

【国民经济】

# 中国企业价格刚性研究:基于扩展的双粘性菲利普斯曲线

娄峰

(中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

**[摘要]** 本文根据中国不少公益类和垄断类企业长期存在价格刚性的实际情况,在新发展的双粘性菲利普斯曲线基础上增加了非粘性企业,并推导出扩展的双粘性菲利普斯曲线理论模型。以中国样本数据,对扩展的双粘性菲利普斯曲线模型进行实证分析,通过与单纯粘性价格模型、单纯粘性信息模型以及现有的双粘性模型比较,证明了扩展的双粘性菲利普斯曲线模型具有较好的稳健性和一致性。基于扩展曲线的实证研究表明:中国的企业类型不仅包括粘性价格型和粘性信息型,而且包括相当数量的非粘性企业(比例约为21.8%),企业类型扩展的假设是必要的,也与中国的实际相符合;中国的价格刚性约为0.743,显著高于美国、日本、德国等发达国家;中国企业的价格刚性随着通胀率升高而降低,而通货膨胀预期对通胀的影响随着通胀率升高而加大;中国企业固定价格的平均持续时间约为2.4个季度,而且呈现缩短的趋势。用扩展的双粘性菲利普斯曲线构造和估计中国通货膨胀时,应优先选择单位劳动成本作为实际边际成本的代理变量。

**[关键词]** 通货膨胀; 菲利普斯曲线; 双粘性; 价格刚性

**[中图分类号]**F015 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)02-0037-15

## 一、问题提出

在经济学理论中,价格刚性既是传统凯恩斯主义的前提假设,也是新凯恩斯主义改进和突破的核心内容,亦是主张国家调解和干预经济的主要理论依据之一。所谓的价格刚性,是指价格确定后的不易变动性(缺乏弹性)<sup>[1]</sup>。从研究方法上,价格刚性和刻画通货膨胀与失业、经济增长与物价上涨之间动态作用机理的菲利普斯曲线密切相关,但由于价格刚性(名义价格刚性或实际价格刚性)隐含于菲利普斯曲线理论之中,所以阐述价格刚性问题,首先需要研究菲利普斯曲线。菲利普斯曲线作为经济学领域研究的热点问题之一,一直处于不断发展和完善之中。从国际文献看,Gali and Gertler<sup>[2]</sup>认为建立在Calvo<sup>[3]</sup>价格粘性理论基础上的新凯恩斯菲利普斯曲线(New Keynes Phillips Curve,简称NKPC)是20世纪90年代关于菲利普斯曲线和价格刚性研究的主流模型;但由于NKPC模型不能很好地解释通胀的持续性以及货币冲击对通胀的延迟和渐进性作用,因此受到了一些学者(如Mankiw and Reis<sup>[4]</sup>)的质疑。

**[收稿日期]** 2015-12-06

**[基金项目]** 国家社会科学基金青年项目“2013—2020年中国潜在经济增长率研究”(批准号13CJY001)。

**[作者简介]** 娄峰(1975—),男,安徽临泉人,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所副研究员,金融学博士。电子邮箱:loufeng2002@126.com。

为解决 NKPC 模型所遇到的困难,学术界主要从两个方向进行努力和改进:一是对 NKPC 模型理论框架进行修改和扩展。假设经济中存在一定比例的后顾型定价企业,从而将滞后通货膨胀率重新引入 NKPC 模型,或者将 NKPC 模型扩展到开放经济情形等,构造出能够反映通胀持续特征的粘性价格模型,这种改进的粘性价格模型可以解释大多数现实中的问题,但是 Murat<sup>[5]</sup>认为这种改进的粘性价格模型缺乏微观基础,与现实数据拟合效果不够理想。二是 Mankiw and Reis<sup>[4]</sup>提出了新的粘性信息模型。然而,由于粘性信息模型假设价格在每一个时期都是变化的,所以模型产生了一个驼峰状的通胀反应,这与多数的微观经济事实不匹配;Torres and Diego<sup>[6]</sup>在此基础上,把粘性信息理论和粘性价格理论相结合,构建出混合菲利普斯曲线模型或者双粘性菲利普斯曲线模型。Dupor et al.<sup>[7]</sup>研究表明,将粘性价格和粘性信息组合到同一个模型中,可以在理论和经验上解释 Calvo<sup>[3]</sup>没能解释的部分,而且与单纯改进的粘性价格模型相比,夯实了微观基础;Monique and Gideon<sup>[8]</sup>也证明,双粘性菲利普斯曲线相比 NKPC 曲线和单纯粘性信息菲利普斯曲线,对实际通货膨胀曲线的拟合效果更好,能够更好地解释通货膨胀发生的机理及其变动过程。目前,从国际文献上看,越来越多的学者倾向于选择和使用双粘性菲利普斯曲线模型。

