

中国通胀目标的估计与影响分析

陈汉鹏 卜振兴

[摘要] 本文利用变系数不可观测要素模型,以拓展后的卡尔曼滤波估计政府的通胀目标并评估其对于实际通胀的影响。研究发现,本文估计的通胀目标自2012年以来显著高于实际通胀,其有效拉抬通胀预期,成功抵消经济增速放缓对总体通货膨胀的抑制。通胀目标与实际经济行为对通货膨胀的影响在危机后均显著提升,中国不存在菲利普斯曲线扁平化现象,政府通胀目标对于实际通胀起到良好的锚定作用。

[关键词] 通胀目标;变系数不可观测要素模型;拓展后的卡尔曼滤波

[文章编号] 1009-9190(2021)10-0012-09 [JEL分类号] E31;E52 [文献标志码] A

DOI:10.16529/j.cnki.11-4613/f.2021.10.003

Research on Estimation and Impact of China's Inflation Target

CHEN Han-peng BU Zhen-xing

[Abstract] This paper uses the variable coefficient unobservable component model and the extended Kalman filtering to estimate the government's inflation target and evaluate its impact on real inflation. It is found that the inflation target estimated in this paper has been significantly higher than the real inflation since 2012, which effectively raises inflation expectations and successfully offsets the inhibition of economic slowdown on overall inflation. The impact of inflation target and real economic behavior on inflation has increased significantly after the financial crisis. There is no flattening of Phillips curve in China, and the government inflation target plays a good anchoring role in real inflation.

[Key words] inflation target; variable coefficient unobservable component model; extended Kalman filtering

一、引言

著名经济学家米尔顿·弗里德曼曾经说过“通货膨胀在何时何地都是一种货币现象”(Friedman, 1968)。这句话虽简短,但在学术领域和各国央行产生深远影响。宏观经济学在此基础上形成一个基本共识,即通货膨胀短期、暂时性的波动可能是由多种不同的冲击导致,但通货膨胀长期、持续性的变化则必然与货币政策有关。这一判断与目前主流的宏观经济学分析框架是一致的。以广泛采用的货币政策规则——泰勒规则为例,其假设中央银行控制的短期利率由实际通胀与目标通胀的偏离以及产出缺口共同决定(Taylor, 1993)。如果中央银行采用该利率规则,就须要选择相应的通胀目标和政策反应系数,这将导致通货膨胀在长期向该通胀目标收敛。

对于通胀目标,国际学术界已经有过相当多的讨论。目前许多国家的货币当局都明确公布本国的通胀

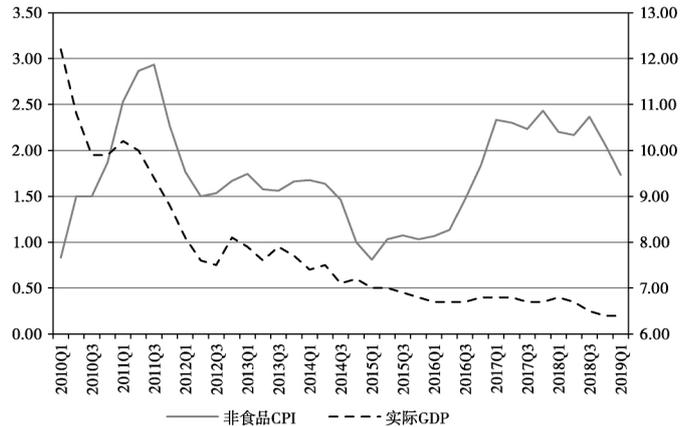
[作者简介] 陈汉鹏,中国社会科学院经济研究所助理研究员,国家金融与发展实验室研究员、博士(北京,100836), E-mail: hanpengchen@hotmail.com; 卜振兴,中国国际经济交流中心博士后工作站博士。

[基金项目] 本文受到了河北省社科基金项目“异质性银行信贷供给冲击对民营企业投资的影响研究”(HB19YJ027)和2019年度河北省社会科学发展研究课题“银行供给侧冲击的测算及对企业投资的影响研究”(2019040202003)的资助,在此表示感谢。

[作者致谢] 同时感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

目标,但 Mankiw(2006)认为这些目标可能更多的是一种意向性的声明,或者是一种与公众的沟通方式,而并非是对货币当局的一种真实有效的承诺。Woodford(2010)也认为现代中央银行对于通胀目标的处理较为灵活,其试图在通货膨胀对于通胀目标的偏离和实际经济行为的变动之间进行权衡。还有一些学者提出通过调节通胀目标来改善经济福利、拓宽货币政策操作空间的建议(Schmitt-Grohe and Uribe, 2010)。Ball 和 Mazumder(2019)则针对美国危机以来“消失的通缩”现象,提出美国的通胀预期在 20 世纪 90 年代以适应性预期为主,但之后被锚定在美联储的通胀目标上,这直接导致危机后美国菲利普斯曲线形状的变化。

