0.090 8*	

注:***、*分别表示在1%、10%的显著性水平下拒绝原假设,最优模型的选择根据AIC和SC准则。

由于无信息先验分布对后验分布只有很小的影响,很少出现对结果产生很大影响的情况,因此,利用贝叶斯Gibbs抽样算法估计状态空间模型时,

参数的先验分布均采用无信息的均匀分布。实际计算中生成了6 000个样本,由于选择不同的初始值对MCMC算法预热期的长短有影响,本文舍去前

1 000 个样本,使得初始值的选择不会影响最终结果。为了避免计算机生成的伪随机数可能包含的“后效性”,根据参数的相关系数图(限于篇幅,图略),每隔 5 个单位取 1 个样本,因此每个参数有 1 000 个样本。利用 R3.0.0 得到各个参数的经验分布图(图 1)。

从各参数的经验分布图来看,所有参数几乎都是非对称分布,根据 BGS 估计的思想,用各参数的均值作为它们的估计值。如表 2 所示,参数估计值均为正值,符合相应的经济理论,方差也较小,说明用均值作为各参数的估计值代表性较好。

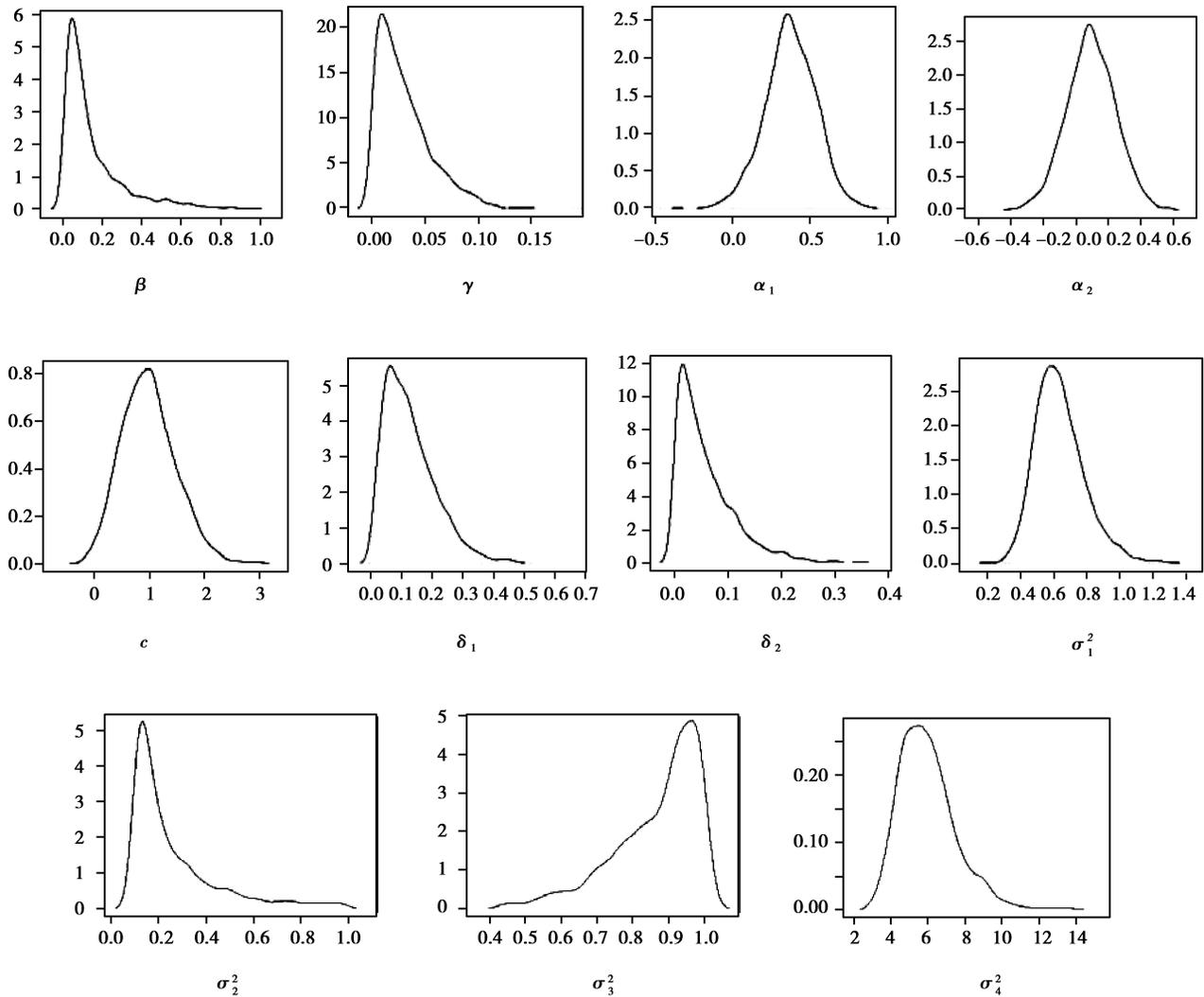


图 1 各参数的经验分布图

表 2 参数 BGS 估计结果

参数	初值	均值	方差	参数	初值	均值	方差
β	0	0.144	0.021	δ_2	0	0.058	0.003
γ	0	0.030	0.001	σ_1^2	0.5	0.651	0.023
α_1	0	0.373	0.028	σ_2^2	0.5	0.217	0.019
α_2	0	0.103	0.025	σ_3^2	0.5	0.880	0.011
c	0	1.032	0.253	σ_4^2	0.5	5.967	2.298
δ_1	0	0.127	0.006				

新凯恩斯混合菲利普斯曲线方程中滞后通胀率反映了适应性预期的影响,从各参数估计结果来看(见表2),适应性预期系数(0.373+0.103=0.476)大于理性预期系数(0.144),说明样本期间内我国通胀预期具有更明显的适应性特征,且随着滞后阶数增加,适应性预期的影响逐渐减弱。模型估计结果显示,适应性预期对当期实际通胀存在两期滞后影响;滞后一期通胀率每变动1个百分点,实际通胀平均变动0.373个百分点;滞后两期通胀率每变动1个百分点,实际通胀平均变动0.103个百分点。同时,理性预期每变动1个百分点,实际通