在国内学术界,不少学者对菲利普斯曲线理论在中国的适用性、稳定性及其改进等问题进行了有益的探讨和研究。其中,刘树成<sup>[9]</sup>利用菲利普斯曲线实证发现中国经济增长率与物价上涨率之间呈现同向变动关系,这与菲利普斯曲线理论相一致。范从来<sup>[10]</sup>利用 1953—1998 年数据发现,中国经济增长率和价格水平之间呈现同向变动关系,菲利普斯曲线机制显著存在。刘金全和姜梅华<sup>[11]</sup>利用 GMM 估计对中国的新凯恩斯菲利普斯曲线进行了经验分析,检验结果表明中国存在“产出—价格”关系类型的菲利普斯曲线形式。郭凯等<sup>[12]</sup>应用混合菲利普斯曲线研究了菲利普斯曲线对货币政策影响的有效性。以上文献对菲利普斯曲线理论在中国应用等方面进行了开拓性探索和分析,但国内关于双粘性菲利普斯曲线的实证研究寥寥无几,仅有少数综述性或相关性论文,主要包括:王军<sup>[13]</sup>对新凯恩斯主义粘性信息理论进行了系统梳理,认为粘性信息理论是新凯恩斯主义理论的重大进展,使得理论更加接近现实,成为当代宏观经济学发展的一个重要源泉;彭兴韵<sup>[14]</sup>对近年来新兴的粘性信息理论的发展及应用、信息粘性的来源及度量、存在信息粘性摩擦时的消费者行为特征、通胀与产出之间动态关系(粘性信息菲利普斯曲线)等问题进行了全面梳理和总结;杨薇和雷丰善<sup>[15]</sup>采用 Calvo 类型粘性设定下的双粘性模型对中国通胀动态和最优货币政策选择进行了研究;李成等<sup>[16]</sup>基于中国经济粘性预期与粘性价格特征,建立了两部门的中国新凯恩斯混合型菲利普斯曲线,研究发现中国通货膨胀特性符合新凯恩斯菲利普斯曲线,兼具前瞻型预期和后顾型预期特征。此外,国内关于中国企业价格刚性问题的研究目前着实较少,本文试图填补这一方面的空白。

综上所述,从目前已有的国内外文献看,现有的双粘性菲利普斯曲线文献均把企业假设为两类:粘性价格型企业(比例为  $\phi_1$ )和粘性信息型企业(比例为  $\phi_2$ ), $\phi_1 + \phi_2 = 1$ 。本文认为:这种假设并不符合中国的现实,因为中国的现实情况是存在部分公益类和垄断类企业,由于价格管制等因素,这些企业往往表现为长期的价格刚性,也就是说,中国部分企业既不属于粘性价格型,也不属于粘性信息型,而是价格刚性型企业,即  $\phi_1 + \phi_2 < 1$ 。因此,若直接套用国外的单粘性或双粘性菲利普斯曲线来分析中国的通货膨胀问题,则可能会带来偏差甚至错误的结论。

本文的不同之处在于:一是在近年新发展的双粘性菲利普斯曲线模型基础上,针对中国部分企业长期存在价格刚性的实际情况,进一步放开双粘性菲利普斯曲线模型的假设条件,把企业类型扩展为三类:粘性价格型企业(比例为  $\phi_1$ )、粘性信息型企业(比例为  $\phi_2$ )和非粘性企业( $1 - \phi_1 - \phi_2$ ),并推导出扩展的双粘性菲利普斯曲线的理论模型;二是结合中国样本数据进行了实证分析,计算出中

国企业的价格刚性,并与西方主要发达国家进行比较;三是检验了扩展的双粘性菲利普斯曲线对样本时期的稳健性以及参数的敏感性,并且对比分析了中国扩展的双粘性菲利普斯曲线模型与现有的双粘性菲利普斯曲线、单纯粘性价格模型和单纯粘性信息模型的差异性,以便更好地阐述和揭示中国短期通货膨胀的动态发展机理及其变化轨迹<sup>①</sup>。

本文结构如下:第二部分结合中国经济实际,构建一个扩展的双粘性菲利普斯曲线模型,作为理论分析框架;第三部分是中国样本数据及其处理、变量选择和估计方法的阐释;第四部分是中国实证结果及分析;第五部分对模型进行稳健性检验;第六部分是结论和建议。

