

当代经济管理  
*Contemporary Economic Management*  
ISSN 1673-0461, CN 13-1356/F

## 《当代经济管理》网络首发论文

题目：中国通胀与产出的动态关系研究——基于状态空间模型的分析  
作者：陈汉鹏，卜振兴  
收稿日期：2020-08-27  
网络首发日期：2021-03-29  
引用格式：陈汉鹏，卜振兴. 中国通胀与产出的动态关系研究——基于状态空间模型的分析. 当代经济管理.  
<https://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1356.F.20210329.1428.004.html>



**网络首发：**在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认：**纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

# 中国通胀与产出的动态关系研究

## ——基于状态空间模型的分析

陈汉鹏<sup>1</sup>，卜振兴<sup>2,3</sup>

(1. 中国社会科学院经济研究所，国家金融与发展实验室，北京 100836；

2. 中国国际经济交流中心，北京 100055；3. 中国邮政储蓄银行，北京 100034)

**[摘要]**针对近年来国际上兴起的菲利普斯曲线扁平化问题的讨论，利用拓展后的卡尔曼滤波解决了状态空间模型的非线性问题，并以此对中国开放条件下的变系数菲利普斯曲线进行估计。研究表明：中国通货膨胀与产出缺口之间的关系依然紧密，近年来中国经济减速主要是结构性的；中国的实际与潜在经济增速自2011年以来同步放缓，但实际增速始终低于潜在增速；危机过后通胀预期在很大程度上抵消了总需求对于通货膨胀的影响，近年来政府对于通胀预期的引导更是成功避免了中国通缩的发生；国际价格波动对于中国内部通胀的影响有限。因此，处理好“稳通胀”与“保增长”之间的关系，并加强对于通胀预期的引导是货币当局进行相应宏观调控的关键。

**[关键词]**通货膨胀；产出缺口；通胀预期；拓展后的卡尔曼滤波

**[中图分类号]** F015；F123.16 **[文献标识码]** A

### 一、引言

维持物价稳定并以此促进经济增长是各国政府宏观调控的首要目标，因此关于通胀与实际经济行为之间的联系——菲利普斯曲线，长期以来都是宏观经济学家们研究讨论的重点<sup>[1-2]</sup>。2007—2008年国际金融危机爆发后，欧美等发达国家普遍出现了菲利普斯曲线扁平化的现象，通货膨胀对于实际经济行为的反应不再敏感<sup>[3]</sup>。例如美国的失业率自危机以来就经历了抛物线式的波动，从2007年11月的4.7%升至2009年10月的10%，之后又回落至2019年3月的3.8%，但核心CPI同比增长率却始终维持在1.8%附近，变化情况与传统的经验规律明显不符<sup>[4]</sup>。如果该现象是一个普遍的现象，则对于各国货币当局甚至主流货币经济学

**收稿日期：**2020-08-27

**基金项目：**河北省自然科学基金项目《经济价值视角下商业银行利率风险管理研究》(G2019207086)；河北省高等学校人文重点项目《我国商业银行利率套期保值评价及监管机制创新研究》(SD2021076)。

**作者简介：**陈汉鹏(1984—)，男，福建龙海人，金融学博士，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助理，研究方向为货币金融；卜振兴(1986—)，男，江苏徐州人，中国国际经济交流中心博士后、中国邮政储蓄银行高级经济师，研究方向为货币金融。

理论势必提出挑战。一方面, 扁平化的菲利普斯曲线意味着更高的“牺牲率”(Sacrifice Ratio), 即为了实现通胀目标须付出更多的经济调节成本, 这意味着更加激进的宏观调控措施。另一方面, 过去被许多国家采纳的“通货膨胀目标制”(Inflation Targeting)的理论基础, 会由于通货膨胀与实际经济行为之间联系的减弱而受到质疑<sup>[5-6]</sup>。

显然, 一国通货膨胀与实际经济行为之间的联系对于该国货币政策目标的设定, 以及宏观调控的方式有着十分重要的影响, 那么该关系在中国是否也出现了类似的变化呢? 从数据上看, 中国的CPI同比增长率自2012年下半年以来就维持在2%附近, 没有太大的变化, 但与此同时, 中国的GDP同比增速却从2012年末的8.1%滑落至2019年初的6.4%, 似乎也出现了通货膨胀对实际经济变化不敏感的现象。从已有的文献上看, 学者们对于中国菲利普斯曲线扁平化的判断并不统一。例如, 伍戈和刘琨(2014)<sup>[7]</sup>利用时变菲利普斯曲线考察了中国通胀与产出的动态变化, 发现二者之间的关系是非线性的——平均通胀越高, 菲利普斯曲线越陡峭; 反之则越平坦。考虑到中国近年来通货膨胀持续低迷的状况, 伍戈和刘琨(2014)相当于间接支持中国菲利普斯曲线趋于平坦。类似的, 何启志和姚梦雨(2017)<sup>[8]</sup>也利用时变菲利普斯曲线研究发现, 中国产出缺口对于通货膨胀的影响自危机以来在持续减弱。当然, 也有学者提出不同的意见。例如丁慧和范从来(2015)<sup>[9]</sup>利用纳入资产价格的广义价格指数重新构建了通货膨胀指标, 并借由对菲利普斯曲线的滚动回归发现, 危机过后通胀对于经济周期波动仍然具有较高的敏感性, 菲利普斯曲线并未出现扁平化现象。

