

# 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

□丁 慧 □范从来

(南京大学 商学院, 江苏 南京 210093)

科学判定菲利普斯曲线的形状对于货币当局实现经济周期波动与通货膨胀之间的动态平衡至关重要。鉴于经济全球化与虚拟经济的发展使通货膨胀机理发生了深刻地变化, CPI 通胀率不能完全反映真实的通胀水平, 本文构建纳入资产价格的广义价格指数(GPI)作为新的通胀衡量指标, 分析经济周期波动与通货膨胀的动态关联, 检验中国菲利普斯曲线的形状。研究发现: 在本文考察的样本区间内, GPI 通胀率对于经济周期波动仍具有较高的敏感性, “菲利普斯曲线扁平化”假说在中国并不适用。

**关键词:** 菲利普斯曲线; 经济周期波动; 通货膨胀; 广义价格指数

**中图分类号:** F037.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003—5656(2015)01—0019—11

### 引言

近年来, 尽管许多发达国家中央银行的货币政策目标逐步向“维持币值和价格水平稳定”收敛, 但不可否认的是稳定产出和就业水平仍然是货币政策不可忽视的目标。尤其是对于处在经济转型重要时期的中国而言, 实现通货膨胀与经济周期变化的动态平衡对于货币政策的制定与施行至关重要。菲利普斯曲线天才地将通货膨胀与经济周期置于统一的分析框架之中, 自1958年被Phillips提出以来, 一直都是分析通货膨胀与经济周期之间内在机理的经典理论分析框架。菲利普斯曲线认为至少在短期内价格总水平和经济周期变化之间存在着正相关关系, 即经济周期处于上行期, 价格总水平上升, 经济周期进入下行轨道, 价格总水平下降(范从来, 2000)<sup>[1]</sup>。然而近年来, 受经济全球化加速推进等因素的影响, 经济周期波动与通货膨胀之间的关联特征出现了一些新的变化, 主要表现为CPI通胀率对于经济周期变动反应的明显滞后。譬如, 2003年全球经济进入新一轮上升期, 而直到2007年上半年CPI通胀率一直保持总体稳定, 而2007年8月“次贷危机”爆发后, 在实体经济萎缩、总需求下滑的过程中CPI通胀率却加速上涨, 显现出“滞胀”迹象。对于经济周期与通货膨胀之间出现的新变化, 许多研究将之归结为菲利普斯曲线呈现扁平化趋势。

菲利普斯曲线呈现扁平化趋势意味着经济周期波动对于通货膨胀的影响弱化或者说通货膨胀对于经济周期波动的敏感度下降。这对于货币政策的制定与施行有重要的影响: 一方面意味着当经济周

基金项目: 教育部长江学者和创新团队发展计划资助项目“经济转型背景下稳定物价的货币政策”(IRT13020); 江苏省普通高校博士研究生科研创新计划资助项目(KYLX-0004)

期处于上行期,甚至经济过热时并不会立即引起通货膨胀,导致“政策幻觉”;另外一方面意味着当通胀高企,控制通货膨胀需要付出更大的产出波动代价,即货币政策紧缩的力度和持久度都要增强。因此,近年来关于菲利普斯曲线是否呈现扁平化趋势以及背后的驱动因素引起了国际学界的广泛关注。

Keith Kuester等(2007)<sup>[2]</sup>基于新凯恩斯菲利普斯曲线分析框架研究了美国的通货膨胀动态过程,发现通货膨胀率对总需求与总供给条件变化的反应存在明显滞后,平均滞后时间为12个月,说明美国的菲利普斯曲线具有较为显著的扁平化特征;国际货币基金组织(IMF)报告(2006,2013)<sup>[3][4]</sup>认为通货膨胀与失业率之间的关系(菲利普斯曲线)趋于弱化,这种现象在发达国家尤为明显;Borio等(2007)<sup>[5]</sup>估算了美国1980—1992年和1993—2005年两个时期的菲利普斯曲线,发现通货膨胀对产出缺口的敏感系数由0.13下降为0.09,并主要归因于全球化快速推进导致的市场竞争加剧;Mishkin(2009)<sup>[6]</sup>则认为较为平滑的菲利普斯曲线的出现主要是由于通胀预期趋于稳定,而非全球化的发展;Dora Iakova(2007)<sup>[7]</sup>运用英国的统计数据分析了其国内需求冲击与通货膨胀之间的关联,发现通货膨胀对于国内需求冲击的反应程度有下降趋势,并讨论了菲利普斯曲线扁平化条件下货币政策施行所面临的一系列困境;Tamim Bayoumi等(2014)<sup>[8]</sup>提出在菲利普斯曲线呈现扁平化趋势的背景下,利率反应函数中是否应该赋予产出稳定更大的权重取决于“扁平化”背后的驱动因素。

国内对菲利普斯曲线也进行了多方面的研究,但对菲利普斯曲线扁平化问题的研究相对较少。耿强等(2011)<sup>[9]</sup>基于中国数据讨论了全球化对中国菲利普斯曲线的影响,发现随着对外开放程度的加深,中国菲利普斯曲线变得更加平坦,物价水平对国内产出缺口的敏感度趋于下降,而一旦通胀高企,又需要加大政策紧缩力度从而带来更大的产出波动;王金明(2012)<sup>[10]</sup>提出中国通货膨胀具有顺周期的特征,但顺周期性近期有所下降,景气缺口对于通货膨胀的拉动效应减小。