## 二、扩展的双粘性菲利普斯曲线:理论框架

本文假定企业不仅包括粘性价格型企业和粘性信息型企业,而且包括非粘性企业。假定粘性价格型企业比重为  $\phi_1$ ,粘性信息型企业比重为  $\phi_2$ ,则剩余的  $1-\phi_1-\phi_2$  为非粘性企业的比重<sup>②</sup>。由于名义价格存在二次调整成本或 Calvo 粘性特征,与 Dupor et al.<sup>[7]</sup>类似,假设粘性价格型企业通过前瞻性行为,利用所有可以利用的价格信息来调整其价格以便给出最优价格的概率,为  $1-\theta_{sp}$ ;而粘性信息型企业通过采集和处理最新信息调整其价格以便给出最优价格的概率,为  $1-\theta_{si}$ ,其中  $\theta_{sp}$  表示粘性价格型企业未进行价格调整的概率, $\theta_{si}$  表示粘性信息型企业未进行价格调整的概率;而非粘性企业则不调整其价格,即价格刚性。在这样的分析框架中,价格总指数是粘性信息企业、粘性价格企业和非粘性企业的价格水平的加权平均值。在  $t$  期,价格总指数可以表示为:

$$p_t = \phi_1 p_t^{sp} + \phi_2 p_t^{si} + (1 - \phi_1 - \phi_2) p_{t-1} \quad (1)$$

其中,  $p_t^{sp}$  和  $p_t^{si}$  分别表示粘性价格和粘性信息情形中的价格水平,根据 Mankiw and Reis<sup>[4]</sup>,粘性价格和粘性信息价格水平分别可以表示为:

$$p_t^{sp} = \theta_{sp} p_{t-1} + (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp}) \sum_{h=0}^{\infty} (\beta \theta_{sp})^h E_t \{ mc_{t+h}^n \} \quad (2)$$

$$p_t^{si} = (1 - \theta_{si}) \sum_{h=0}^{\infty} \theta_{si}^h E_{t-h} \{ mc_t^n \} \quad (3)$$

其中,  $mc_t^n$  为  $t$  期的名义边际成本,  $\beta$  为贴现因子。把(2)式和(3)式代入(1)式,得到价格总指数:

$$p_t = \phi_2 (1 - \theta_{si}) \sum_{h=0}^{\infty} \theta_{si}^h E_{t-h} \{ mc_t^n \} + \phi_1 \theta_{sp} p_{t-1} + \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp}) \sum_{h=0}^{\infty} (\beta \theta_{sp})^h E_t \{ mc_{t+h}^n \} + (1 - \phi_1 - \phi_2) p_{t-1} \quad (4)$$

根据国际文献通常做法,假设过去时期对现在名义边际成本的预期都是已知的,从而名义边际成本的预期误差是可以观测的,于是方程(4)右边中第一个求和项可以表示如下:

$$\sum_{h=0}^{\infty} \theta_{si}^h E_{t-h} \{ mc_t^n \} = \sum_{h=0}^{\infty} \theta_{si}^h (mc_t^n - e_{th}) = \frac{mc_t^n}{1 - \theta_{si}} - F_t \quad (5)$$

① 菲利普斯曲线理论主要研究内容之一是关于通货膨胀与失业关系,在经济新常态下,失业问题可能成为困扰中国经济发展的一个热点问题,但本文重点是扩展的菲利普斯曲线理论研究,进一步深入涉及通货膨胀与失业率的研究将另文阐述。

② 一个企业很可能同时表现出粘性信息和粘性价格两种特征,但是这样会使模型极端复杂化,从目前国际文献看,所有双粘性菲利普斯曲线均假设企业最多符合一种类型,本文遵循这一研究假设。

其中,  $e_{it} = mc_t^n - E_{t-h}\{mc_t^n\}$ ,  $F_t = \sum_{h=1}^{\infty} \theta_{si}^h e_{it}$ 。将(5)式代入(4)式,得:

$$p_t = \phi_2 mc_t^n - \phi_2 (1 - \theta_{si}) F_t + \phi_1 \theta_{sp} p_{t-1} + \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp}) \sum_{h=0}^{\infty} (\beta \theta_{sp})^h E_t \{mc_{t+h}^n\} + (1 - \phi_1 - \phi_2) p_{t-1}$$

进一步整理得到:

$$p_t - \phi_2 mc_t^n + \phi_2 (1 - \theta_{si}) F_t - \phi_1 \theta_{sp} p_{t-1} - (1 - \phi_1 - \phi_2) p_{t-1} = \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp}) \sum_{h=0}^{\infty} (\beta \theta_{sp})^h E_t \{mc_{t+h}^n\} \quad (6)$$

根据期望求和理论,任何包含无限求和的表达式,如  $y_t = c \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t \{x_{t+i}\}$  均可以写成如下形式:

$y_t = c \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t \{x_{t+i}\} = \rho E_t \{y_{t+1}\} + c x_t$ , 于是(6)式可以写成:

$$p_t - \phi_2 mc_t^n + \phi_2 (1 - \theta_{si}) F_t - \phi_1 \theta_{sp} p_{t-1} - (1 - \phi_1 - \phi_2) p_{t-1} = \beta \theta_{sp} E_t [p_{t+1} - \phi_2 mc_{t+1}^n + \phi_2 (1 - \theta_{si}) F_{t+1} - \phi_1 \theta_{sp} p_t - (1 - \phi_1 - \phi_2) p_t] + \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp}) mc_t^n \quad (7)$$

通过运用代数运算以及恒等式  $mc_t^n = mc_t + p_t$ ,  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$  (其中  $mc_t$  和  $\pi_t$  分别表示实际边际成本和通货膨胀率), (7)式可以写成:

$$p_t - \phi_2 mc_t - \phi_2 p_t + \phi_2 (1 - \theta_{si}) F_t - \phi_1 \theta_{sp} p_{t-1} - (1 - \phi_1 - \phi_2) p_{t-1} = \beta \theta_{sp} E_t [p_{t+1} - \phi_2 mc_{t+1} - \phi_2 p_{t+1} + \phi_2 (1 - \theta_{si}) F_{t+1} - \phi_1 \theta_{sp} p_t - (1 - \phi_1 - \phi_2) p_t] + \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp}) mc_t + \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp}) p_t \quad (8)$$

在(8)式左边加上  $(1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp}) p_t$ , 再减去  $(1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp}) p_t$ , 得到:

$$(1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp}) \pi_t + p_t [1 - \phi_2 + (1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp}) \beta \theta_{sp} - \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp}) - (1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp})] = (1 - \phi_2) \beta \theta_{sp} E_t p_{t+1} - \phi_2 \beta \theta_{sp} E_t mc_{t+1} + \phi_2 (1 - \theta_{si}) \beta \theta_{sp} E_t F_{t+1} + [\phi_2 + \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp})] mc_t - \phi_2 (1 - \theta_{sp}) F_t$$

进一步整理后即可得到扩展的双粘性菲利普斯曲线<sup>①</sup>:

$$\pi_t = C_t + \delta_1 mc_t + \delta_2 E_t \pi_{t+1} + \delta_3 E_t mc_{t+1} \quad (9)$$

其中,  $\delta_1 = \frac{\phi_2 + \phi_1 (1 - \theta_{sp}) (1 - \beta \theta_{sp})}{1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp}}$ ,  $\delta_2 = \frac{(1 - \phi_2) \beta \theta_{sp}}{1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp}}$ ,  $\delta_3 = -\frac{\phi_2 \beta \theta_{sp}}{1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp}}$ ,  $C_t = -\phi_2 (1 - \theta_{si}) F_t / (1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp}) + \phi_2 (1 - \theta_{si}) \beta \theta_{sp} E_t F_{t+1} / (1 - \phi_1 - \phi_2 + \phi_1 \theta_{sp})$ 。

在这个方程中,  $\delta_1$ 、 $\delta_2$  和  $\delta_3$  为模型的简化参数,依赖于具有厂商定价微观基础的新凯恩斯模型框架的结构参数  $\beta$ 、 $\phi_1$ 、 $\phi_2$ 、 $\theta_{si}$  和  $\theta_{sp}$ 。从经济学含义看,  $\delta_1$  为菲利普斯曲线中实际边际成本系数,  $\delta_2$  为下一期预期通货膨胀系数,  $\delta_3$  为下一期预期实际边际成本系数;  $C_t$  是关于结构参数  $\theta_{sp}$ 、 $\theta_{si}$ 、 $\phi_1$ 、 $\phi_2$ 、 $\beta$  以及过去对现在名义边际成本的预期误差之和的一个函数。

① 具体的推导过程可向作者索要。

扩展的双粘性菲利普斯曲线是一个包络式模型,将粘性价格菲利普斯曲线以及粘性信息菲利普斯曲线嵌套入一个模型中。当 $\phi_1=1, \phi_2=0$ 时,所有的企业都是粘性价格型,扩展的双粘性菲利普斯曲线变成标准的新凯恩斯粘性价格菲利普斯曲线;当 $\phi_1=0, \phi_2=1$ 时,所有的企业都是粘性信息型,扩展的双粘性菲利普斯曲线变成标准的粘性信息菲利普斯曲线;当增加约束条件 $\phi_1+\phi_2=1$ 时,则转变为现有的双粘性菲利普斯曲线。