那么是什么导致学者们对中国的通货膨胀与实际经济行为之间的认知产生偏差呢? 笔者认为其中一个重要的原因是由中国非稳定的经济环境和无法直接观测得到的产出缺口二者相互作用导致的<sup>①</sup>。具体的, 中国作为一个转型期的发展中国家, 其经济制度环境与西方发达国家相比稳定性较差, 这使得学者们通常须要采用变系数模型来描述中国通胀与产出缺口之间的相互关系。但是, 产出缺口或潜在产出它们本身是不可观测变量, 这造成在估计过程中不可避免地会遇到非线性问题, 从而导致一些常用的计算变系数模型或不可观测要素模型的方法, 如卡尔曼滤波不再适用<sup>②</sup>。针对该问题, 本文将采用Chui & Chen(2017)<sup>[10]</sup>拓展后的卡尔曼滤波(Extended Kalman Filter)来处理时变系数与不可观测变量乘积所带来的非线性问题, 进而对中国通货膨胀与产出缺口之间的动态关系展开分析。据笔者所知, 国内目前还没有类似的研究。

本文的主要结论包括: 第一, 中国的通货膨胀与产出缺口之间的关系依然紧密, 近年来中国经济减速主要是结构性的。第二, 中国的实际与潜在经济增速自2011年以来同时放缓, 但实际经济增速始终低于潜在经济增速。第三, 危机过后通胀预期在很大程度上抵消了总需

求对于通货膨胀的影响, 近年来政府对于通胀预期的引导更是成功地避免了中国通缩的发生。第四, 中国的通货膨胀主要是由内部经济决定, 国际价格波动对于中国通货膨胀的影响有限。下文的结构安排如下: 第二部分介绍文章的模型与相应的估计方法; 第三部分对中国的变系数菲利普斯曲线进行实证分析; 第四部分通过反事实模拟的方法评估不同要素对于中国通货膨胀的影响程度; 最后对全文进行总结并给出相应的政策建议。

## 二、模型的设定与估计

### (一) 固定系数菲利普斯曲线

尽管多数学者都认同中国的通货膨胀与实际经济行为之间的关系是不稳定的, 但对于描述通货膨胀动态关系的具体形式并未达成共识。本部分先对传统菲利普斯曲线进行分阶段估计, 以此作为变系数模型设定的经验基础。

借鉴 Ball 和 Mazumder (2011)、Matheson 和 Stavrev (2013)<sup>[11]</sup>, 并结合中国的实际情况, 本文假设中国的菲利普斯曲线服从如下形式:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta \cdot g_t + \gamma \cdot \pi_t^i + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\pi_t^e = \alpha \cdot \pi_t + (1 - \alpha) \cdot \pi_{t-1} \quad (2)$$

其中式 (1) 表示通货膨胀  $\pi_t$  由通胀预期  $\pi_t^e$ 、产出缺口  $g_t$  和进口相对价格通胀  $\pi_t^i$  共同决定; 式 (2) 表示通胀预期由政府设定的通胀目标  $\pi_t$  和滞后通货膨胀率  $\pi_{t-1}$  共同决定。将式 (2) 代入式 (1) 后可得:

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

这时通货膨胀的变化  $\Delta\pi_t$  由政府通胀目标与前一期通货膨胀的差值、产出缺口以及进口相对价格通胀共同决定。为了对模型系数进行估计, 本文选择 1994 年 1 季度至 2019 年 1 季度作为总体样本区间, 其中以 CPI 同比增长率衡量通货膨胀  $\pi_t$ ; 以经 CPI 调整后的实际 GDP 衡量实际产出, 并通过 HP 滤波 (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最多采用的方法, 如王金明 (2012)<sup>[12]</sup>、陆军等 (2012)<sup>[13]</sup>、张同斌 (2014)<sup>[14]</sup>、卞志村和胡恒强 (2016)<sup>[15]</sup>、陈创练等 (2018)<sup>[16]</sup>。为了可比性, 本部分也采用该方法对产出缺口进行近似估计) 得到产出增长率缺口  $g_t^{\otimes}$ ; 以各年年初政府设定的目标 CPI 增长率衡量政府通胀目标  $\pi_t$ ; 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 $\pi_t^i$ 。上述数据均取自 Wind 数据库。对式 (3) 分不同阶段进行回归后的结果见表 1。