类似地,中国经济近年来也出现与美国经济类似的反常现象——通货膨胀并未随着实际经济增速的放缓而相应地下降。中国的实际国内生产总值(GDP)增长率从 2010 年 1 季度的 12.2%一路下探至 2019 年 1 季度的 6.4%,但同一时期的非食品消费者物价指数(CPI)增长率却没有显著的变化趋势(见图 1)。根据文章开篇 Friedman 关于通货膨胀“何时何地”的论述,这一时期显然存在着中国货币当局对具体通胀的引导。然而,由于中国的货币政策透明度相对较低,无法得知中国人民银行确切的通胀目标。尽管中国政府在每年年初会定期地公布当年的 CPI 预期涨幅目标,但其作为一种年度低频数据,显然无法满足人们实证研究或市场分析的需求。换言之,在多数时候,都难以确定中国货币当局对于时下通货膨胀究竟过高、过低还是合理的真实立场。



注:非食品 CPI 在左轴,实际 GDP 在右轴。

数据来源:Wind 数据库。

图 1 中国非食品 CPI 及实际 GDP 同比增长率

实际上,长期以来国际学术界和各国央行对于通胀目标都十分重视,甚至到了“锱铢必较”的程度。例如针对危机后美国通货膨胀长期低于美联储通胀目标的现象,学者们围绕是否应该将通胀目标从原先的 2% 提升至 3% 或 4% 的水平展开激烈的争论。如 Ball 和 Mazumder(2019)、Blanchard 和 Summers(2017)、Andrade 等(2018)均主张要适当地抬高通胀目标,但 Taylor^①以及现任美联储主席 Powell^②则认为目前 2% 的通胀目标是合适的。相应地,中国也有部分学者关注通胀目标问题,如盛松成和谢洁玉(2019)认为随着全球经济环境的变化,各国央行继续盯住 2% 的通胀目标是“刻舟求剑”,陈创练等(2019)指出央行在调控通胀和通胀波动目标上表现出较强的政策取向,并认为人民银行具有较强的动机维持实际通胀低于通胀目标的水平。相比之下,不难看出中国学者对于中国通胀目标本身的关注度相对较低。这一方面是由于中国的货币政策透明度相对较低;另一方面,中国作为一个转型期的发展中国家,经济环境不够稳定,从而增加对于央行通胀目标的估计难度。为填补这一空白,本文基于一个包含通胀目标的变系数不可观测要素模型来描述中国通货膨胀的动态变化,以此估计中国货币当局的通胀目标,并考察其是否具有相应的锚定功能。另外在估计方法上,本文的一个重要创新是利用拓展后的卡尔曼滤波(Extended Kalman Filter),克服了变系数模型中不可观测要素的非线性问题(袁靖、王忠辉,2010)。通过本文的分析,不仅能够得到一种新的判断政府货币政策立场的指标,同时也为央行的货币政策调控提供一种新的思路。

下文的结构安排如下:第二部分构建能够反映中国通胀动态变化的模型,并介绍相应的估计方法;第三部分对模型进行实证分析,估计中国的通胀目标并评估其对实际通胀的影响;第四部分总结全文并给出相应的政策建议。

① <https://economicsone.com/2018/01/09/the-feds-inflation-target-and-policy-rules/>.

② <https://www.cnbc.com/2019/11/25/powell-says-the-fed-is-strongly-committed-to-meeting-its-inflation-goal.html>.

二、模型的构建

本部分首先对传统形式的菲利普斯曲线进行分段估计,确定影响通胀动态变化的主要因素。接着将该模型拓展为包含通胀目标的变系数不可观测要素模型,以此作为下文通胀目标估计和实证分析的基础。

(一)传统菲利普斯曲线的估计

Friedman(1968)假设通货膨胀由通胀预期和失业率关于其自然水平的偏离共同决定,因此本文将模型设定为:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

该式通常被称为附加预期的菲利普斯曲线,其中 π_t 表示通货膨胀; π_t^e 表示通胀预期; $u_t - u_t^*$ 表示失业率与自然失业率的差额,即失业率缺口; ε_t 表示误差项。

在式(1)的基础上,Friedman(1968)进一步限定通胀预期行为,认为“非预期通胀通常意味着通货膨胀的上升”。将这句话加以延伸,可假设预期通胀能较好地由过去的通货膨胀数据所反映,式(1)转化为:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \beta(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \quad (2)$$

显然,式(2)的设定过于简洁,其可以视为Gordon(2013)、Watson(2014)所使用模型的特殊形式。在他们的文献中,菲利普斯曲线包含更高滞后阶数的滞后通胀、失业率缺口和供给冲击。对于供给冲击,已有的实证研究发现向模型引入波动性较高行业或部门的相对价格波动,能够显著地改善模型拟合效果。或者也有学者利用剔除食品和能源价格波动的核心通货膨胀率作为模型的被解释变量,这样能够减少供给冲击对于总体通胀的影响,如Ball和Mazumder(2011)。鉴于中国缺乏足够样本容量的核心CPI数据^①,本文在模型中引入进口相对价格通胀,同时也考虑更高滞后阶数的被解释变量:

$$\pi_t = \alpha(L)\pi_{t-1} + \beta(L)(u_t - u_t^*) + \gamma(L)\pi_t^i + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 $\alpha(L)$ 、 $\beta(L)$ 和 $\gamma(L)$ 表示模型的滞后多项式; π_t^i 表示进口相对价格通胀。受中国失业率数据条件的限制,与多数文献类似,本文以产出缺口 gap_t 替代 $u_t - u_t^*$ 得到:

$$\pi_t = \alpha(L)\pi_{t-1} + \beta(L)gap_t + \gamma(L)\pi_t^i + \varepsilon_t \quad (4)$$