### 三、中国样本数据与估计方法

由于扩展的双粘性菲利普斯曲线模型强调微观主体和名义粘性,因此在样本数据频率上不宜选择时滞较长、对政策环境变化具有一定“烫平”效应的年度数据;而月度数据对众多影响因素相对敏感且呈现出较大的波动性,从而可能导致参数的不稳定性。因此,国内外文献多选择季度数据进行实证分析,本文也遵循这一研究范式,样本数据区间为中国1999年第1季度至2015年第2季度数据。数据集包含非农部门的单位劳动力成本 $s_t$ ,产出缺口 $x_t$ ,短期名义利率 $r_t$ ;另外,同大多数文献一致,本文选择居民消费价格指数(CPI)作为度量通货膨胀 $\pi_t$ 的指标。数据来源于Wind数据库和CEIC数据库。

#### 1. 通货膨胀数据及处理

一般用来度量通货膨胀率的指标有两类:GDP平减指数和居民消费价格(CPI)指数,由于中国统计的基期GDP指数只有年度数据,而CPI指数既有月度数据也有季度数据;又由于CPI同比序列易受翘尾因素的影响,即有时CPI同比数值在很大程度上取决于上年同期的价格水平,从而可能得到物价上涨或下降的假象,因此本文选用CPI季度环比序列,即通过将每个季度内三个月的月度环比CPI指数相乘得到CPI季度数据,并采用X12方法对该序列进行季节调整,经单位根检验,确定剔除季节性影响的CPI季度序列是平稳序列。

#### 2. 产出缺口

产出水平使用国内生产总值(GDP)季度数据,实际季度RGDP等于名义季度NGDP除以季度定基CPI指数,然后对实际季度RGDP应用X12方法进行季节调整,剔除季节因素,然后应用HP滤波方法得到潜在产出水平 $\overline{RGDP}_t$ ,最后,产出缺口 $x_t$ 定义为:

$$x_t = \log(RGDP_t) - \log(\overline{RGDP}_t) \quad (10)$$

#### 3. 实际边际成本的度量

从公式(9)可以看出,双粘性菲利普斯曲线是实际边际成本的函数,不涉及常用的产出缺口。虽然定价理论模型表明,实际边际成本是度量实际经济活动的标准,但是实际边际成本在现实经济中难以准确计量,因此许多国际文献将产出缺口作为实际经济活动的度量标准,并假设产出缺口能够替代实际边际成本。之所以这样做是因为,在某些情况下,实际边际成本与产出缺口是成比例的,并可以写成 $mc_t = \kappa x_t$ ,其中 $x_t$ 为产出缺口,表示潜在产出水平的对数偏差, $\kappa$ 是一个固定的常数<sup>①</sup>。然而,由于产出缺口依赖于不可观测的潜在产出,而后者很难准确度量,因此,实证研究中所使用的产出缺口可能并不是真正的产出缺口,从而使得参数估计有偏。

上述问题促使学者们使用其他的一些变量来替代实际边际成本。Gali and Gertler<sup>[2]</sup>, Gali et al.<sup>[17]</sup>

① 只有在一些严格的假设条件下,产出缺口和边际成本才成比例,比如假设存在无摩擦劳动力市场;一般情况下,当资本是固定的时候,边际成本和产出是近似成比例的。

以及 Sbordone<sup>[18]</sup>是提出用单位劳动成本度量实际边际成本的代表<sup>①</sup>,他们认为,新凯恩斯菲利普斯曲线(NKPC)模型之所以在实证中效果不好,就是因为使用了产出缺口,产出缺口并不能很好地代表实际边际成本,所以实际经济活动应该用单位劳动成本而非产出缺口来度量。

但国内许多文献均使用产出缺口作为实际边际成本的代理变量,因此,为稳健起见,本文分别采用两种方法进行对比分析:一是采用产出缺口度量实际边际成本,即  $mc_t = \kappa x_t$ ,产出缺口  $x_t$  采用常用的 HP 滤波法<sup>②</sup>,参数  $\kappa$  介于 0.1 到 1 之间,本文与 Khan and Zhu<sup>[19]</sup>,Murat<sup>[5]</sup>,以及 Coibion<sup>[20]</sup>等文献相一致, $\kappa$  取 0.2;二是采用单位劳动成本度量实际边际成本,即  $mc_t = v s_t$ , $s_t$  表示实际单位劳动成本,在稳态条件下表示成对数偏差,参数  $v$  介于 0.8—1.2 之间,本文假设  $v$  为 1.0。