表 1  $\pi_t$  的 OLS 回归

自变量	1994Q2~2019Q1	1994Q2~2008Q1	2008Q2~2019Q1
$\pi_{t-1}$	0.841*** (0.042)	0.777*** (0.066)	0.953*** (0.152)
$\pi_t - \pi_{t-1}$	0.145* (0.076)	0.220** (0.107)	0.071 (0.171)
$g_t$	0.593*** (0.097)	0.374** (0.172)	0.745*** (0.085)
$\pi_t^i$	-0.023 (0.014)	-0.070* (0.037)	-0.004 (0.011)
$c$	0.491** (0.226)	0.882** (0.412)	0.072 (0.539)
$R^2$	0.964	0.966	0.932
观测值	100	56	44

注：括号内的数值为对应回归系数的标准差；\*\*\*、\*\*和\*分别代表 99%、95%和 90%置信度下拒绝系数显著为零的 t 检验原假设。

由表 1 可知，式 (3) 能够比较好地对中国通货膨胀的具体数据进行拟合，不同区间上调整后的拟合优度均在 0.9 以上。但是通过分阶段的回归结果我们也清楚地发现，式 (3) 的回归系数是不稳定的。例如通货膨胀对于产出缺口在整个样本区间内的回归系数( $\beta$ )为 0.59，但对于危机发生前的样本区间仅为 0.37，而对于危机发生后的样本区间却高达 0.75。再例如进口相对价格通胀的回归系数( $\gamma$ )只在危机发生前的样本区间显著，危机发生后的样本区间不显著。根据上述结果，我们可以做如下初步的判断：危机以来，中国的通货膨胀与产出缺口之间的联系变强，用变系数模型来描述中国的菲利普斯曲线更加合理。

## (二) 变系数菲利普斯曲线

根据上文的分析，本文以如下形式的变系数模型来描述中国通货膨胀与产出缺口之间的动态关系：

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha_t \cdot (\pi_t - \pi_{t-1}) + \beta_t \cdot g_t + \gamma_t \cdot \pi_t^i + \varepsilon_t^\pi \quad (4)$$

其中对于各系数 $\alpha_t$ 、 $\beta_t$ 、 $\gamma_t$ ，本文均假设其服从随机游走的过程。对于产出缺口 $g_t$ ，虽然国内大多数实证研究都利用 HP 滤波直接估计得到，但事实上该方法遭到许多学者的诟病，著名计量经济学家 Hamilton 甚至主张永远不宜采用 HP 滤波 (Hamilton, 2017<sup>[17]</sup>)。因此，本文假设 $g_t$ 是不可观测的，并服从如下 AR(1)的过程：

$$g_t = \rho \cdot g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (5)$$

其中 $\rho$ 表示产出缺口的持续性， $\varepsilon_t^g$ 表示随机误差项。为了便于估计，我们进一步地在模型系统中引入如下辅助方程：

$$y_t \equiv y_t^* + g_t \quad (6)$$

其中 $y_t$ 为实际产出， $y_t^*$ 为潜在产出。本文假设 $y_t^*$ 服从随机游走的过程：

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \varepsilon_t^y \quad (7)$$

此时，在上述动态模型系统中， $\pi_t$ 、 $\pi_t$ 、 $\pi_t^i$ 和 $y_t$ 能够被直接观测， $g_t$ 、 $y_t^*$ 、 $\alpha_t$ 、 $\beta_t$ 和 $\gamma_t$ 无法被直接观测。接着我们将该模型系统转化为相应的状态空间形式，以便利用卡尔曼滤波这一连续校正系统的线性投影算法对不可观测变量和时变系数进行估计。由于标准的卡尔曼滤波算法要求模型对于状态变量是线性的，而式(4)中包含两个不可观测变量的乘积项 $\beta_t \cdot g_t$ ，为此本文采用拓展后的卡尔曼滤波算法，令 $\beta_t \cdot g_t$ 在 $(\beta_t, g_t)$ 处线性化展开：

$$\beta_t \cdot g_t \approx \beta_t \cdot g_t + \beta_t \cdot (g_t - g_t) + g_t \cdot (\beta_t - \beta_t) = \beta_t \cdot g_t + g_t \cdot \beta_t - \beta_t \cdot g_t \quad (8)$$

在状态空间形式下， $\beta_t$ 和 $g_t$ 可被视为常数。<sup>⑤</sup>将式(8)代入式(4)后可得：

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \beta_t \cdot g_t + \beta_t \cdot g_t + (\pi_t - \pi_{t-1}) \cdot \alpha_t + g_t \cdot \beta_t + \pi_t^i \cdot \gamma_t + \varepsilon_t^\pi \quad (9)$$

令 $\pi_t$ 和 $y_t$ 为观测变量， $g_t$ 、 $y_t^*$ 、 $\alpha_t$ 、 $\beta_t$ 和 $\gamma_t$ 为状态变量，上述动态方程系统可转化为如下状态空间形式：

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{t-1} - \beta_t \cdot g_t \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_t & 0 & \pi_t - \pi_{t-1} & g_t & \pi_t^i \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_t \\ y_t^* \\ \alpha_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ 0 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{bmatrix} g_t \\ y_t^* \\ \alpha_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ \alpha_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \gamma_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\alpha \\ \varepsilon_t^\beta \\ \varepsilon_t^\gamma \end{bmatrix} \quad (11)$$