毋庸置疑,这些研究对于理解通货膨胀与经济周期的关联特征具有相当重要的参考价值。通过对既有研究菲利普斯曲线重要文献的仔细梳理,可以发现既有研究通常采用居民消费价格指数CPI作为通货膨胀的衡量指标。但是由于CPI本身的构成与特点,在新形势下并不能完全反映真实的通胀水平。这是因为随着经济全球化与虚拟经济的快速发展,一方面通货膨胀机理发生了深刻地变化,呈现出较为显著的“结构性”特征:一般物价水平相对稳定和资产价格频繁波动在较长时期内并存,尤其是对于当前的中国而言,由于金融市场体系还不发达,存在较为严重的“资产短缺”,使得通货膨胀的“结构性”特征更为明显;另一方面,金融变量交易量远大于实体经济交易量,经济周期波动在很大程度上体现为信贷、货币等金融变量的周期波动,资产价格的影响越来越不容忽视。在经济全球化加速推进与虚拟经济快速发展的大背景下,基于菲利普斯曲线理论框架分析经济周期与通货膨胀关联特征出现的新变化,需要格外关注结构性通胀与资产价格的影响。本文从通货膨胀测度入手,构建纳入资产价格的广义价格指数,研究经济周期变化与通货膨胀之间的内在机理,并检验菲利普斯曲线扁平化假说对中国的适用性,期望能为我国的货币政策实施提供有益参考。

本文分为五个部分进行论述。除引言之外,第二部分从结构性通胀视角切入,构建分析经济周期变化与通货膨胀动态关联的理论分析框架;第三部分运用动态因子模型,构建纳入资产价格、反映中国整体价格水平的广义价格指数作为通货膨胀新的衡量指标;第四部分运用GMM模型与滚动回归模型分析通胀变动对于经济周期波动的敏感性,检验中国的菲利普斯曲线是否呈现扁平化趋势;第五部分对全文进行总结,并对文章的结论进行讨论,提出相关的政策建议。

## 一、理论框架

传统的菲利普斯曲线研究了通货膨胀与产出波动之间的关系,但忽略了通货膨胀特征的变化。近

几年来通货膨胀越来越表现为结构性通货膨胀,相应地,菲利普斯曲线内在的逻辑机理也发生了改变。本文借鉴张晓慧等(2010)<sup>[1]</sup>的思路从部门供给弹性差异入手分析结构性通货膨胀与产出波动之间的关系。

不失一般性,假定整个经济体系分为两大部门:一般商品生产部门与资产、初级产品供给部门。一般商品生产部门生产效率高,竞争性强,产品供给弹性大,主要面临来自需求方面的约束;而资产、初级产品供给部门的特点是需求具有刚性而供给弹性小,主要面临来自供给方面的约束。为了分析的便利,“需求约束”与“供给约束”部门分别以A和N来表示。令 $P_A$ 为需求约束部门的价格水平, $P_N$ 为供给约束部门的价格水平, $Q_A$ 、 $Q_N$ 分别表示两大部门产品的数量, $M$ 表示货币总量, $V_A$ 、 $V_N$ 表示两大部门用于交易的货币量的流通速度, $e_A^s$ 、 $e_N^s$ 表示两大部门产品供给弹性, $r_A$ 、 $r_N$ 表示两大部门的收益率。

为了分析严谨,对模型做如下假定:

假定一:部门供给弹性决定部门价格水平波动的大小。具体而言,当面临需求冲击,供给弹性越小,价格波动幅度越大,反之则反是。

假定二:基于资本的逐利性,假定理性投资者追求投资于两大部门单位货币的收益率相等。

假定三:货币量在两大部门之间的分配由单位货币的收益率来决定。假定 $r_i$ 表示部门收益率,易知随着收益率的上升,流入该部门的货币量会增加,即 $M_i$ 是 $r_i$ 的增函数, $M_i=M(r_i)$ 。

假定四:两大部门的产品转化为货币存在成本,短期内成本不会发生变化。假定A部门产品转化的成本为 $\delta_A$ ,N部门成本为 $\delta_N$ 。

用 $M_A$ 表示存在于A部门中的货币量(包括媒介交易的货币量以及以储蓄形式存在的货币量),则 $M_A V_A$ 表示A部门经济总量: $P_A Q_A = M_A V_A$ ;

类似,用 $M_N$ 表示流入N部门的货币量(包括媒介交易的货币量以及以储蓄形式存在的货币量),则 $M_N V_N$ 表示N部门经济总量: $P_N Q_N = M_N V_N$ 。

如此,则传统的货币数量方程可以修正为: $MV = M_A V_A + M_N V_N = P_A Q_A + P_N Q_N$ ,基于货币数量论,假定其他条件不变,可以认为A和N两大部门价格变动的差异主要源于流入的货币量的差异,通胀率是流入货币量的增函数,为了分析简便,假定 $\pi_i = k_i M_i$ , $k_i > 0$ , $k_i$ 外生。

基于前文假定,处于均衡状态下的两大部门的单位货币投资收益率应该相等,即:

$$(P_N - \delta_N) \cdot V_N / M_N = (P_A - \delta_A) \cdot V_A / M_A$$

进一步变形为:

$$r_N \cdot V_N / r_A \cdot V_A = M_N / M_A = M(r_N) / M(r_A)$$

当 $(P_N - \delta_N) \cdot V_N / M_N > (P_A - \delta_A) \cdot V_A / M_A$ ,亦即 $r_N \cdot V_N / r_A \cdot V_A > M_N / M_A = \frac{M(r_N)}{M(r_A)}$ 时,由于N部门的投资收益率相对较高,理性的投资者会将货币投向N部门,导致 $M_N > M_A$ ,从而 $P_N Q_N$ 会不断增大,理论上会直至两大部门收益率重新相等为止。

反之,当 $(P_A - \delta_A) \cdot V_A / M_A > (P_N - \delta_N) \cdot V_N / M_N$ ,亦即 $r_A \cdot V_A / r_N \cdot V_N > M_A / M_N = M(r_A) / M(r_N)$ 时,由于A部门的投资收益率相对较高,理性的投资者会将货币投向A部门,导致 $M_A > M_N$ ,从而 $P_A Q_A$ 会不断增大,理论上会直至两大部门收益率重新相等为止。

### (一)结构性通胀形成机制

假定经济系统处于初始的均衡状态,当发生外在冲击时,譬如生产技术的突破导致生产率的大幅提升使得经济主体对于未来产生乐观预期,与此同时,宽松货币政策释放了充分的流动性,引起了总需求的扩张,生产技术进步也使得生产成本大幅下降。来自总需求与总供给方面的正向冲击使得A部门扩大投资与生产变得有利可图,在A部门扩张的带动下,整个经济进入上行期,产出与收入增加,从而