胀平均变动0.144个百分点,说明理性通胀预期因素对实际通胀也有一定影响,微观主体对未来经济的期望和通胀趋势的判断也具有不可忽视的作用。

另外,从表3可以看出,ADF单位根检验表明,产出增长率缺口(Δy_t)为平稳序列,而潜在产出增长率(\bar{y}_t)及理性预期($E_t \pi_{t+1}$)一阶差分才平稳,说明理论模型中将产出增长率缺口设定为AR过程、潜在产出增长率(\bar{y}_t)及理性预期($E_t \pi_{t+1}$)分别设定为带漂移和不带漂移的随机游走过程具有一定的合理性。

表3 平稳性检验结果

变量	(c,t,p)	ADF值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结果
π_t	(0,0,1)	-3.1707	-2.6110	-1.9473	-1.6127	平稳***
$d(E_t \pi_{t+1})$	(0,0,1)	-2.4551	-2.6120	-1.9475	-1.6126	平稳**
$d(\bar{y}_t)$	(c,0,1)	-3.3847	-3.5654	-2.9199	-2.5979	平稳**
Δy_t	(0,0,3)	-3.7914	-2.6140	-1.9478	-1.6125	平稳***

注:(c,t,p)分别表示截距项、时间趋势项及滞后阶数,d表示一阶差分,***、**分别表示在1%、5%的显著性水平。

上述估计结果表明我国的通货膨胀预期为理性预期与适应性预期的综合,适应性预期与理性预期的系数分别为0.476和0.144,两者之和小于1,说明我国厂商的主观贴现因子小于1,样本分析结果不支持垂直的长期菲利普斯曲线。为了进一步分析样本期间适应性通胀预期与理性通胀预期的动态变化,将(4)式的估计结果表示为:

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 0.144E_t \pi_{t+1} + 0.373\pi_{t-1} + 0.103\pi_{t-2} + 0.03\Delta y_t \\ &= 0.144E_t \pi_{t+1} + (1 - 0.144)\pi_t^* + 0.03\Delta y_t \\ \pi_t^* &= 0.373\pi_{t-1} / (1 - 0.144) + 0.103\pi_{t-2} / (1 - 0.144) \\ &= 0.436\pi_{t-1} + 0.120\pi_{t-2} \end{aligned}$$

根据上式可计算出适应性预期的估计值。如图2所示,我国居民对通货膨胀的适应性预期波动性较大;经过2001年小幅下降后,从2002年3季度至2008年2季度一直呈现波动上升的趋势;但受2007年次贷危机的影响,我国实际通胀率自2008年开始大幅下降,适应性通胀预期也随之从2008年3季度开始加速回落;2009年适应性通胀预期又开始上升,一直持续到2011年达到峰值;之后虽有所下降,但季度通胀率仍保持在0.4%左右,且有上翘的迹象。这表明近期我国通胀率大幅上涨的概率

不大,但经济运行中仍存在一系列推动物价上升的压力。

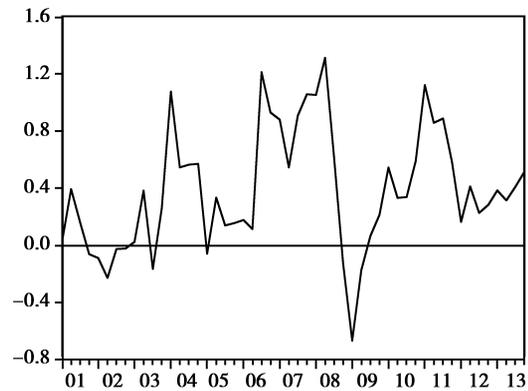


图2 适应性通胀预期走势图

不可观测的理性预期 $E_t \pi_{t+1}$ 估计结果如图3所示。由图3可知:我国居民对通货膨胀的理性预期大致在3.38%~4.65%之间变动;自2001年以来一直持续上升,到2007年第3季度达到最大值,随后受次贷危机的影响缓慢下降;经过2008年短暂的回落之后,实体经济出现了好转,而为了促进经济的快速增长,2009年国家出台了一系列积极的财政政

策和宽松的货币政策,通胀理性预期也在 2009 年第 2 季度开始再度上升;随着通胀压力明显增加,2011 年政府实施“稳健的货币政策”,多次提高银行存款准备金率,打消居民对货币政策放松的预期,因此,2011 年第 1 季度理性通胀预期又开始缓慢下降,一直延续至 2013 年第 4 季度。此外,我国理性通胀预期较实际通胀率明显偏大,说明我国居民的理性通胀预期估计过高,需要正确引导和调整。