其中式(10)为观测方程，式(11)为状态方程。

### (三) 估计方法

对于由式(10)和式(11)组成的状态空间模型，除了应用标准化的卡尔曼滤波和卡尔曼平滑估计程序外，还须包含以下几点修正：

第一，对实际产出 $y_t$ 进行 HP 滤波得到产出缺口 $g_t$ 的初始估计值 $g_t$ 。利用 $g_t$ 对产出缺口状态方程式(5)进行 OLS 回归，得到关于系数 $\rho$ 和 $\varepsilon_t^g$ 方差的初始估计值。

第二, 基于第一步得到的 $g_t$ , 结合其余可观测数据, 用非线性最小二乘法 (Non-Linear Least Squares) 对通货膨胀观测方程式 (10) 进行全样本回归, 得到 $\varepsilon_t^\pi$ 方差的初始估计值。

第三, 与第二步类似的, 用非线性最小二乘法对式 (10) 进行长度 40 个季度窗口期的滚动回归, 得到 $\alpha_t$ 、 $\beta_t$ 和 $\gamma_t$ 的滚动回归结果, 并利用这些系数的波动性作为 $\varepsilon_t^\alpha$ 、 $\varepsilon_t^\beta$ 和 $\varepsilon_t^\gamma$ 方差的初始估计值。

第四, 对潜在产出冲击 $\varepsilon_t^y$ 和产出缺口冲击 $\varepsilon_t^q$ 的相对波动性进行限定。实际产出波动可以分解为潜在产出波动和产出缺口波动, 但该分解在很大范围内都无法对最终的对数似然函数造成足够大的影响。如果不对 $\varepsilon_t^y$ 和 $\varepsilon_t^q$ 的波动性加以限制, 最终得到的结果往往是非合意的。考虑到产出缺口的波动性通常远大于潜在产出的波动性, 并兼顾 Aguiar 和 Gopinath (2007)<sup>[18]</sup>提出的发展中国家潜在产出波动性较大的特点, 本文假设 $\text{var}(\varepsilon_t^y) = \text{var}(\varepsilon_t^q)/15$ 。

### 三、实证结果分析

表 2 给出了对状态空间模型式 (10)、(11) 的估计结果, 其中样本区间为 1997 年 4 季度—2019 年 1 季度, 极大似然的最优化过程采用 BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb, Shanno) 算法<sup>[19]</sup>。从表中可知, 各系数都是高度显著的, 并且均在合理的范围以内。以通胀预期中赋予政府通胀目标的权重 $\alpha_t$ 为例, 根据本文的随机游走假设, 其在 40 个季度的样本区间范围内的方差约等于 0.012, 标准差约等于 0.11, 这对于一个属于 $[0,1]$ 区间范围内 ( $\alpha_t$ 为加权平均权重) 的参数而言是合理的。

表 2 状态空间模型式 (10)、(11) 的估计结果

变量	系数	标准差	显著性
$\rho$	0.78624	0.06844	0.00000
$\text{var}(\varepsilon^\pi)$	0.38249	0.06616	0.00000
$\text{var}(\varepsilon^s)$	0.98475	0.45444	0.03024
$\text{var}(\varepsilon^y)$	0.06565	0.00914	0.00000
$\text{var}(\varepsilon^a)$	0.00030	0.00000	0.00000
$\text{var}(\varepsilon^\beta)$	0.00103	0.00000	0.00000
$\text{var}(\varepsilon^\gamma)$	0.00002	0.00000	0.00000

图 1 给出了实际经济增速 $y_t$ 、潜在经济增速 $y_t^*$ 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。从图中我们可以看出, 卡尔曼滤波和卡尔曼平滑所给出的关于潜在产出增速的判断基本上是类似的。2008 年国际金融危机爆发后, 中国经济在巨大的

外部负面冲击作用下, 实际经济增速与潜在经济增速均呈现快速的下滑, 但实际经济增速的降幅要远高于潜在经济增速的降幅, 并在 2009 年 1 季度达到最低点 6.4%。接着在中国政府推出的大规模经济刺激政策作用下, 实际经济增速与潜在经济增速都得到了迅速的反弹。与之前类似的, 实际经济增速的回调速度要比潜在经济增速快得多, 在 2009 年末就超过了潜在经济增速, 于 2010 年 1 季度达到峰值 12.2%。之后, 随着刺激政策影响的消减, 政府对高通货膨胀的抑制以及其他结构性因素的共同作用, 实际经济增速于 2011 年末再度回落至潜在经济增速之下, 并持续至今。从图中我们可以清晰地看出, 尽管近年来我国经济增速的放缓很大程度上是结构性的, 但实际经济增速始终低于潜在经济增速。该结果与部分学者认为的政府为避免经济下滑而强行拉抬经济至潜在水平之上, 导致经济结构进一步扭曲的判断是不一致的。