#### 4. 单位劳动成本

“单位劳动成本”最早由马丁·威茨曼<sup>[21]</sup>提出,定义为单位产量的总劳动成本,或者可理解为获得单位产出所需要付出的劳动成本,单位劳动成本越低,劳动力的产出效率则越高,产品价格竞争力越大。其测算公式可以表示为:单位劳动成本=劳动力成本总投入/总产出。数学意义上,单位劳动成本是一个无量纲的比值,其大小取决于劳动实际成本和实际总产出,但其具有明确的经济含义:单位产出的劳动成本与人均劳动报酬成正比,而与劳动生产率成反比。

由于缺乏人均劳动报酬和劳动生产率的季度数据,因此本文根据年度数据序列,采用国际文献应用较普遍的高斯插值法得到季度数据,具体数据处理如下:根据 1999—2015 年的非农业人均劳动报酬序列,假设年度内的劳动报酬匀速变化,根据高斯插值法得到其季度数据序列,然后按照居民消费价格季度指数折算成 1999 年不变价序列;同时根据 1999—2015 年非农业增加值年度序列,根据高斯插值法得到其季度数据序列,然后按照工业出厂价格(PPI)季度指数折算成 1999 年不变价序列,最后两者相除得到单位劳动成本季度序列。

#### 5. 预期通胀率水平的估算

由于预期通货膨胀率的主观性,很难准确地通过统计调查的方法获得。预期通货膨胀率的计算主要有以下几种方法:①微观统计调查法;②直接赋值等于预期实时通货膨胀率;③工具变量投影法,如张成思<sup>[22]</sup>;④附加预期的菲利普斯—奥肯法,如耿强等<sup>[23]</sup>。其中,张成思<sup>[22]</sup>在借鉴 Pagan<sup>[24]</sup>思想的基础上,利用工具变量信息集投影技术,将通货膨胀的真实值投影到工具变量所在的空间上,然后直接应用回归拟合后的序列作为预期通货膨胀率的数据,这种方法得到的点估计结果与直接使用理性预期假设得到的结果完全一样,而且对于标准差的估计更加精确,因此,本文采用这种方法估算预期通胀率。其中,对于工具变量的选取主要通过构建 VAR 模型,根据解释变量之间的脉冲响应和方差分解来决定解释变量及其滞后期。具体操作如下:首先对通货膨胀序列及相关解释变量数据进行平稳性检验,然后构造 VAR 模型,经反复试验,本文选择通货膨胀序列、产出缺口序列、广义货币供给缺口序列和名义利率增长率四个平稳序列变量,构建一个四变量的 VAR( $p$ )模型,根据 LR(似然比)检验、AIC 信息准则和 SC 准则来确定滞后阶数,最后,本文选取滞后阶数  $p=4$ ,即构建 VAR(4)模型。然后根据滞后 4 期的通货膨胀率、滞后 4 期的产出缺口、滞后 4 期的广义货币缺口和滞后 4 期的名义利率增长率数据可以得到第  $t$  期对第  $t+1$  期的预期通货膨胀率序列。原始变量的描述性统计结果如表 1 所示。

① 仅仅运用柯布道格拉斯技术,便可以很容易地计算出单位劳动成本,并用它来度量实际边际成本。企业成本最小化问题,即满足边际成本等于劳动的收入份额(单位劳动成本)。

② 由于是季度数据,滤波参数  $\lambda$  取值为 1600。

表 1 原始变量的描述性统计(样本数=66)

	CPI	PPI	利率	货币供给增长率	产出缺口	单位劳动成本
均值	0.4838	1.2463	3.7748	16.6073	0.0003	-1.52e-11
中位数	0.4052	2.0843	3.8217	15.8000	-0.0001	-0.1132
最大值	2.2276	8.4086	5.7739	29.3100	0.0306	1.9184
最小值	-1.3868	-7.7079	1.8908	11.6000	-0.0202	-2.3902
标准差	0.7307	4.0143	0.9962	3.7043	0.0114	1.0000

资料来源:作者计算。

以上变量的样本时期为 1999 年第 1 季度至 2015 年第 2 季度。另外需要说明的是:为了消除异方差和量纲上的差异,本文在实证研究中,对原始数据取自然对数或标准化处理,经检验,以上变量均为平稳序列。

### 6. GMM 估计

对于(9)式的双粘性菲利普斯曲线模型<sup>①</sup>,常用的估计方法有两种:一种是工具变量估计法,比如 GMM 方法;另一种是完全信息法,比如最大似然估计方法(MLE)。正如 Cochrane<sup>[25]</sup>所说,这两种方法有各自的优缺点,没有哪种方法一定最好。国际文献多采用 GMM 方法进行估计,本文也遵循这一选择。