对于N部门产品的需求也增加。由于A部门竞争程度高,产品供给弹性大,超额需求可以在较短时期内得到满足从而价格水平 $P_A$ 保持相对稳定,而N部门由于供给弹性小,产品供给速度无法满足超额需求增长的速度,从而使得该部门的价格水平 $P_N$ 在短期内有较大幅度的上升,从而出现A部门价格水平 $P_A$ 相对稳定与N部门价格水平 $P_N$ 明显上升并存的“结构性通胀”。

### (二)经济周期变化与结构性通货膨胀的动态关联

由于成本 $\delta_A$ 与 $\delta_N$ 会在短期内保持稳定,两大部门价格水平 $P_A$ 与 $P_N$ 变动之间的差异会打破两大部门单位货币收益率的平衡,当面临需求正向冲击时, $(P_N - \delta_N) \cdot V_N / (P_A - \delta_A) \cdot V_A > M_N / M_A$ ,即N部门的投资收益率相对较高,理性的投资者会把货币量投向N部门,在部门垄断性强、供给弹性小、货币流入以及超额需求冲击等多重因素的驱动下,极易诱发N部门的金融投机,使得“追涨杀跌”的羊群效应大行其道,导致N部门的收益率出现非理性上扬,大量货币涌入该部门,价格水平 $P_N$ 进一步上涨,使得正反馈机制居于主导地位。由于货币量 $M$ 一定,N部门货币量不断流入导致价格泡沫的迅速膨胀会挤压以A部门为代表的实体经济部门的收益率与生存空间,而且这种“挤出效应”会随着金融投资、投机的收益率的增加而增强,当N部门收益率充分大于A部门投资产生的收益率时,A部门的扩大再生产将不复存在,从而出现实体经济的萎缩,虚拟经济部门价格水平的上涨会通过财富效应等渠道带动整体价格水平的上涨,呈现类似“滞胀”的迹象,结构性通胀转向全面通胀。

但这种“滞胀”迹象只是阶段性的,在实际经济运行过程中,虚拟经济部门泡沫膨胀对于实体经济部门的挤出效应不可能一直持续下去直至实体经济部门的消失。人们进行金融投机的乐观预期本质上来源于实体经济部门的有力支撑,而实体经济投资收益率的持续下跌以及投资量与比例的收缩使得实体经济部门不断萎缩,一旦有市场主体意识到实体经济部门的支撑难以为继,就会动摇甚至丧失对未来经济持续增长的信心,从而乐观预期快速逆转。从而N部门的泡沫会在短时期内破裂,房地产、股票等资产价格水平大幅下跌,资源、能源等初级产品的价格水平亦会急剧下行,人们的悲观预期与恐慌心情进一步加剧,甚至会引发金融、经济危机。此前的通货膨胀伴随资产与初级产品价格泡沫的破裂转向“结构性通缩”。资产价格泡沫破裂导致人们的财富水平大幅缩水加之市场的悲观预期,引发总需求的全面萎缩,经济繁荣时期掩藏的实体经济部门的过剩产能使得A部门价格水平下跌,结构性通缩转向全面通缩。

综上,虚拟经济部门与实体经济部门供给弹性差异引发的“结构性通胀”使得经济周期与通货膨胀之间内在关联呈现新的特点:第一,经济周期波动对于不同部门价格水平的影响存在差异,使得一般商品价格水平的相对稳定与资产价格频繁波动会在较长时期内并存;第二,以CPI衡量的通货膨胀对于经济周期变化的反应存在较为明显的滞后性,导致经济周期处于上行区间和宽松货币政策环境时并不会使得CPI通胀率立即高企,而当CPI通胀率出现明显上涨的时候,往往已经处于金融投机异常活跃、资产价格泡沫即将破裂的前夜。

鉴于经济周期与通货膨胀之间内在关联的新特征,传统的菲利普斯曲线在解释结构性通胀与经济周期时必然乏力,提出菲利普斯曲线扁平化假说也是必然,但是如果我们关注通货膨胀的新特征,采用更广泛意义上的价格水平作为衡量通货膨胀的指标,菲利普斯曲线是否呈现扁平化还有待商榷。为此,本文接下来将建立不同于CPI的广义价格指数,然后检验菲利普斯曲线扁平化假说。

## 二、广义价格指数的构建

### (一)动态因子模型形式

本文所采用的动态因子模型的形式为:

$$X_t = \gamma C_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\phi(L)C_t = u_t \quad (2)$$

$$\varphi(L)C_t = v_t \quad (3)$$

其中,  $L$  是滞后因子,  $\phi(L)$  与  $\varphi(L)$  分别是阶数为  $p$  和  $k$  的滞后多项式, 根据方程(2)可知, 带有可变量滞后阶数和权重的  $C_t$  包含在(2)式中的每一个方程之中。根据已有研究, 可以将方程(1)至(3)变形成以下方程的形式:

$$\Delta x_{it} = \gamma_i c_t + e_{it}, \quad i=1, 2, 3, \dots, n \quad (4)$$

$$\phi(L)c_t = u_t, \quad u_t \sim i. i. d. N(0, 1) \quad (5)$$

$$\varphi(L)e_t = v_t, \quad v_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2_i) \quad (6)$$

其中,  $\Delta x_{it} = \Delta X_{it} - \Delta \bar{X}_i$ ,  $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$ ,  $E(c_t) = \delta$ , 可以将以上方程组改写成状态空间模型的形式, 并利用卡尔曼滤波进行估计。

$$\text{观测方程: } \Delta x_t = H \beta_t \quad (7)$$

$$\text{状态方程: } \beta_t = F \beta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