基于数据可得性,本文选择1993年1季度至2019年1季度作为总体样本区间,其中以CPI同比增长率衡量总体通货膨胀率 π_t ,以实际GDP衡量实际产出,并通过HP滤波计算得到产出增长率缺口 gap_t ;虽然HP滤波存在诸多缺陷,但它依然是国内目前对于产出缺口计算采用最多的方法,如王金明(2012)、张同斌(2014)、卞志村和胡恒强(2016)、陈创练等(2018)。为了可比性,本文也采用该方法对产出缺口进行近似估计。考虑到人们主要关注实际经济增速与通货膨胀率之间的相互关系,本文借鉴伍戈和刘琨(2014)的做法,以实际GDP增长率缺口替代产出缺口。以进口价格指数(HS2)同比增长率与CPI同比增长率的差值衡量进口相对价格通胀 π_t^i 。上述数据均取自Wind数据库。

表1给出解释变量在不同滞后阶数条件下式(4)的广义矩估计结果,其中工具变量包含常数项、滞后1-2期的通货膨胀率、GDP增长率缺口以及进口相对价格通胀。经过比较发现,第7列模型设定最为恰当,不仅各变量的系数均显著,调整后的拟合优度最高,且J统计量及其相应的P值表明过度识别约束成立,工具变量外生。因此,选择 π_{t-1} 、 π_{t-2} 、 gap_t 和 π_t^i 作为整个样本区间上 π_t 的解释变量最为合适。进一步观察模型系数的估计结果可以发现,无论何种设定,滞后通胀系数的加总都接近于1,这意味着中国的通货膨胀有着较高的持续性。产出缺口系数在0.5左右,这表示在整个样本区间上,实际GDP增长率上升1个百分点(假设潜在产出增速不变),同期的CPI同比增长率平均上升约0.5个百分点。

表1给出的结果是基于菲利普斯曲线在整个样本区间上基本稳定的假设,但大量的实证研究结果显示,该假设在中国并不成立。为此,本文以2008年国际金融危机的爆发作为分界点,将样本区间划分为1993年1季度至2008年2季度、2008年3季度至2019年1季度,比较模型在不同样本区间上的回归结果

① 中国国家统计局自2013年1月起才开始发布核心CPI数据。

(见表2)。经过比较发现,危机前表现最好的应为第1列模型设定,即以 π_{t-1} 、 π_{t-2} 和 gap_t 作为解释变量,其调整后的拟合优度为0.967,且无法拒绝过度识别约束成立的原假设。危机后模型的拟合效果略有下降,同时滞后2期通胀的系数变得不显著。相对而言第6列模型设定在危机后的样本区间上表现得最好,即以 π_{t-1} 和 gap_t 作为解释变量。

将表1的第7列与表2的第1列、

第6列估计结果作比较可以发现:第一,危机后滞后通胀系数(加总)有显著的下滑,从0.93下降至0.85,这意味着通胀的持续性在减弱。第二,危机后产出缺口系数有一个显著的跃升,从0.60升高至0.77,这意味着

表1 1993Q1-2019Q1 被解释变量为 π_t 的GMM估计结果

	1	2	3	4	5	6	7
π_{t-1}	0.980*** (0.039)	1.004*** (0.054)	0.981*** (0.040)	1.337*** (0.085)	1.325*** (0.083)	1.331*** (0.088)	1.334*** (0.079)
π_{t-2}	-	-	-	-0.403*** (0.090)	-0.397*** (0.090)	-0.384*** (0.104)	-0.403*** (0.089)
gap_t	0.715*** (0.161)	1.023 (0.762)	0.707** (0.297)	0.515 (0.332)	0.565** (0.238)	1.179 (1.066)	0.488*** (0.136)
gap_{t-1}	-	-0.269 (0.522)	-	-0.024 (0.272)	-	-0.362 (0.597)	-
π_t^i	-0.007 (0.018)	0.004 (0.028)	-0.005 (0.064)	-0.023 (0.019)	-0.042 (0.045)	-0.072 (0.077)	-0.024* (0.014)
π_{t-1}^i	-	-	-0.003 (0.055)	-	0.015 (0.039)	0.058 (0.088)	-
观测值	103	103	103	103	103	103	103
\hat{R}^2	0.956	0.949	0.956	0.967	0.968	0.958	0.969
D.W.	1.256	1.384	1.255	2.339	2.307	2.245	2.231
J统计量	3.640 [0.303]	2.915 [0.233]	3.757 [0.153]	0.719 [0.396]	0.557 [0.455]	0.376 [0.540]	0.739 [0.691]

注:工具变量包含常数项、滞后2期的通货膨胀率、GDP增长率缺口以及进口相对价格通胀。圆括号内的数值为相应回归系数的标准差;***、**和*分别表示在99%、95%和90%的置信度拒绝系数显著为零的t检验原假设。表中“-”表示对应方程无此参数设置。方括号内的数值为过度识别约束J统计量所对应的P值。下表同。