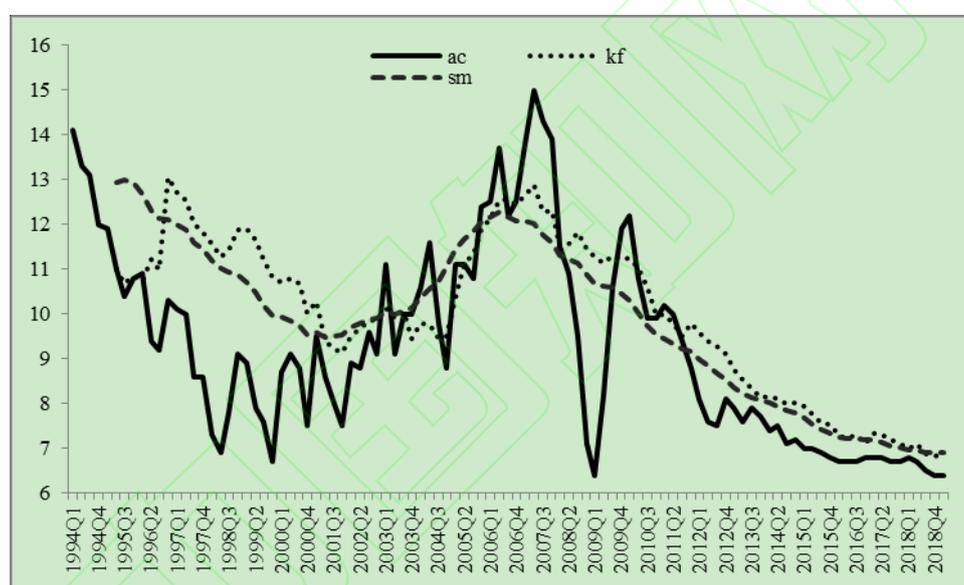


图 1 实际与潜在 GDP 增长率

注:  $ac$  表示真实值,  $kf$  表示卡尔曼滤波,  $sm$  表示卡尔曼平滑。

图 2 分别给出了状态空间模型中时变系数  $\alpha_t$ 、 $\beta_t$  和  $\gamma_t$  的卡尔曼滤波与卡尔曼平滑估计结果。从图中我们看出, 卡尔曼滤波与卡尔曼平滑得到的结果虽然略有差异, 但基本上维持相同的变化趋势。具体分析可以发现: 第一, 与 2008 年危机爆发时相比, 通胀预期赋予政府通胀目标的权重 ( $\alpha_t$ ) 虽然都维持在较低的水平, 但近年来有了一定程度的提高。该结果表明中国的通胀预期形成主要还是适应性的, 但政府对于人们通胀预期的引导作用不能忽视。第二, 中国的菲利普斯曲线不仅没有发生如欧美等发达国家那样的扁平化现象, 通货膨胀与实际产出缺口之间的相互关系 ( $\beta_t$ ) 与危机时期相比反而更强了。该结果与表 1 的结论是一致的, 它意味着中国目前的通胀波动在很大程度上依然是由需求驱动, 一旦政府对经济采取大规模

的干预措施，物价仍旧会有强烈的反应。第三，进口相对价格通胀对于国内通货膨胀的重要性( $\gamma_t$ )较低，且近年来重要性在持续地下降。该结果表明中国的通货膨胀主要由内部经济所主导，输入型通胀对于中国内部价格的波动影响比较有限。