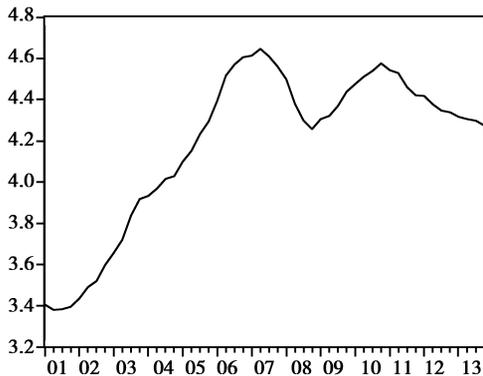


图 3 理性通胀预期走势图

四、我国通胀预期对实际通胀影响的动态过程

向量自回归 (VAR) 模型依靠变量本身及其他相关变量的历史数据来解释变量当期的变化,利用

VAR 模型可以对相互联系的时间序列系统进行预测,并分析随机扰动对变量系统的动态冲击,进而解释各种经济冲击对经济变量形成的影响。利用实际通胀率、理性通胀预期及产出缺口三变量 VAR 模型及脉冲响应函数,可以进一步研究通货膨胀预期对实际通胀影响的动态过程。由于适应性通胀预期可以由滞后通胀来体现,而模型中已经包含了实际通胀率的滞后值,因此,实际通胀率对适应性通胀预期冲击的响应可以由实际通胀冲击导致的后续通胀率变动来反映。

由表 3 可知,实际通胀率和产出增长率均为平稳序列,而理性通胀预期一阶差分才平稳,故理性通胀预期以一阶差分的形式出现在模型中。使用 Eviews6.0 对建立的 VAR 模型进行 OLS 估计,其结果如表 4。虽然有些系数不够显著,但通过检验模型是平稳的(所有 AR 根的模的倒数都位于单位圆内),可进一步对其脉冲响应函数进行分析。

图 4 为实际通胀率对理性通胀预期冲击的响应函数及累积响应函数。如图 4(左)所示,正向的理性通胀预期冲击导致实际通胀率在第 1 季度开始加速上升,在第 2 季度达到最大值后,一直在高位持续了两个季度左右,之后影响效果逐步减弱,在近 9 个季度后影响几乎消失。从图 4(右)中可以看出此期间的累积影响:实际通胀率先加速上升,后减速上升,最后停留在一个新的更高水平。

表 4 VAR 模型的估计结果

	c	π_{t-1}	π_{t-2}	$E_{t-1}\pi_t$	$E_{t-2}\pi_{t-1}$	Δy_{t-1}	Δy_{t-2}
π_t	-3.675 (1.295)	0.079 (0.154)	0.277 (0.116)	8.754 (2.461)	-7.802 (2.375)	0.008 (0.003)	-0.005 (0.051)
$E_t\pi_{t+1}$	-0.003 (0.003)	-0.039 (0.004)	0.014 (0.004)	1.919 (0.687)	-0.913 (0.660)	0.001 (0.001)	-0.027 (0.034)
Δy_t	1.681 (0.732)	0.338 (0.441)	0.346 (0.332)	3.391 (1.817)	0.674 (0.671)	-0.416 (0.150)	-0.279 (0.147)

注:VAR 模型滞后阶数由 AIC、SC 等标准选择,括号内为估计参数的标准差。

图 5 为实际通胀率对适应性通胀预期冲击的响应函数及累积响应函数。如图 5(左)所示,正向的适应性通胀预期冲击导致当期通胀率上升幅度达到最大,第 2 季度大幅回落,到第 4 季度成为负向