表2 2008年危机前后被解释变量为 π_t 的GMM估计结果

	1993Q1-2008Q2				2008Q3-2019Q1			
	1	2	3	4	5	6	7	8
π_{t-1}	1.35*** (0.11)	1.36*** (0.11)	1.37*** (0.11)	1.36*** (0.17)	0.77*** (0.10)	0.77*** (0.10)	0.75*** (0.13)	0.74*** (0.13)
π_{t-2}	-0.42*** (0.10)	-0.43*** (0.10)	-0.42*** (0.11)	-0.42*** (0.11)	0.10 (0.12)	0.08 (0.13)	0.08 (0.12)	0.11 (0.13)
gap_t	0.60** (0.27)	0.55** (0.24)	1.28 (1.21)	0.81 (4.89)	0.80*** (0.14)	0.77*** (0.12)	0.73*** (0.18)	0.75*** (0.19)
gap_{t-1}	-	-	-0.33 (0.51)	-0.10 (2.47)	-	-	0.04 (0.13)	0.06 (0.14)
π_t^i	-0.02 (0.03)	-	-	-0.02 (0.17)	-0.00 (0.01)	-	-	-0.01 (0.01)
π_{t-1}^i	-	-0.02 (0.04)	-	-	-	0.00 (0.01)	-	-
观测值	60	60	60	60	43	43	43	43
\hat{R}^2	0.967	0.966	0.953	0.963	0.914	0.915	0.915	0.912
D.W.	2.241	2.351	2.234	2.311	1.675	1.703	1.640	1.583
J统计量	0.231 [0.891]	0.334 [0.846]	0.168 [0.919]	0.228 [0.633]	1.389 [0.499]	1.581 [0.454]	1.473 [0.479]	1.232 [0.267]

危机后中国的菲利普斯曲线变得更加陡峭。第三,虽然在表1的第7列中,进口相对价格通胀对于总体通胀的影响显著,但与其余解释变量相比进口相对价格通胀对总体通胀的影响程度较轻,且分段估计结果不显著,因此中国的通货膨胀主要由国内要素决定。显然,第二点发现与危机后西方许多国家出现的菲利普斯曲线“扁平化”现象(Matheson and Stavrev, 2013; Stock and Watson, 2018)不同,中国的通货膨胀与实际经济行为之间的关系不仅没有减弱,反而进一步增强。该结论意味着,金融危机后如果通胀超出政府的合意范围,政府为控制通胀所须付出的代价(牺牲率)显著提高。换言之,中国的货币当局不仅不能因为近年来国内通胀相对稳定而掉以轻心,反而应该将稳通胀摆在更加重要的位置上。

(二)变系数菲利普斯曲线的设定

由上文的分析可知,中国的总体通胀能够较好地由通胀预期、产出缺口和进口相对价格通胀解释,但变量之间的具体关系是不稳定的。对此,本文构建相应的变系数菲利普斯曲线,并借鉴Ball和Mazumder(2019)的做法,向模型中引入通胀目标:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta_t \text{gap}_t + \gamma_t \pi_t^i + \eta_t \tag{5}$$

$$\pi_t^e = \alpha_t \pi_t^* + (1 - \alpha_t) \pi_{t-1} \tag{6}$$

其中 η_t 表示测量误差; π_t^* 表示央行的通胀目标。式(6)表示通胀预期为通胀目标和滞后通胀的加权均值,且赋予各自的权重是不固定的。这么做主要考虑到中国的货币政策透明度相对较低,无论是调控目标、调控方式还是调控工具都不十分明确,因此通胀目标对于通胀预期的形成影响可能也不十分固定。将式(6)代入式(5)并整理后可得:

$$\pi_t = \alpha_t \pi_t^* + (1 - \alpha_t) \pi_{t-1} + \beta_t \text{gap}_t + \gamma_t \pi_t^i + \eta_t \tag{7}$$

根据式(7)的设定,通货膨胀由通胀目标、滞后通胀、产出缺口以及进口相对价格通胀共同决定。在其他条件不变的情况下,政府通胀目标的提高会部分地带动总体通货膨胀,其影响程度取决于通胀目标权重 α_t 。由上文的分析可知,通胀目标 π_t^* 为不可观测变量,因此式(7)关于系数 α_t 是非线性的。为简化说明,令 $x_t = [\pi_t^*, \alpha_t, \beta_t, \gamma_t]'$ 为状态向量,并将式(7)转化为:

$$\pi_t = g_t(x_t) + \eta_t \tag{8}$$

其中 $g_t(\cdot)$ 为与式(7)对应的函数。对于 x_t 中的各要素变量,本文假设通胀目标 π_t^* 服从自回归系数为 ρ 的AR(1)过程,时变系数 α_t, β_t 和 γ_t 服从随机游走的过程,因而有:

$$x_{t+1} = A x_t + \xi_t \tag{9}$$

其中 $A = \begin{bmatrix} \rho & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ 为转换矩阵, $\xi_t = [\xi_t^*, \xi_t^\alpha, \xi_t^\beta, \xi_t^\gamma]'$ 为相对应的误差向量。对于 η_t 和 ξ_t , 本文不失一般

地假设二者均服从零均值的高斯白噪声过程,且对于 $\forall i, j$, 满足:

$$E(\xi_i \xi_j') = Q_i \delta_{ij} \tag{10}$$

$$E(\eta_i \eta_j') = R_i \delta_{ij} \tag{11}$$

$$E(\xi_i \eta_j') = E(\xi_i x_0') = E(\eta_i x_0') = 0 \tag{12}$$

其中克罗内克函数(Kronecker Delta) $\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & i=j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$ 。这样式(8)-(12)共同构成了描述通胀动态变化的状态