## (二) 广义价格指数的构建

基于动态因子模型, 单一商品、服务和资产价格的通货膨胀由共同部分  $\pi_t$  和个别商品的相对价格变动部分  $X_{it}$  组成, 同时将一个通货膨胀指标视为所有个别通货膨胀测度按照一定权重的总加权。整个经济体的通货膨胀指标可以表示为共同部分和个别通货膨胀总加权部分的总和, 其中  $\pi_t$  被称为动态因子指数, 它是通货膨胀指标蕴含的共同趋势的估计值。虽然  $\pi_t$  与  $X_{it}$  两者间不存在自相关, 但是  $X_{it}$  会影响  $\pi_t$  的测度, 因此分析资产价格在测度通货膨胀时所计入的权重, 应取决于其对测度通货膨胀共同增长趋势  $\pi_t$  所提供的信息含量, 因此确定广义价格指数各个组成部分权重的过程就是一个信息提取的过程(罗忠洲等, 2013)<sup>[12]</sup>。

Bryan. et al. (2002)<sup>[13]</sup> 利用了两种方法来确定资产价格的权重。一种是通过计算共同成分对每一序列的单位冲击的响应来提取, 理论依据是通过各个价格指数的时间序列对共同趋势的贡献来确定其在广义价格指数构建过程中的权重; 第二种方法是利用 Wynne(1999)<sup>[14]</sup> 提出的方差加权价格指数法:

$$w_i = \Gamma_i / \sum_{i=1}^n \Gamma_i \quad (9)$$

其中,  $\Gamma_i = 1/\sigma^2_i$ , 对于所有价格序列,  $\sigma^2_i$  是商品  $i$  价格变动比例的方差。其理论依据是: 如果某个价格指数序列方差大, 意味着波动剧烈, 则这个价格序列更多地受个别因素影响, 其包含的共同趋势成分就越小, 相对价格变动成分就越大, 其在价格指数中的权重就越小。本文利用第一种方法, 首先通过建立状态空间模型, 利用卡尔曼滤波的方法提炼出动态因子指数, 再建立 VAR 模型, 通过脉冲响应函数计算动态因子指数对于各个价格指数时间序列的单位冲击的响应, 以确定他们对于动态因子指数的贡献程度, 以确定各个价格指数时间序列在广义价格指数构建中的权重。

### 1. 指标选取与数据处理

有许多研究提出, 虚拟经济特别是金融经济的快速发展, 使得金融部门在整个经济体系中的重要性快速上升, 因此, 仅仅维持实体经济领域的物价稳定是远远不够的, 金融领域的价格稳定同样重要。因此, 广义价格指数构建应该纳入资产价格。现有研究在构建广义价格指数的过程中, 使用三种价格指数: 居民消费价格指数(CPI)、房地产价格指数以及上证综指。本文认为, CPI 是居民消费价格指数, 核心是度量最终消费品的价格水平, 并不能完全反映整个实体经济部门的价格水平, 衡量实体经济领域的价格变动趋势, 还需要参考其他指标, 至少需要纳入原材料燃料动力购进价格指数(PPIRM)与工业品出厂价格指数(PPI)以反映生产领域部门的价格变动趋势。

之所以采用CPI作为反映实体经济领域价格水平的核心指标,有两个前提假设:其一,从PPIRM到PPI再到CPI的传导是顺畅的,生产部门的价格变动可以迅速传导到消费部门,那么用CPI来反映整个实体经济部门的价格变动趋势是恰当的;其二,从PPIRM到PPI再到CPI的传导是单向的。

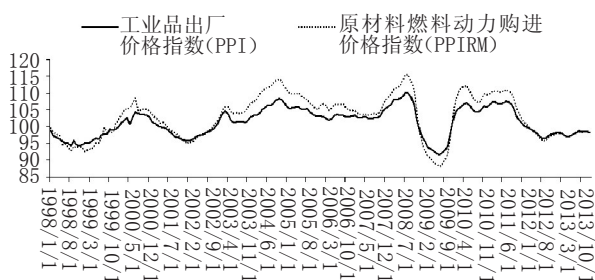


图1 PPI与PPIRM动态走势图

但是从现实来看,一般而言,从PPIRM到PPI的传导比较顺畅,因此PPIRM与PPI的变动趋势在大多数时候都是一致的(图1),但是从PPI向CPI的传导并不顺畅,在许多时候都出现PPI和CPI倒挂的现象(图2),据陈建奇(2008)<sup>[15]</sup>的研究:在中国,PPI几乎不向CPI传导,这主要是因为中国现阶段经济增长消费驱动不足,主要还是投资驱动。因此,仅仅使用CPI来衡量实体经济部门的物价水平,有失偏颇。在构建广义价格指数的过程中,

本文使用CPI、PPI和PPIRM三个指数反映实体经济领域的物价变动。

关于资产价格水平的度量,与已有研究一样,本文使用房地产销售价格指数(FJZS)以及上证综合指数(SZZZ)作为资产价格水平的衡量标准。

本文使用1998年1月至2014年1月的原材料燃料动力购进价格指数(PPIRM)、工业品出厂价格指数(PPI)、居民消费价格指数(CPI)、房地产销售价格指数(FJZS)以及上证综合指数(SZZZ)的月度同比数据,构建反映中国整体价格水平的广义价格指数<sup>①</sup>。

## 2. 计量模型

对于构建广义价格指数的五类价格指数的时间序列用 $P_{it}$  ( $i=1, 2, 3, 4, 5$ )表示,对 $P_{it}$ 进行一阶差分获取平稳时间序列 $\Delta P_{it}$ ,参照Bryan. et al. (2002)构建动态因子模型如下:

$$\Delta P_{it} = \gamma_i \Delta C_t + e_{it} \quad (10)$$

$$(\Delta C_t - \delta) = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 (\Delta C_{t-2} - \delta) + u_t \quad (11)$$

$$e_{it} = \varphi_i e_{i,t-1} + v_{it} \quad (12)$$

其中, $\Delta C_t$ 为共同成分的变化, $E(C_t) = \delta$ ,  $(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) = 0$ ,  $(1 - \varphi_i L - \varphi_i^2 L^2) = 0$ 的根均落在单位圆之外,并且所有扰动项彼此是独立的、不相关的。为了更好地估计该模型,将模型改写为以下形式:

$$\Delta P_{it} = \gamma_i \Delta C_t + e_{it}, i=1, 2, 3, \dots, n \quad (13)$$

$$\Delta C_t = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 \Delta C_{t-2} + u_t, u_t \sim i. i. d. N(0, 1) \quad (14)$$

$$e_{it} = \varphi_i e_{i,t-1} + v_{it}, v_{it} \sim i. i. d. N(0, \sigma^2_i) \quad (15)$$