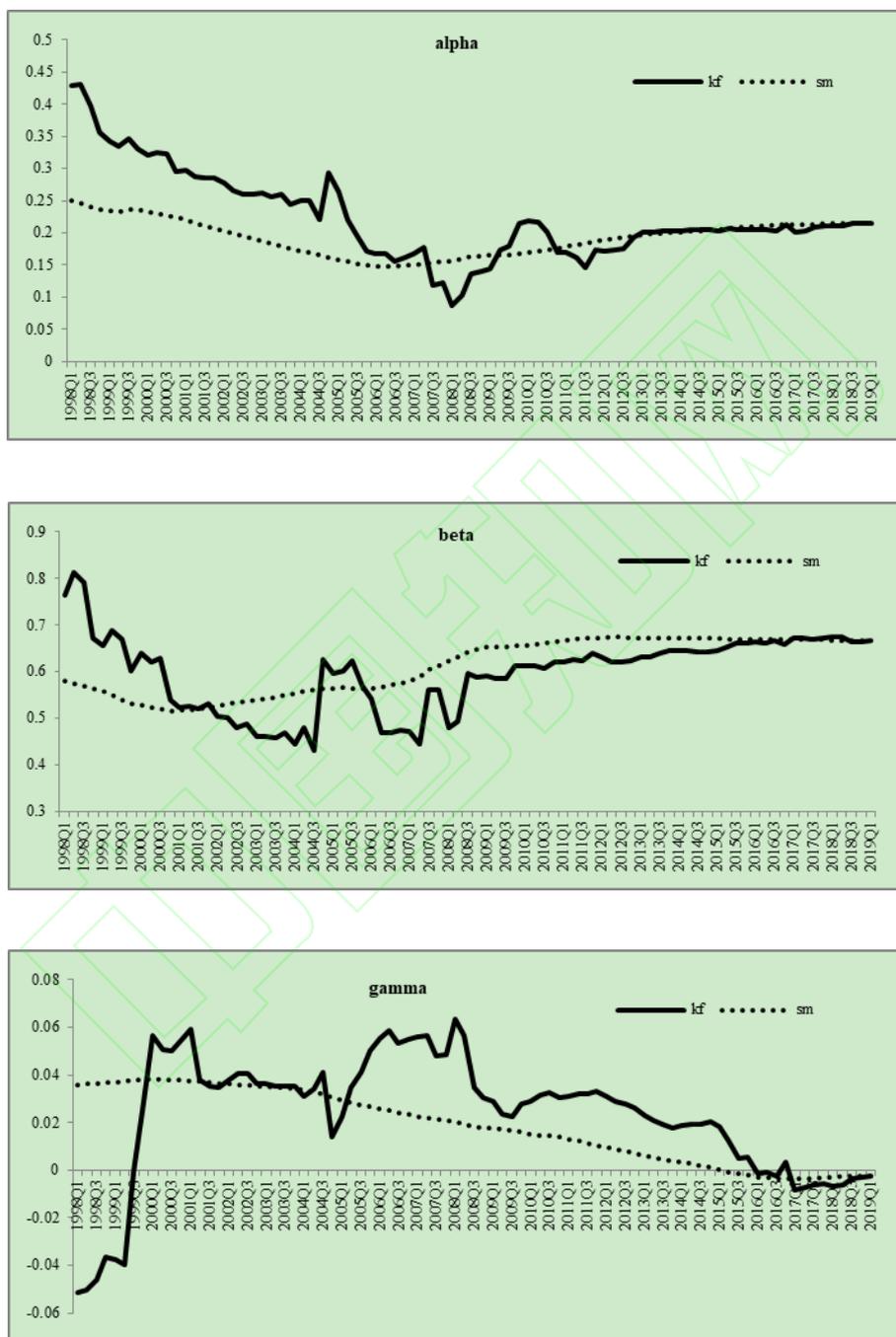


图 2  $\alpha_t$ 、 $\beta_t$ 、 $\gamma_t$  卡尔曼滤波和平滑的估计结果

注：kf 表示卡尔曼滤波，sm 表示卡尔曼平滑。

对上述的实证结果进行总结可以发现，近年来，中国的通货膨胀虽然在经济增速放缓的大背景下没有出现显著的下滑，但这与欧美等发达国家所发生的菲利普斯曲线扁平化现象是

完全不同的, 中国的通货膨胀仍旧主要由需求驱动, 中国并不存在大规模刺激经济但通胀仍能够保持稳定的红利空间。究其原因, 可能更重要的是由于此轮经济增速的下滑是结构性的, 产出缺口虽然为负, 但程度较低, 因而对通货膨胀的抑制作用有限。再加上通胀目标引导作用的增强, 以及外部输入型通胀的相互抵消, 导致中国的通货膨胀近年来都未出现明显的单向变化趋势。

#### 四、反事实模拟分析

为了进一步考察各要素对于中国通货膨胀的影响程度, 本文借鉴 Brinca et al. (2016)<sup>[20]</sup> 的研究方法, 利用上文得到的状态变量的卡尔曼平滑估计结果  $\{g_t^{sm}, \alpha_t^{sm}, \beta_t^{sm}, \gamma_t^{sm}\}$ , 分别在  $\pi_t - \pi_{t-1} = 0$ 、 $g_t = 0$  以及  $\pi_t^i = 0$  三种条件给出关于通货膨胀的反事实模拟结果。具体的, 我们将观测变量  $\{\pi_t, \pi_t^i, \pi_t^e\}$  以及状态变量  $\{g_t^{sm}, \alpha_t^{sm}, \beta_t^{sm}, \gamma_t^{sm}\}$  代入式(4), 得到关于  $\varepsilon_t^\pi$  的估计值  $\{\varepsilon_t^\pi\}$ 。接着, 分别考察  $\pi_t = \pi_{t-1}$ 、 $g_t = 0$  和  $\pi_t^i = 0$  这三种约束条件下通货膨胀的反事实模拟变动结果 (见图 3)。显然, 模拟结果与通胀真实值的偏离越大, 表示该要素对于通货膨胀的影响越显著。

从图 3 我们可以看出, 金融危机以来, 中国的通货膨胀主要是由通胀预期和产出缺口这两大要素所主导, 进口相对价格通胀对于中国的内部通胀几乎没有影响 (两条曲线几乎重合)。具体的我们发现, 产出缺口自 2012 年以来对于通货膨胀始终是抑制的。如果实际经济