根据 GMM 理论的估计要求,双粘性菲利普斯曲线的正交条件<sup>②</sup>可以写成如下方式:

$$E_t \{ [(1-\phi_1-\phi_2+\phi_1\theta_{sp})(\pi_t-C_t)-[\phi_2+\phi_1(1-\theta_{sp})(1-\beta\theta_{sp})]mc_t - (1-\phi_2)\beta\theta_{sp}\pi_{t+1}+\phi_2\beta_{sp}mc_{t+1}]Z_{t-1} \} = 0 \quad (11)$$

其中, $Z_{t-1}$ 是  $t-1$  期及以前的工具变量向量矩阵,假设它们与  $t$  期的通胀和边际成本不相关,方程(11)中的正交条件是用 GMM 方法估计双粘性菲利普斯曲线的前提。借鉴 Galí and Gertler<sup>[2]</sup>和杨继生<sup>[26]</sup>的建议,工具变量包含 1—4 阶滞后 CPI 通货膨胀率、CPI 通胀率预期、当期产出缺口、一阶滞后产出缺口、单位劳动成本以及利息率,显然,工具变量的个数大于解释变量的个数,满足 GMM 估计基本要求<sup>③</sup>。对于样本矩  $\Omega$ ,本文采用异方差和自相关一致协方差矩阵估计方法(HAC)估计样本矩条件的协方差矩阵,核函数采用 QS (Quadratic Spectral) 核函数,带宽选择借鉴了 Newey and West<sup>[27]</sup>的建议<sup>④</sup>,固定带宽取值为 3。

## 四、扩展的双粘性菲利普斯曲线:中国实证

表 2 给出了扩展的双粘性菲利普斯曲线的 GMM 估计结果。针对 GMM 方法的过度识别限制问

① 为避免伪回归,在进行模型估计之前,对 CPI、产出缺口、预期通胀率、单位劳动力成本和短期名义利率等变量均进行单位根检验,经检验这些序列均为平稳序列。  
 ② 对于 GMM 估计,正交条件并非必要条件,但是选择正交条件可以有效地降低模型中的非线性影响。  
 ③ 由于  $C_t$  项包含无限次的预期误差,而样本有限,本文借鉴文献 Khan and Zhu<sup>[19]</sup>,Murat<sup>[5]</sup>的做法,在使用 GMM 估计方法中,加入无条件的 Var 约束方程,从而获得参数的一致性估计值,并且可以有效地克服 GMM 两步法估计中可能引起的预期通胀率信息损失等问题。  
 ④ Newey and West<sup>[27]</sup>指出,当加权矩阵  $W$  最优时, $u'ZWZ'u$  服从  $\chi^2$  分布,对于矩阵  $\sum_k^L = -L \sum_i Z_i' u_i u_i - k Z_{i-k}$ ,若该式乘以  $1 - \frac{|k|}{L+1}$ ,这样就能保证是一个正定的加权矩阵。这种算法为标准误差和协方差提供了所谓的  $L$  滞后阶 Newey-West 自相关一致估计。

题,表 1 中 Hansen J 统计量的 p 值显示,过度识别限制的零假设满足要求,不能被拒绝,因此,文中所选的工具变量满足过度识别检验,工具变量是有效的。

当实际边际成本用单位劳动成本作为度量变量时,份额参数  $\phi_1$  和  $\phi_2$  的估计结果分别为 0.568 和 0.214,而且在 1% 的概率下显著不为零。这说明中国企业的类型不仅包括粘性价格型和粘性信息型,而且还包括非粘性型(其比重为 0.218),中国经济中近六成企业属于前瞻性的粘性价格型,而粘性信息型企业而非粘性企业分别约占两成。尽管粘性价格型企业和粘性信息型企业在占比中起着决定性作用,但是非粘性企业占比的系数显著,因此,非粘性企业也是不可忽视的,这验证了本文把企业类型扩展为三种的假设是必要的,也与中国企业的实际情况相符合。

参数  $\theta_{sp}$  表示粘性价格型企业未进行价格调整的概率,由于  $\theta_{sp}$  估计值为 0.743,说明在粘性价格型企业中,每季度约有 74.3% 的企业选择维持原价,约 25.7% 的企业重新制定价格。正如 Murat<sup>[5]</sup>所证明,由粘性价格和粘性信息构成的整个经济的价格粘性程度可以用  $\phi_1\theta_{sp}$  来衡量,由此可以计算出中国企业整体的价格粘性程度为 0.422,于是,中国企业调整一次价格的持续时间,即固定价格所持续的平均时间( $1/\phi_1\theta_{sp}$ )约为 2.4 个季度,这与其他文献研究结果接近<sup>①</sup>。