其中, $\Delta p_{it} = \Delta P_{it} - \Delta \bar{P}_i$ ,  $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$ ,  $E(C_t) = \delta$ ,  $\Delta \bar{P}_i$ 是选取的样本期间内第*i*类价格指数的均值。以上的DFI模型可以改写为状态空间模型的形式,进而通过基于预测误差分解的Kalman滤波进行估计,并对 $\Delta c_t$ 进行统计推断。上述DFI模型的状态空间模型的具体表示形式如下:

<sup>①</sup>数据来源:本文使用的大部分数据来自于中经网数据库,而关于房地产销售价格指数数据由于中经网存在部分缺失,因此还使用了CCER数据库以及中国指数研究院有关房地产销售价格指数的相关数据。

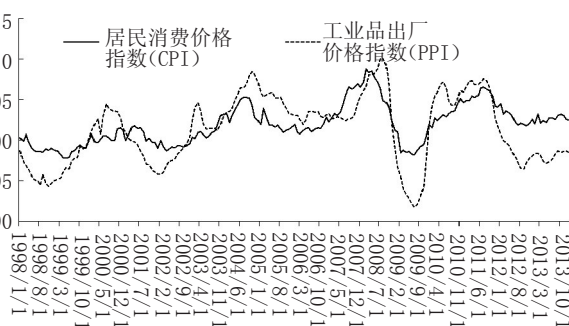


图2 CPI与PPI动态走势图

$$\text{观测方程: } \Delta p_t = H \beta_t \quad (16)$$

$$\text{状态方程: } \beta_t = F \beta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

其中,  $\Delta p_{it}$  是  $(5 \times 7)$  矩阵,  $H$  是  $(5 \times 7)$  矩阵,  $\beta_t$  是  $(7 \times 1)$  矩阵,  $F$  为  $(7 \times 7)$  矩阵,  $\varepsilon_t$  是  $(7 \times 1)$  矩阵, 通过最大似然估计可以计算出该状态空间模型的参数估计值。该状态空间模型中的矩阵  $H$  和  $F$  的具体形式是:

$$H = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \gamma_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \beta_t = \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{bmatrix}, \beta_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2,t-1} \\ e_{3,t-1} \\ e_{4,t-1} \\ e_{5,t-1} \end{bmatrix}, F = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \varphi_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \varphi_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \varphi_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varphi_4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varphi_5 \end{bmatrix}$$

### 3. 实证分析

本文选取价格指数时间序列分别为居民消费价格指数(CPI)( $P_1$ , 上年=100)、工业品出厂价格指数(PPI)( $P_2$ , 上年=100)、原材料燃料动力购进价格指数(PPIRM)( $P_3$ , 上年=100)、房地产销售价格指数( $P_4$ , 上年=100)以及上证综合指数( $P_5$ , 上年=100)。

首先对五种价格指数序列进行单位根检验, 检验过程中均假设检验方程中存在截距项, 不存在趋势项。检验结果见表1。表1结果显示工业品出厂价格指数(PPI)( $P_2$ , 上年=100)、原材料燃料动力购进价格指数(PPIRM)( $P_3$ , 上年=100)、房地产销售价格指数( $P_4$ , 上年=100)是平稳的, 居民消费价格指数(CPI)( $P_1$ , 上年=100)和上证综合指数( $P_5$ , 上年=100)是非平稳的, 对非平稳的价格指数序列进行一阶差分后再进行 ADF 检验, 发现  $\Delta P_1$  和  $\Delta P_5$  都成为平稳序列。由于五类价格指数序列有平稳的, 也有非平稳的, 为了统一数据格式, 工业品出厂价格指数(PPI)( $P_2$ , 上年=100)、原材料燃料动力购进价格指数(PPIRM)( $P_3$ , 上年=100)、房地产销售价格指数( $P_4$ , 上年=100)进行一阶差分, 得到  $\Delta P_2$ 、 $\Delta P_3$ 、 $\Delta P_4$ 。对  $\Delta P_1$ 、 $\Delta P_2$ 、 $\Delta P_3$ 、 $\Delta P_4$  和  $\Delta P_5$  建立 DFI 模型并进行未知参数的估计。本文的研究重点不在于模型未知参数的估计, 而是在对模型进行识别和估计之后, 使用卡尔曼滤波法提取各个物价指数中蕴含的未观测到的共同趋势, 也就是所谓的动态因子指数, 这个指数是对整体价格变动的长期趋势的度量。而在构建广义价格指数的过程中, 被纳入的各种物价指数各自的权重取决于各种物价指数对于这个共同趋势序列的贡献程度。

表1 ADF 单位根检验

	ADF 检验 p 值		ADF 检验 p 值
$P_1$	0.2948	$\Delta P_1$	0.0000***
$P_2$	0.0090***	$\Delta P_2$	NA
$P_3$	0.0070***	$\Delta P_3$	NA
$P_4$	0.0030***	$\Delta P_4$	NA
$P_5$	0.1087	$\Delta P_5$	0.0000***

注: \*代表 10% 显著性水平, \*\*代表 5% 显著性水平, \*\*\*代表 1% 显著性水平。

本文通过建立 VAR 模型, 并计算共同趋势成分即动态因子指数对于各个价格指数序列的单位冲击的响应来提取权重。

VAR 模型构造如下:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} \quad (18)$$

鉴于本文主旨在于计算广义价格指数中各物价指数序列的权重, 这里主要考察共同趋势对于广义价格指数中各变量单位冲击的脉冲响应<sup>①</sup>。

广义价格指数中各变量权重的具体计算公式:

<sup>①</sup>限于篇幅, 脉冲响应图不在正文中展示。

$$w_i = |z_i| / \sum_{i=1}^n |z_i| \quad (19)$$

其中,  $w_i$  是价格指数序列  $i$  的权重, 而  $z_i$  是价格指数序列  $i$  的单位冲击在 10 个月度内动态因子指数或者共同趋势成分的平均影响。通过计算, 求得各价格指数在广义价格指数中的权重如表 2:

表 2 广义价格指数(GPI)中各个构成价格指数权重

	居民消费价格指数(CPI)	工业品出厂价格指数(PPI)	原材料燃料动力购进价格指数(PPIRM)	房地产销售价格指数(FJZS)	上证综合指数(SZZZ)
权重	34.573%	4.264%	24.184%	36.973%	0.006%

从权重的计算结果来看, CPI 蕴含了 34.573% 的共同趋势, PPIRM 与 PPI 一起可以解释共同趋势的

28.448%, 那么实体经济领域的物价变动指数可以解释总体物价变动趋势的 63.021%, 是衡量总体物价变动的主体; 与此同时我们也必须看到资产价格变动对总体物价变动的影响在逐步增加, 房地产销售价格指数的权重达到 36.973%, 说明房价变动对于中国整体物价水平的影响不容忽视, 而股票价格的变动对于中国总体物价的影响微乎其微, 权重只有仅仅 0.006%, 这与中国金融市场特别是资本市场的发展阶段有关。根据 Bryan. et al. (2002) 的研究结果, 美国房地产价格可以解释共同趋势的 21.41%, 而股票价格只可以解释 4.41%。因此, 如果将 CPI 当作物价水平的核心指标, 会误导货币政策的制定和实施, 影响政策效果; 另外, 房地产价格水平的影响力应该引起政策的注意。广义价格指数(GPI)如下:

28.448%, 那么实体经济领域的物价变动指数可以解释总体物价变动趋势的 63.021%, 是衡量总体物价变动的主体; 与此同时我们也必须看到资产价格变动对总体物价变动的影响在逐步增加, 房地产销售价格指数的权重达到 36.973%, 说明房价变动对于中国整体物价水平的影响不容忽视, 而股票价格的变动对于中国总体物价的影响微乎其微, 权重只有仅仅 0.006%, 这与中国金融市场特别是资本市场的发展阶段有关。根据 Bryan. et al. (2002) 的研究结果, 美国房地产价格可以解释共同趋势的 21.41%, 而股票价格只可以解释 4.41%。因此, 如果将 CPI 当作物价水平的核心指标, 会误导货币政策的制定和实施, 影响政策效果; 另外, 房地产价格水平的影响力应该引起政策的注意。广义价格指数(GPI)如下:

$$GPI_t = 34.573\% * CPI_t + 4.264\% * PPI_t + 24.184\% * PPIRM_t + 36.973\% * FJZS_t + 0.006\% * SZZZ_t \quad (20)$$

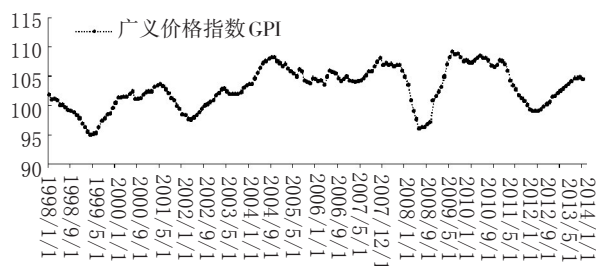


图 3 广义价格指数 GPI 动态走势

### 三、实证分析

#### (一) 通货膨胀与景气缺口的相关性分析

关于产出和经济增长的衡量指标, 已有研究大都采用 GDP 数据, 由于 GDP 数据按季度发布, 难以及时刻画产出波动对通货膨胀的动态影响; 另外有很多研究文献采用工业增加值作为 GDP 的替代变量, 从而可以获取月度数据, 但工业增加值数据仅仅记录了工业领域的产出变动, 不适宜作为整个宏观经济态势的衡量指标。当代景气分析理论认为任何一个单独的经济变量指标难以代表经济周期波动过程, 应该综合考虑生产、消费、投资、贸易等各个领域的景气变动状况及其相互的影响, 达到准确测度宏观经济波动的目的。王金明(2012)依据景气分析的思想, 用一致合成指数(Coincident Composite Index)作为刻画宏观经济景气波动的指标, 研究了宏观经济景气波动对通货膨胀的影响。本文借鉴王金明(2012)的思路, 采用一致合成指数作为衡量经济周期波动的指标, 使用 H-P 滤波法得到“景气缺口”作为“产出缺口”的替代变量; 采用广义价格指数作为通货膨胀的衡量指标, 减去 100 得到通货膨胀率  $\pi_t$ 。

如图 4 所示, 可以发现景气缺口指数与通胀指数的动态走势基本一致, 特别是在一些经济运行的关键阶段, 譬如 2007 年 11 月两个指数都达到峰值, 并表现出明显下行趋势, 而同时期的 CPI 通胀率还处于上行阶段, 具有一定的滞后性; 另外, 2009 年 2 月两个指数都触底反弹, 表现出明显的上行趋势。通胀率指数与景气缺口指数呈现出密切的关联, 同期相关系数达到 0.6486, 这说明以广义价格指数度量的通胀率与景气缺口波动具有较高程度的一致性, 可以较为及时准确地反映经济周期变化。不过, 相关

系数仅仅刻画了景气缺口与通货膨胀变化方向的一致性特征,并不能反映景气缺口对通货膨胀的确切影响,下面进一步分析景气缺口对通货膨胀拉动效应的变化,研究GPI通货膨胀与经济周期变化之间的动态关联,检验中国菲利普斯曲线是否呈现扁平化趋势。