空间模型,其中 $g_t(\cdot)$ 为非线性可微函数。

(三)非线性模型的估计方法

对于不可观测要素模型或变系数模型转化为状态空间形式以后,即可采用连续校正投影的卡尔曼滤波方法估计模型的状态变量和系数。但标准的卡尔曼滤波适用的前提之一是模型关于状态变量是线性的,观测式(8)显然不满足该条件。对此,本文将采用拓展后的卡尔曼滤波来克服这一问题。

具体地,对于 $t=1, 2, \dots$, 令 $g_t(x_t)$ 在 $\hat{x}_{t|t-1}$ 处泰勒线性近似, 展开可得:

$$g_t(x_t) \cong g_t(\hat{x}_{t|t-1}) + C_t(x_t - \hat{x}_{t|t-1}) \quad (13)$$

$\hat{x}_{t|t-1} = E_{t-1}(x_t)$ 、 $C_t = \frac{\partial g_t}{\partial x_t}(\hat{x}_{t|t-1})$ 为 $g_t(x_t)$ 在 $\hat{x}_{t|t-1}$ 处的雅克比矩阵(Jacobian matrix)。式(13)代入式(8)后可得:

$$w_t = C_t x_t + \eta_t \quad (14)$$

其中 $w_t = \pi_t - g_t(\hat{x}_{t|t-1}) + C_t \hat{x}_{t|t-1}$ 。这样由式(8)和式(9)组成的原非线性状态空间模型, 就近似地由式(14)和式(9)组成的线性化状态空间模型表示。当然, 该线性化过程成立的前提是各期的 $\hat{x}_{t|t-1}$ 和 $\hat{x}_t = \hat{x}_{t|t}$ 能够被确定。假设已知状态向量的初始估计值 \hat{x}_0 , 由式(9)可知 $\hat{x}_{1|0}$, 接着结合 w_t 的定义式和观测值 π_1 可得 w_1 , 再根据“校正方程”可得 \hat{x}_1 。类似地, 对于 $t=1, 2, \dots$, 可以依此得到 $\hat{x}_{t|t-1}$ 和 \hat{x}_t , 其中校正方程为:

$$\hat{x}_t = \hat{x}_{t|t-1} + K_t(w_t - C_t \hat{x}_{t|t-1}) = \hat{x}_{t|t-1} + K_t[\pi_t - g_t(\hat{x}_{t|t-1}) + C_t \hat{x}_{t|t-1} - C_t \hat{x}_{t|t-1}] = \hat{x}_{t|t-1} + K_t[\pi_t - g_t(\hat{x}_{t|t-1})]$$

其中 K_t 表示状态空间模型式(14)和式(9)在 t 期的卡尔曼增益矩阵(汉密尔顿, 2014)。总的来说, 对于 $t=1, 2, \dots, T$, 拓展后的卡尔曼滤波算法可以总结如下:

$$P_{t|t-1} = A P_{t-1|t-1} A' + Q_{t-1} \quad (15)$$

$$\hat{x}_{t|t-1} = A \hat{x}_{t-1} \quad (16)$$

$$K_t = P_{t|t-1} C_t' [C_t P_{t|t-1} C_t' + R_t]^{-1} \quad (17)$$

$$P_{t|t} = [I - K_t C_t] P_{t|t-1} \quad (18)$$

$$\hat{x}_{t|t} = \hat{x}_{t|t-1} + K_t [\pi_t - g_t(\hat{x}_{t|t-1})] \quad (19)$$

相应地, 对于 $t=T-1, T-2, \dots, 0$, 拓展后的卡尔曼平滑算法可以总结为:

$$K_{t|t} = P_{t|t} C_t' P_{t+1|t}^{-1} \quad (20)$$

$$\hat{x}_{t|T} = \hat{x}_{t|t} + G_{t|t}(\hat{x}_{t+1|T} - \hat{x}_{t+1|t}) \quad (21)$$

$$P_{t|T} = P_{t|t} + G_{t|t}(P_{t+1|T} - P_{t+1|t})G_{t|t}' \quad (22)$$

以上是对拓展后的卡尔曼滤波方法的介绍。具体针对式(8)-(12)所构成的状态空间模型, 除了上述程序, 还须做以下几点假设:

第一, 对通货膨胀 π_t 进行 HP 滤波, 以其作为通胀目标 π_t^* 的初始估计值 $\hat{\pi}_t^*$ 。对估计得到的 $\hat{\pi}_t^*$ 做 AR(1) 回归, 得到关于系数 ρ 和 ξ_t^* 方差的初始估计值。

第二, 将 $\hat{\pi}_t^*$ 与其余可观测数据相结合, 用非线性最小二乘法(Non-Linear Least Squares)对式(8)进行全样本回归, 得到 η_t 方差的初始估计值。

第三, 与第二步类似, 用非线性最小二乘法对式(8)进行长度 40 个季度窗口期的滚动回归, 得到 α_t, β_t 和 γ_t 的滚动回归结果, 并利用这些系数的波动性作为 $\xi_t^{\alpha}, \xi_t^{\beta}$ 和 ξ_t^{γ} 方差的初始估计值。