影响,随后缓慢回升直到消失。其累积过程可以从图 5(右)中看出:实际通胀率先加速上升,之后稳定了一个季度,然后开始回落,9 个季度之后回复到原来的水平。

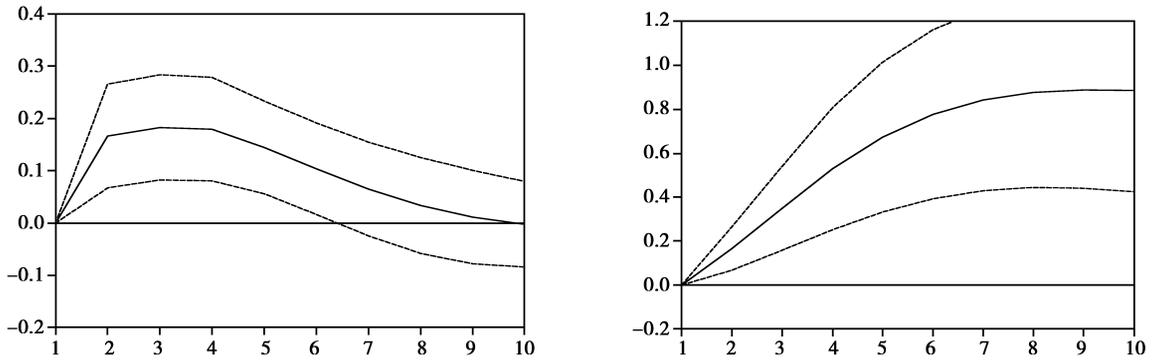


图4 实际通胀对理性通胀预期冲击的响应函数及累积响应函数

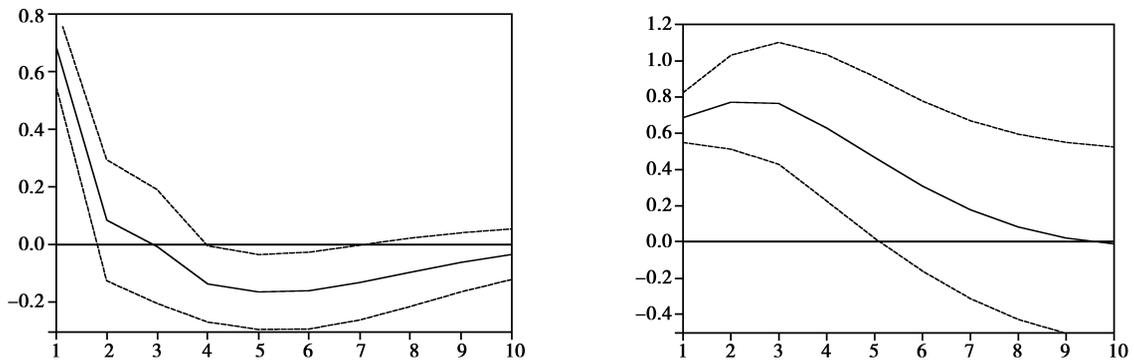


图5 实际通胀对适应性通胀预期冲击的响应函数及累积响应函数

五、主要结论及政策启示

本文基于新凯恩斯混合菲利普斯曲线的理论框架,建立包含通胀预期的状态空间模型,并利用我国2001年1季度至2013年4季度的实际数据,通过贝叶斯Gibbs抽样算法估计得到不可观测的通胀预期;在此基础上,利用VAR模型及脉冲响应函数分析通胀预期对实际通胀影响的动态过程。主要结论如下:(1)状态空间模型的贝叶斯Gibbs估计结果表明:我国通货膨胀预期是适应性预期与理性预期的综合,且适应性预期特征强于理性预期特征;两者均对我国实际通胀具有明显的正向影响,其中适应性预期的影响更大;此外,产出增长率缺口对实际通胀也具有较小的正向影响。(2)脉冲响应函数表明:适应性通胀预期冲击在短期(大约3个季度)对实际通胀会产生较大影响,但这种影响会随着时间的推移慢慢变小,累积效应在9个季度后消失,这一结论与张成思(2009)的基本一致;理

性通胀预期冲击对实际通胀的正向影响会持续较长时间,并最终会将实际通胀推高到一个新的水平。

根据上述研究结论,货币政策应从降低适应性通胀惯性和管理理性通胀预期两个方面来调控通胀预期对实际通胀的影响。虽然现阶段我国通货膨胀较为温和,但是经济运行中仍存在一系列推动物价上升的压力。因此,一方面,为了应对高通胀惯性下的政策滞后效应,货币当局应在形成通胀压力之前采取适当措施,明确公布并执行有效的货币政策,以防范通货膨胀再度上升。另一方面,长期来看,理性通胀预期对实际通胀的影响更大,且我国居民现阶段的理性通胀预期存在高估趋势,因此需要长期重视对通胀预期的管理,调整人们对未来通胀的理性预期,必要时可以公开设定通货膨胀率目标区来正确引导通胀预期。此外,模型结果表明,虽然产出增长率缺口对实际通胀有正向拉动作用,但这种作用很小,远不及通胀预期的影响,这意味着现阶段如果能够实现对通胀预期的正确引导,