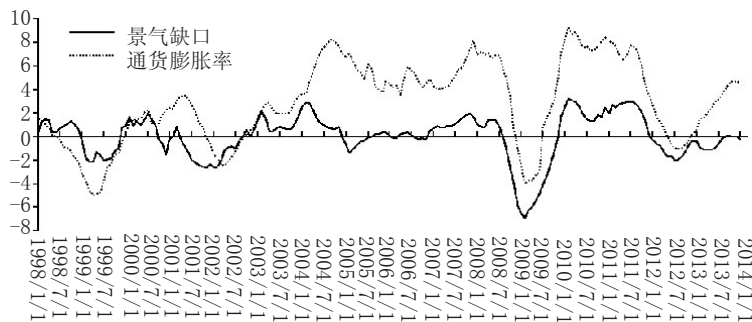


图4 景气缺口与通胀率动态走势图

较小。 $\pi_{t+i}^e$ 表示对下一期通货膨胀率的预期,一般而言可以将预期分为静态预期、适应性预期和理性预期等形式,由于目前缺乏GPI通胀预期的测度,因此本文采用适应性通胀预期,即用GPI通货膨胀的滞后序列加权表示通胀预期;另外,用“景气缺口”作为“产出缺口”的替代变量,构建如下估计菲利普斯曲线的计量方程:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i \pi_{t-i} + \beta * jqqk_t + \varepsilon_t$$

由于上述计量模型包含不同时点的变量关系,可能会出现解释变量与误差项之间的相关,采用传统的OLS方法容易出现估计误差,本文采用GMM方法估计菲利普斯曲线的具体形式。运用GMM方法,寻找合适的工具变量是重点亦是难点,工具变量既要与内生变量相关,又要与被解释变量的扰动项不相关(巩师恩等,2013)<sup>[16]</sup>。参照刘金全、姜梅华(2011)<sup>[17]</sup>选取工具变量的做法,本文选择解释变量 $jqqk_t$ 的滞后项作为工具变量,在计量模型的估计过程中,本文对于各解释变量的估计结果进行了反复测算,最终确定模型形式如下(系数下面的括号中为相应的p值):

$$\pi_t = 1.184 + 0.669 * \pi_{t-1} + 0.237 * \pi_{t-2} + (-0.283) * \pi_{t-3} + 0.45 * jqqk_t + \varepsilon_t$$

(0.014) (0.022) (0.63) (0.49) (0.047)

Adjusted R<sup>2</sup>为0.91 J检验为1.39 DW统计量为0.342

从回归结果来看,景气缺口的系数估计值为0.45,在5%显著水平上通过检验,说明中国存在较为显著的通货膨胀—景气缺口形式的菲利普斯曲线关系,同时也说明中国的GPI通货膨胀对于经济周期变化的反应仍较为敏感;滞后一期的通胀率对于当期通胀率的影响系数为0.669,且在1%的显著水平上通过检验,说明中国的通货膨胀存在相当程度的惯性,这与国内许多研究通货膨胀惯性的结论一致(张成思,(2008)<sup>[18]</sup>;胡军等,(2014)<sup>[19]</sup>。

以上在整个样本区间内考察通货膨胀对于经济周期变化的敏感程度,且假定估计参数为固定值,但由于现实经济环境处于不断变化的过程中,这些被人为固定的参数可能随着整个经济系统的演变而呈现出较为明显的动态变化特征,特别是对处于经济社会重要转型期的中国而言尤为显著。滚动回归模型可以较为准确地呈现模型参数的时变特征,在一个大样本范围内通过滚动的方式连续选取一系列小样本进行估计,通过给定每次回归模型的窗宽,可以捕捉到等价意义下不同时期内模型参数的动态变化(曹伟等,2010)<sup>[20]</sup>。为了进一步考察经济周期波动对于通货膨胀的动态影响,同时也为了检验以上GMM模型估计系数的稳健性,本文进行滚动回归分析。具体而言,本文设定滚动回归样本长度即窗宽为

## (二)中国菲利普斯曲线形状的再估计

本文采用的菲利普斯曲线模型形式为:  $\pi_t = \alpha \pi_{t+1} + \beta * y_t + \varepsilon_t$

其中, $y_t$ 表示“产出缺口”,参数 $\beta$ 为菲利普斯曲线的斜率, $\beta$ 越大,菲利普斯曲线越陡峭,意味着通货膨胀率对产出缺口变化愈敏感;而 $\beta$ 越小,则菲利普斯曲线愈平缓,此时产出缺口变动对通胀变动的影响相对

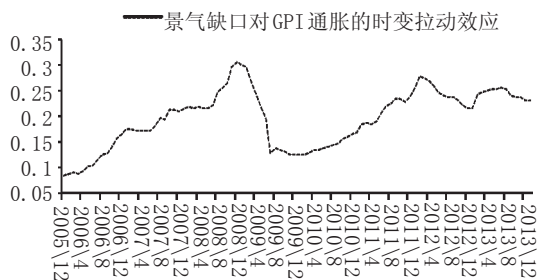


图5 景气缺口对通货膨胀的时变拉动

96个月度即8年,步长为1,最终得到98个GPI通胀率对于经济周期变化的敏感系数。由于本文重点关注景气缺口对通货膨胀的影响,因此只展示景气缺口对于通货膨胀的动态影响,见图5。

由图5可知,景气缺口当期就对GPI通胀率产生显著的正向冲击效应,意味着当宏观经济出现总需求扩张或者受到扩张货币和财政政策的冲击而使经济周期进入上行期的时候,会显著拉动价格总水平上升,相反,如果面临总需求下降的负向冲击,亦会产生降低价格总水平的紧缩效应。因此,总体而言,1998年以来,宏观经济景气波动依然对我国GPI通胀率具有顺周期的拉动效应,在2008年12月份达到峰值0.3069之前一直呈现上升趋势,之后有短时期下降的趋势,在2009年7月触底达到0.127,之后又呈现上升的趋势,整个样本区间的影响系数均值为0.197。尽管目前许多研究表明,由于中国经济结构不断优化,生产技术逐步提高,加之全球化加速推进的影响,使得普通商品特别是一般工业品供给能力大幅提升,宏观经济景气波动对这些一般工业品价格的影响弱化,使得宏观经济景气缺口对CPI通胀率的影响不断消减,表现为菲利普斯曲线的扁平化。但是不可否认的是,近年来供给弹性小的初级产品和资产价格波动频繁和剧烈,因此宏观经济景气缺口对于纳入资产价格的广义价格指数的拉动效应并没有减小。在通货膨胀机理发生深刻变化的背景下,CPI特别是核心CPI在衡量经济周期变化方面呈现明显的滞后性,而纳入资产价格的广义价格指数却可以较为及时和准确地反映经济周期的变化。