三、实证分析

表 3 给出了对状态空间模型式(8)和式(9)的估计结果, 其中样本区间为 1995 年 4 季度至 2019 年 1 季度。极大似然的最优化过程采用 BFGS(Broyden Fletcher Goldfarb Shanno)算法(Press, et al., 2007)。由表 3 可知, 各个系数都是显著的, 并且都在合理的区间范围内。以通胀预期赋予通胀目标的权重 α_t 为例, 由于本文假设 α_t 服从随机游走的过程, 根据表 3 的结果, 其在 40 期样本区间内的方差约为 0.056, 标准差约等于 0.24, 这对于一个属于 $[0, 1]$ 区间上的参数而言应该是合理的。

2000 年以来关于通胀目标的卡尔曼滤波(一步向前预测)和卡尔曼平滑(全样本估计)估计结果如图 2 所示, 对通胀目标的卡尔曼滤波和平滑估计结果基本上是一致的。在金融危机爆发前, 通胀目标显著低于实际通胀水平, 这意味着政府试图控制物价水平的过快上涨。例如, 2007 年末召开的中央经济工作会议就明

确提出,要把“防止经济增长由偏快转为过热、防止价格由结构性上涨演变为明显的通货膨胀”作为宏观调控的首要任务。之后,随着国际金融危机的爆发,中国经济由通胀转为通缩,中国人民银行的货币政策也迅速做了调整。这段时期中国的通胀目标不仅高于实际通胀,并且从2008年3季度的3%逐步上调至2010年4季度的4.7%,这反映中国政府急于带动中国经济复苏,因而愿意容忍更高水平的通货膨胀。但是,在短暂的复苏之后,中国经济进入增速放缓期,实际GDP增长率从2011年1季度的10.2%一路下探至2019年1季度的6.4%。这段时期,中国的通胀目标始终高于实际通货膨胀,这意味着中国政府在极力地减缓中国经济增速下滑,防止通货紧缩发生。也正是由于通胀目标的牵引,才使得中国的通货膨胀在实际经济增速显著下滑的同时被始终维持在2%附近的水平。

图3进一步地将中国政府2001年以来各年年初公布的通胀目标,与本文得到的通胀目标估计值进行比较。为了维持图形的简洁,仅给出卡尔曼平滑估计的结果作为通胀目标的估计值,二者在绝大多数时期的波动是一致的,尤其在后金融危机时期,二者的重叠度很高。唯一例外的是在2004年、2005年期间,政府公布的CPI预期涨幅从2004年的3%上升至2005年的4%,但本文估计得到的通胀目标却从2004年的2.81%回落至2005年的0.97%。事实上,由2004年4季度和2005年1季度的《中国货币政策执行报告》可知,中国人民银行认为这段时期中国经济面临着较大的物价上涨压力,即对于通货膨胀持抑制的态度,因此本文对于通胀目标的估计结果相较而言应该更符合实际情况。

图4和图5分别给出了本文设定的变系数 α_t 、 β_t 和 γ_t 的卡尔曼滤波与卡尔曼平滑估计结果,各个系数的卡尔曼滤波和卡尔曼平滑估计结果十分接近,基本上都有以下几个特点:第一,通胀目标对于通货膨胀的引导 α_t 在危机前较弱,危机后却稳步上升,目前维持在接近0.6的水平。这说明中国政府通胀目标对于总体通胀的锚定作用近年来显著增强,且已经达到一个较为稳定的水平。第二,产出缺口与通货膨胀之间的关系 β_t 受2008年国际金融危机的冲击而下降,但在危机过

表3 状态空间模型式(8)、(9)的估计结果

变量	系数	标准差	T统计量	显著性
ρ	0.862 2	0.222 0	3.883 5	0.000 1
$var(\eta)$	0.295 8	0.077 2	3.832 8	0.000 1
$var(\xi^a)$	0.158 1	0.038 5	4.105 3	0.000 1
$var(\xi^b)$	0.001 4	0.000 2	6.313 8	0.000 0
$var(\xi^c)$	0.001 3	0.000 1	12.524 4	0.000 0
$var(\xi^d)$	0.001 3	0.000 7	1.810 7	0.070 2