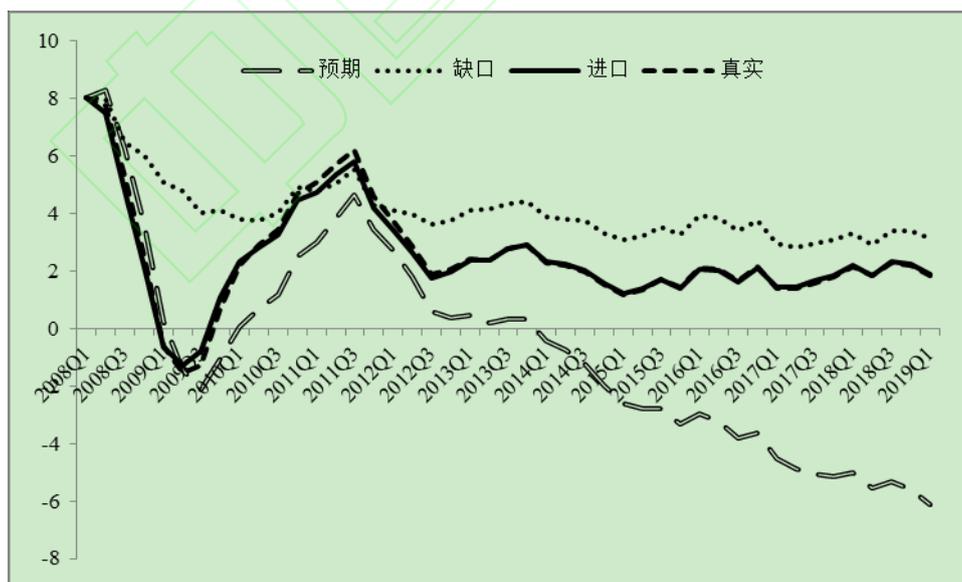


图 3 通货膨胀的反事实模拟结果

增速始终维持在潜在水平 ( $g_t = 0, y_t = y_t^*$ ), 则通货膨胀将比目前提高约 0.5~1 个百分点。相对的, 政府通胀目标对于通货膨胀始终起着拉抬的作用。如果政府放弃对于通胀预期的引导,

使得中国的通胀预期完全由前一期的通货膨胀决定 ( $\pi_t = \pi_{t-1}, \pi_t^e = \pi_{t-1}$ ), 则任何对于通货膨胀的冲击都将 1:1 地反应在长期通货膨胀中。由此我们发现, 中国政府过去的通胀目标虽然与实际通货膨胀存在较大的偏差, 但正是它的存在使得中国经济避免陷入通缩。这一点从图 4 也能够得到侧面的印证, 其中通胀预期是将  $\{\alpha_t^{sm}, \pi_t, \pi_{t-1}\}$  代入式 (2) 后计算得到。

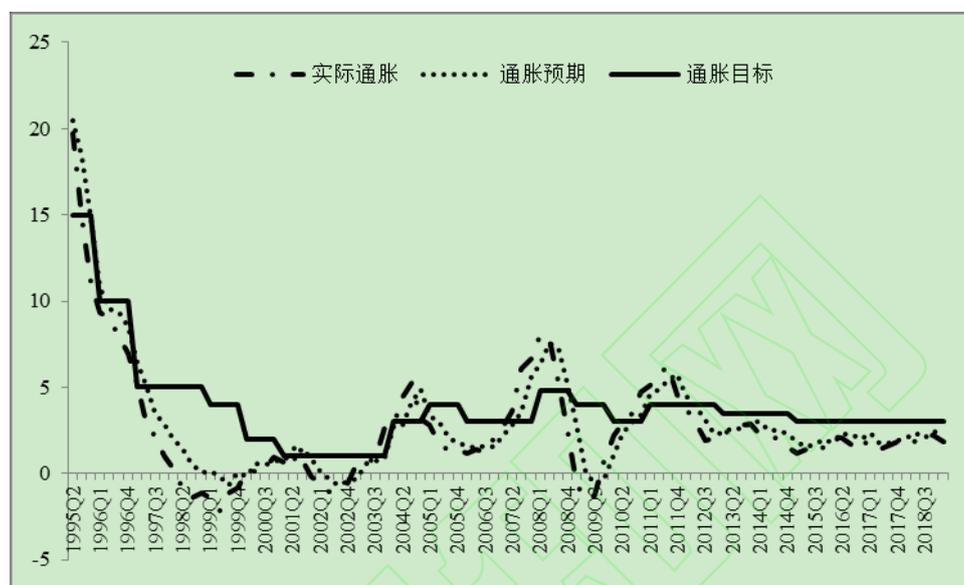


图 4 通货膨胀、通胀目标与通胀预期

## 五、结论与政策建议

针对近年来国际上兴起的关于菲利普斯曲线扁平化的讨论, 本文利用拓展后的卡尔曼滤波方法, 对中国开放条件下变系数的菲利普斯曲线进行估计, 研究发现: 第一, 中国的通货膨胀与产出缺口之间的关系依然紧密, 近年来中国经济减速主要是结构性的。第二, 中国的实际与潜在经济增速自 2011 年以来出现同步放缓, 但实际经济增速始终低于潜在经济增速。第三, 危机过后通胀预期在很大程度上抵消了总需求对于通货膨胀的影响, 近年来政府对于通胀预期的引导更是成功地避免了中国通货紧缩的发生。第四, 中国的通货膨胀主要由内部经济决定, 国际价格波动对于中国内部通胀的影响有限。