#### 四、研究结论

为了实现经济周期波动与通货膨胀之间的动态平衡,货币当局需要科学判定菲利普斯曲线的形状。许多研究文献认为近年来菲利普斯曲线形状呈现扁平化的趋势,但是这些研究文献大都采用CPI作为通胀衡量指标。经济全球化与虚拟经济的发展使通货膨胀机理发生了深刻地变化,分析经济周期波动与通货膨胀的动态关联需要采用更加广泛意义上的整体价格水平作为衡量通货膨胀的指标。

本文运用动态因子法,采用中国的统计数据,构建纳入资产价格的广义价格指数(GPI)作为新的通胀衡量指标,运用H-P滤波方法获取“景气缺口”作为“产出缺口”的替代指标反映经济周期波动,研究经济周期与通货膨胀之间关系的新变化,检验菲利普斯曲线扁平化假说在中国的适用性。研究发现:1998年以来,特别是进入21世纪之后,中国的GPI通胀率对于经济周期波动仍具有较高的敏感性,菲利普斯曲线扁平化假说在中国并不适用。

鉴于CPI在反映周期变化方面的滞后性以及价格水平在金融宏观调控中的重要地位,货币当局有必要对现有的通货膨胀指标作出某种程度的修正,关注更加广泛意义上的整体价格水平的稳定,研究资产价格波动所蕴含的通胀信息,进一步探索和研究更加科学合理地衡量一般价格水平的方法,有效实现产出波动与通胀之间的动态平衡。

#### 参考文献:

- [1] 范从来. 菲利普斯曲线与我国现阶段的货币政策目标[J]. 管理世界, 2000, (6): 122-129.
- [2] KEITH KUESTER, GERNOT J. MÜLLER and SARAH STÖLTING. Is the New Keynesian Phillips Curve Flat? [R]. ECB Working Papers, No. 809, 2007.
- [3] IMF. How Has Globalization Affected Inflation in Globalization and Inflation? [R]. IMF World Economic Outlook, 2006.

- [4] IMF. The Dog that Didn't Bark: Has Inflation Been Muzzled or Was It Just Sleeping? [R]. IMF World Economic Outlook, 2013.
- [5] BORIO, C. and FILARDO, A. Globalization and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation [R]. BIS Working Papers, No. 227, 2007.
- [6] MISHKIN, F.S. Globalization, Macroeconomic Performance, and Monetary Policy [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2009, 41: 187-196.
- [7] DORAIKHOVA. Flattening of the Phillips Curve: Implications for Monetary Policy [R]. IMF Working Papers, 2007.
- [8] TAMIM BAYOUMI, GIOVANNI DELL'ARICCIA and KARL HABERMEIER. Monetary Policy in the New Normal [R]. IMF Staff Discussion Note, 2014.
- [9] 耿强, 付文林, 刘荃. 全球化、菲利普斯曲线平坦化及其政策含义——中国数据的实证分析 [J]. 学海, 2011, (2): 115-120.
- [10] 王金明. 我国经济周期波动对通货膨胀的动态影响 [J]. 金融研究, 2012, (3): 57-67.
- [11] 张晓慧, 纪志宏, 李斌. 通货膨胀机理变化及政策应对 [J]. 世界经济, 2010, (3): 56-70.
- [12] 罗忠洲, 屈小燊. 我国通货膨胀指数的修正与预测研究 [J]. 金融研究, 2013, (9): 30-43.
- [13] MICHAEL F. BRYAN, STEPHEN G. CECCHETTI and RÓISÍN O'SULLIVAN. Asset Prices in the Measurement of Inflation [R]. NBER Working Papers, No. 8700, 2002.
- [14] MARK A. WYNNE. A Review of Some Conceptual Issues [R]. ECB Working Papers, No. 5, 1999.
- [15] 陈建奇. PPI、CPI 倒挂与通货膨胀调控——基于非对称供求结构与价格决定机制的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2008, (11): 24-34.
- [16] 巩师恩, 范从来. 二元劳动力结构与通货膨胀动态形成机制——基于新凯恩斯菲利普斯曲线框架 [J]. 财经研究, 2013, (3): 75-86.
- [17] 刘金全, 姜梅华. 金融危机后期的新凯恩斯菲利普斯曲线估计与经济政策启示 [J]. 吉林大学学报(社会科学版), 2011, (3): 112-119.
- [18] 张成思. 中国通胀惯性特征与货币政策启示 [J]. 经济研究, 2008, (2): 33-43.
- [19] 胡军, 郭峰, 龙硕. 通胀惯性、通胀预期与我国通货膨胀的空间特征——基于空间动态面板模型 [J]. 经济学(季刊), 2014, (1): 57-80.
- [20] 曹伟, 倪克勤. 人民币汇率变动的不完全传递——基于非对称性视角的研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (7): 105-118.

(收稿日期: 2014—09—16 责任编辑: 肖磊)

## Does Chinese Phillips curve become flat?—Empirical study based on generalized price index

Ding Hui, Fan Cong-lai

(School of Commerce, Nanjing University, Nanjing, Jiangsu, 210093)

**Abstract:** It is critical for the currency board to judge the shape of Philips curve to realize the dynamic equilibrium between the fluctuation in economic cycle and inflation. Given that economic globalization and the development of virtual economy lead to profound changes and that CPI inflation rate can not reflect real inflation level completely, we set up GPI of asset price as the new indicator to measure inflation, analyze the dynamic connection between fluctuation in economic cycle and inflation, and test the shape of China's Philips curve. Our research finds that in the sample interval of this paper, GPI inflation rate is sensitive to the fluctuation in economic cycle, and that the hypothesis of "the flatization of Philips curve" is not proper for China.

**Key words:** Philips curve; Fluctuation in economic cycle; Inflation; GPI