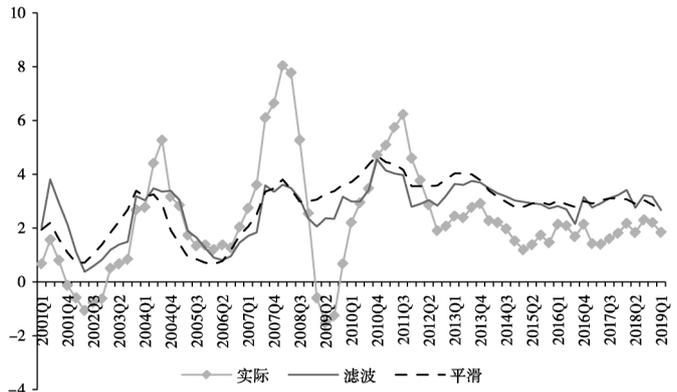


图2 中国通货膨胀的实际值与通胀目标的估计值

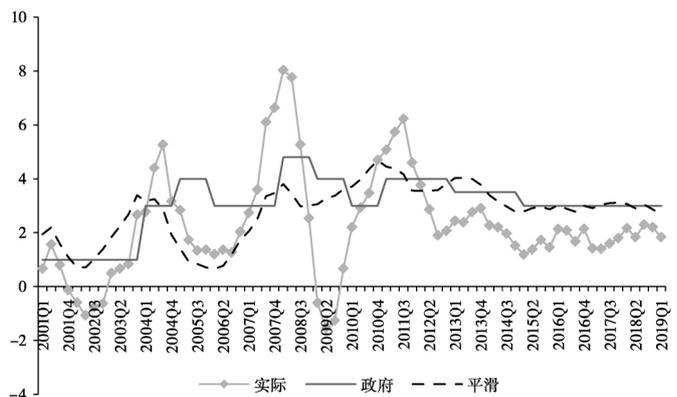


图3 中国通胀的实际值、政府发布的通胀目标以及本文对于通胀目标的估计

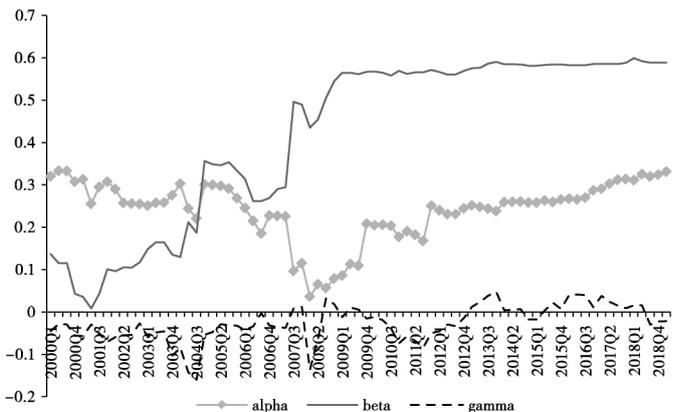


图4 α_t 、 β_t 和 γ_t 的卡尔曼滤波估计结果

后却出现了显著的回升。这意味着中国并未发生欧美等发达国家危机后出现的菲利普斯曲线扁平化现象,通货膨胀与实际经济行为之间的联系依然紧密。第三,进口相对价格通胀对于中国总体通货膨胀的影响系数 γ_t 始终在0附近徘徊,这表明中国的通货膨胀主要由内部经济所决定,外部输入型通胀对于中国经济内部通胀的影响相对有限。

将式(7)移项变形后可得:

$$\Delta\pi_t = \alpha_t(\pi_t^* - \pi_{t-1}) + \beta_t gap_t + \gamma_t \pi_t + \eta_t \quad (24)$$

该式表明通货膨胀的变动由政府通胀目标与滞后通胀的差值,产出缺口以及进口相对价格

通胀共同决定。由图4和图5可知,中国内部通胀主要由 $\pi_t^* - \pi_{t-1}$ 和 gap_t 所主导($\gamma_t \approx 0$),并且二者在后危机时期的影响较2008年危机爆发时要强得多,即通胀目标的引导作用显著增强,且不存在通货膨胀与实际经济行为的脱钩问题。根据中国实际GDP增长率数据和图2可知,实际产出缺口对于通货膨胀起抑制作用,而通胀目标对于通货膨胀则起反向的支撑作用,二者相互抵消使得中国的通货膨胀目前维持在平均略低于1.8%的水平。进一步,根据本文对于通胀预期的设定(式(6)),政府的通胀目标有效地改变公众的通缩预期,因而起到很好的锚定作用。

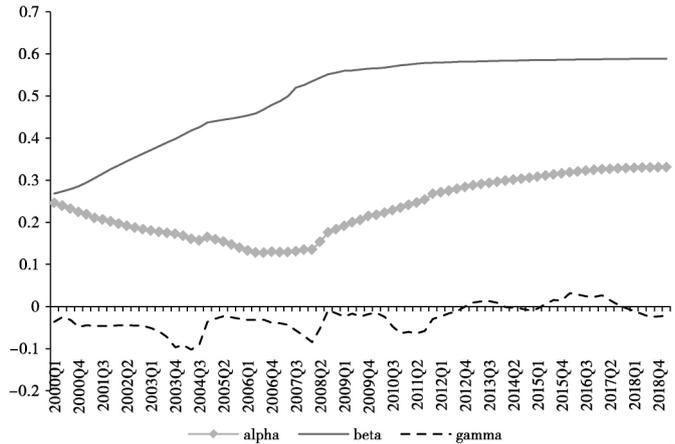


图5 α_t 、 β_t 和 γ_t 的卡尔曼平滑估计结果

四、结论与政策建议

针对Friedman关于“通货膨胀在何时何地都是一种货币现象”的论述,本文对中国近年来的通货膨胀现象展开分析。借由一个变系数不可观测要素模型以及拓展后的卡尔曼滤波算法,本文估计出中国货币当局的通胀目标,并且通过实证分析得出以下结论:第一,中国内部通胀主要由实际经济行为和通胀预期共同决定,外部经济对于通货膨胀的影响十分有限;第二,中国通货膨胀与产出缺口之间的联系在危机爆发后显著增强,即不存在西方国家发生的菲利普斯曲线扁平化现象;第三,政府通胀目标通过通胀预期对于实际通胀的影响在危机后显著增强,有效避免中国在后危机时期通缩的发生,因而起到很好的锚定作用。