根据上述结论, 笔者认为中国政府在进行宏观调控时应注意如下两方面问题: 第一, 政府应处理好“稳通胀”与“保增长”二者之间的相互关系。近年来, 虽然中国的经济增速持续下降, 但 CPI 同比增速基本维持在 1%~3% 这一理想的区间, 这使得人们可能误认为中国出现了与欧美等发达国家类似的菲利普斯曲线扁平化现象。但本文的研究结果显示, 中国的通胀与产出缺口之间仍然具有较强的相关关系, 因此如果政府试图通过类似“大水漫灌”的方式刺激经济, 很可能会再现 2011 年那样的高通胀现象。第二, 政府应强化对通货膨胀预期的引导。中国政府在各年年初的政府工作报告中都会给出当年的 CPI 增长目标。笔者发现

该目标的设定由于与真实值存在较大的偏差, 因此人们对其并未给予足够的重视。但是本文的研究发现, 如果政府放弃对通胀预期的引导, 而简单被动地根据上一年的通货膨胀作为政府通胀目标, 则中国经济目前已经陷入了严重的通缩。

#### [注 释]

- ①西方学者将该现象称为“双生谜题”(twin puzzle), 即无论经济停滞还是复苏, 通货膨胀都未发生显著的变化。
- ②受失业率数据可得性的限制, 关于中国通货膨胀与实际经济行为关系的研究, 通常都是以产出缺口作为实际经济行为的代理变量。
- ③标准卡尔曼滤波适用的前提是状态方程和观测方程关于状态向量都是线性的。
- ④考虑到人们主要关注实际经济增速与通货膨胀率之间的关系, 因此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。
- ⑤具体推导过程参见 Chui & Chen (2017) 第 115~118 页。

#### [参考文献]

- [1] GORDON R. The phillips curve is alive and well: inflation and the NAIRU during the slow recovery [J]. NBER working paper, No. 19390, 2013.
- [2] BALL L, MAZUMDER S. The non-puzzling behavior of median inflation [J]. NBER working paper, No. 25512, 2019.
- [3] IMF. The dog that didn't bark: has inflation been muzzled or was it just sleeping? [R]. IMF world economic outlook, chapter 3, 2013.
- [4] STOCK J, Watson M. Slack and Cyclically Sensitive Inflation [J]. NBER Working Paper, No. 25987, 2018.
- [5] BLANCHARD O. The Phillips Curve: Back to the '60s? [J]. American Economic Review, 2016(106): 31-34.
- [6] GALI J. Has the U.S. Wage Phillips Curve Flattened? A Semi-structural Exploration [J]. NBER Working Paper, No. 25476, 2019.
- [7] 伍戈, 刘琨. 中国通胀与产出的动态研究——基于时变性的菲利普斯曲线 [J]. 财贸经济, 2014 (10): 61-72.
- [8] 何启志, 姚梦雨. 中国通胀预期测度及时变系数的菲利普斯曲线 [J]. 管理世界, 2017 (5): 66-78.
- [9] 丁慧, 范从来. 中国菲利普斯曲线扁平化了吗——基于广义价格指数的实证研究 [J]. 经济学家, 2015 (1): 19-29.
- [10] CHUI C, CHEN G. Kalman Filtering with Real-Time Applications [M]. Springer, 2017: 115-135.
- [11] MATHESON T, STAVREV E. The Great Recession and the Inflation Puzzle [J]. Economics letters, 2013 (120): 468-472.
- [12] 王金明. 我国通货膨胀决定因素的计量分析 [J]. 统计研究, 2012 (4): 44-50.
- [13] 陆军, 刘威, 李伊珍. 开放经济下中国通货膨胀的价格传递效应研究 [J]. 世界经济, 2012

(3): 3-23.

- [14] 张同斌.中国通货膨胀的形成机制与时变转换特征研究 [J].*经济学动态*, 2014 (6): 78-86.
- [15] 卞志村, 胡恒强.粘性价格、粘性信息与中国菲利普斯曲线 [J].*世界经济*, 2016 (4): 22-43.
- [16] 陈创练, 龙晓旋, 姚树洁.货币政策、汇率波动与通货膨胀的时变成因分析 [J].*世界经济*, 2018 (4): 3-27.
- [17] HAMILTON J. Why you should never use the hodrick-prescott filter [J]. NBER Working Paper, No. 23429, 2017.
- [18] AGUIAR M, GOPINATH G. Emerging market business cycles: the cycle is the trend [J]. *Journal of political economy*, 2007 (115): 69-102.
- [19] PRESS W, FLANNERY B, TEUKOLSKY S, VETTERING W. Numerical recipes [M].Cambridge University Press, 2007: 521-526.
- [20] BRINCA P, CHARI V, KEHOE P, MC GRATTAN. Accounting for business cycles [A]. J Taylor & H. Uhlig (eds.). *Handbook of Macroeconomics* [C]. Elsevier, 2016: 1013-1063.