将能以较小的代价推进经济增长。

参考文献:

郭涛,宋德勇.2008.中国利率期限结构的货币政策含义[J].
经济研究(3):39-47.
胡军,郭峰,龙硕.2013.通胀惯性、通胀预期与我国通货膨胀
的空间特征[J].经济学(季刊)(1):57-80.
李宏瑾,钟正生,李晓嘉.2010.利率期限结构、通货膨胀预测
与实际利率[J].世界经济(10):120-138.
孟蓼筠,赵庆光.2011.关于我国通胀预期和动态通胀机制的
研究[J].金融理论与实践(11):58-62.
杨继生.2009.通胀预期、流动性过剩与中国通货膨胀的动态
性质[J].经济研究(1):106-117.
于光耀,范建伟.2012.中国通货膨胀预期形成机制的探析
[J].经济经纬(3):12-16.
张蓓.2009.我国居民通胀预期的性质及对通货膨胀的影响
[J].金融研究(9):40-54.
赵留彦.2005.中国通胀预期的卡尔曼滤波估计[J].经济学
(季刊)(4):843-864.
赵昕东,耿鹏.2009.基于 Bayesian Gibbs Sampler 的状态空间

模型估计方法研究及其在中国潜在产出估计上的应用
[J].统计研究(9):55-63.
GALI J, GERTLER. 1999. Inflation Dynamics; A structural
Econometric Analysis [J]. Journal of Monetary Economics,
44:195-222.
GELFAND A, SMITH. 1990. Illustration of Bayesian Inference
in Normal Data Models Using Gibbs Sampling [J]. Journal of
the American Statistical Association;398-409.
GEMAN S. 1984. Stochastic Relaxations, Gibbs Distributions
and the Bayesian Restoration of Images [J]. IEEE
Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence,6:
721-741.
GORDON R. 1998. Foundations of the Goldilocks Economy:
Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU [R]. Brookings
Papers on Economic Activity;297-346.
ROBERTS J. 2001. How Well Does the New Keynesian Sticky-
price Model Fit the Data? [R]. Washington, DC: Board of
Governors of the Federal Reserve System, Finance and
Economics Discussion Series, Technical Report 13.

China's Inflation Expectation Measurement and Its Influence on Real Inflation

—Bayesian Estimation for State Space Model Based on Gibbs Sampling Algorithm

ZHU Dan^{1,2}, ZHAO Xin-dong²

(1. School of Economics, Minnan Normal University, Fujian Zhangzhou 363000, China;
2. Quantitative Economics Institute, Huaqiao University, Fujian Quanzhou 362021, China)

Abstract: Inflation expectation is an important variable to affect real inflation and is also the key factor to effective application of monetary policy. State Space Model is constructed under Keynesians hybrid Phillips Curve Theory framework. The seasonal expectation inflation rate during 2001-2013 of China is estimated by Bayesian Gibbs Sampling Estimation Method, and the dynamic influence of China's inflation expectation on real inflation is further analyzed by VAR Model and Impulsive Response Function. Empirical results show that the suitability feature of China's seasonal expectation inflation rate is stronger than rational feature, that the suitability expectation shock can exert big impact on real inflation in a short term, and that the accumulative effect disappears after about nine seasons. The results also show that the positive influence of rational expectation shock on real inflation can last relatively longer time and will finally push real inflation to a new high level. Thus, monetary policy should regulate the influence of inflation expectation on real inflation from such two aspects as the decrease of suitability inflation inertia and administrative inflation expectation.

Key words: inflation expectation; State Space Model; seasonal expectation inflation rate; suitability inflation expectation; inflation inertia; Bayesian Gibbs Sampling; Phillips Curve

CLC number: F822.5; F224.0

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2014)06-0052-09

(编辑:夏冬)