根据上述结论,本文提出以下三点政策建议。第一,由于近年来中国通货膨胀与实际经济行为之间的联系显著增强,一旦通货膨胀超过了政府的忍受水平,要将其回调所需付出的代价也会比危机前大得多。因此,中国并不具备经济过热增长而通胀仍能维持稳定的“调控红利”,反而要将通货膨胀摆在货币政策目标更加靠前的位置,防止经济过热。第二,本文估计得到的政府通胀目标不仅与实际通胀有很强的相关性,并且与中国政府各年年初公布的当年通胀预期目标十分接近,这意味着政府所公布的预期目标值确实发挥着引导作用。建议下一步政府继续加强通胀目标对于实际通货膨胀的引导,发挥政府通胀目标的锚定作用。第三,根据本文对于中国通胀目标的估计,以及危机后美、欧、日等主要国家通货膨胀的表现可知,政府的通胀目标可能会与本国的实际通胀产生长时间的偏离。尽管这是政府引导通胀预期的一种手段,但长时期的偏离可能会削弱通胀目标的公信力。因此本文建议政府增加通胀目标公布的频率,并辅以相关的说明,例如中国人民银行在每季度的货币政策执行报告中定期予以披露,通过提高货币政策的透明度来打消公众对政府通胀目标的质疑。□

【参考文献】

- 卜志村、胡恒强. 2016. 粘性价格、粘性信息与中国菲利普斯曲线. 世界经济 (4) 22-43.
 陈创练、蒋海、单敬群. 2019. 中国货币政策的非对称性偏好调控模式及其演变研究. 统计研究 (7) 50-64.
 陈创练、龙晓旋、姚树洁. 2018. 货币政策、汇率波动与通货膨胀的时变成因分析. 世界经济 (4) 3-27.
 汉密尔顿. 2014. 时间序列分析. 夏晓华译. 中国人民大学出版社. 430-435.

- 盛松成、谢洁玉. 2019. 各国央行盯住2%通胀目标是刻舟求剑——对中长期通胀的思考. 清华金融评论 (6) :103-107.
- 王金明. 2012. 我国通货膨胀决定因素的计量分析. 统计研究 (4) :44-50.
- 吴兆春. 2020. 货币政策、宏观审慎与汇率波动——基于时变效应的新视角. 金融论坛 (3) :18-28.
- 伍戈、刘琨. 2014. 中国通胀与产出的动态研究——基于时变性的菲利普斯曲线. 财贸经济 (10) :61-72.
- 袁靖、王忠辉. 2010. 基于前瞻性泰勒规则对中国通货膨胀目标值估计的实证研究. 广东金融学院学报 (3) :44-51.
- 张同斌. 2014. 中国通货膨胀的形成机制与时变转换特征研究. 经济学动态 (6) :78-86.
- Andrade P., Gali J., Bihan H., and Matheron J. 2018. The optimal inflation target and the natural rate of interest. NBER Working Paper No.24328.
- Ball L. and Mazumder S. 2011. Inflation dynamics and the great recession. Brookings Papers on Economic Activity (37) :337-405.
- Ball L. and Mazumder S. 2019. A Phillips Curve with anchored expectations and short-term unemployment. Journal of Money, Credit and Banking (51) :111-137.
- Blanchard O. and Summers L. 2017. Rethinking stabilization policy: evolution or revolution. NBER Working Paper No.24179.
- Friedman M. 1968. Dollars and deficits living with America's economic problems. Prentice-Hall :21-71.
- Gordon R. 2013. The Phillips Curve is alive and well: inflation and the NAIRU during the slow recovery. NBER Working Paper No. 19390.
- Mankiw G. 2006. The macroeconomist as scientist and engineer. Journal of Economic Perspectives (20) :29-46.
- Matheson T. and Stavrev E. 2013. The Great Recession and the inflation puzzle. Economics Letters (120) :468-472.
- Press W., Flannery B.P. et al. 2007. Numerical recipes. Cambridge University Press :521-525.
- Schmitt-Grohe S. and Uribe M. 2010. The optimal rate of inflation. Elsevier :653-722.
- Stock J. and Watson M. 2018. Slack and cyclically sensitive inflation. NBER Working Paper No.25987.
- Taylor J. 1993. Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (39) :195-214.
- Watson M. 2014. Inflation persistence, the NAIRU and the great recession. American Economic Review (104) :31-36.
- Woodford M. 2010. Optimal monetary stabilization policy. Elsevier :723-828.

(责任编辑 皓 玥 校对 梅 言)

(上接第11页)

- 李志珍. 2021. 扩大内需畅通循环的金融支持. 金融时报, 2021-01-25(009).
- 卢现祥、孙梦泽. 2021. 提高中国内需的结构性改革:内在逻辑、结构失衡与改革举措. 社会科学辑刊 (2) :137-147.
- 邱兆祥、曹宇、刘永元. 2020. 现代金融体系与构建“双循环”新发展格局. 金融论坛 (11) :11-16.
- 荣晨、盛朝迅、易宇、靳晨鑫. 2021. 国内大循环的突出堵点和应对举措研究. 宏观经济研究 (1) :5-18, 78.
- 王一鸣. 2020. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局. 管理世界 (12) :1-13.
- 杨鹏艳. 2011. 消费金融的理论内涵及其在中国的实践. 经济问题探索 (5) :97-101.
- 周诚君. 2020. 金融助力构建“双循环”新发展格局. 中国金融 (23) :21-22.
- 宗良、李斌. 2020. 金融助力新发展格局行稳致远. 中国金融 (17) :24-26.

(责任编辑 渐 修 校对 皓 玥)