然而,当实际边际成本用产出缺口来度量的时候,参数  $\theta_{si}$  和  $\theta_{sp}$  的估计值分别为 0.903 和 0.952,这些估计值高得有些不切实际<sup>②</sup>;而且拟合优度大幅下降,说明该变量对中国通货膨胀的解释能力相对较弱,因此在后续的分析研究中,本文采用单位劳动成本作为实际边际成本的替代变量。

表 2 扩展的双粘性菲利普斯曲线:中国样本的 GMM 估计结果

类别	系数	实际边际成本以单位劳动成本度量		实际边际成本以产出缺口度量	
		GMM 估计值	t 统计量	GMM 估计值	t 统计量
结构参数	$\theta_{si}$	0.6287	6.1070	0.9036	6.1432
	$\theta_{sp}$	0.7431	10.9260	0.9521	7.0001
	$\phi_1$	0.5679	11.1370	0.3068	4.7235
	$\phi_2$	0.2143	11.8890	0.1859	9.7892
简化参数	$\delta_1$	0.3978	5.2240	0.2339	6.0158
	$\delta_2$	0.8897	3.8030	0.9454	3.8593
	$\delta_3$	-0.2427	5.3780	-0.2159	4.5275
Adj-R <sup>2</sup>		0.8952		0.6427	
J-stat Value		0.9965		0.9671	

注:标准差从而 t 统计量是通过滞后 12 阶的 Newey-West 协方差矩阵估计得到的;J-stat 列出现的值表示 Hansen 的 J 检验的 p 值;估计样本区间为 1999 年第 1 季度至 2015 年第 2 季度。

资料来源:作者计算。

表 2 还显示,所有企业中未能及时调整价格的比例, $1-(\phi_1+\phi_2)+\phi_1\theta_{sp}+\phi_2\theta_{si}$ ,即价格刚性为 0.775,显著高于西方发达国家(如表 3 所示),这说明中国企业的价格刚性相对较高,这一方面是因为中国部分公益性企业的产品以及垄断性企业的产品价格(如电信资费等)市场化程度较低;另一方面也说明中国企业在调整价格时,相对缺乏灵活性和弹性,不能充分有效地利用最新信息通过前瞻性行

① Sbordone<sup>[18]</sup>认为这个持续的时间应该是 9 到 14 个月;Klenow and Willis<sup>[20]</sup>根据现实调查数据,统计出固定价格持续的时间大约是 2 到 4 个季度;董瑞<sup>[29]</sup>认为中国企业调整一次价格的平均时间为 2.7 个季度。

② 根据国际文献(如 Torres and Diego<sup>[6]</sup>,Mankiw and Reis<sup>[4]</sup>等),即使信息发达和市场经济体制较为完善的西方发达国家, $\theta$  的估计值也一般小于 0.85。



为,或者通过采集、处理有效信息来选择和制定其最优价格。从价格刚性公式构成看,降低中国企业的价格刚性可以从两方面入手:①增加粘性价格型企业和粘性信息型企业比重,即减少非粘性企业的比例;②降低粘性企业未进行价格调整的概率。

根据新凯恩斯主义,当存在价格粘性时,货币是非中性的。于是,当中央银行减少货币供给,试图减少社会总需求时,由于价格粘性的存在,市场通过正常的价格机制调节供需的作用往往受限,于是产品过剩、市场不能及时出清,进而导致产量下降、失业增加;反之,当中央银行增加货币供给以试图提升总需求时,由于价格粘性存在,市场依然不能及时有效地通过价格机制调节供需,从而导致市场出现产品供不应求的局面。价格粘性越高,价格刚性越强,而市场通过价格机制调节供需的阻力越大。因此,较高的价格刚性往往会削弱央行的货币政策实施效果,从而影响国家的宏观经济政策调控。

另由表3可知,与国外主要发达国家相比,无论是粘性价格型企业未进行价格调整的概率  $\theta_p$ ,还是粘性信息型企业未进行价格调整的概率  $\theta_{si}$ ,中国的参数均最大,这反映出中国企业的价格粘性较高,中国企业名义价格的二次调整成本较大;也说明中国市场主体生产经营活动的透明度相对不高,中国企业及时、便利地获取市场最新信息以灵活改变和调整其产品价格能力有待加强,这一点从粘性信息型企业比例( $\phi_2$ )较小的参数估计值中也可得到佐证。

中国较高的价格刚性也从侧面佐证了中国实施货币宏观政策调控的必要性,以及可作为国家政策调解经济的主要理论依据之一。根据理性预期理论,经济各行为主体(政府、企业和居民)均是理性的,企业和居民利用已有的政府相关政策和制度来形成对未来价格的预期。在完全竞争市场、货币政策中性和价格完全弹性假设条件下,政府实施扩张性货币政策,增加货币供给量使得社会总需求增加,但企业和个人的理性预期会导致价格水平同比例上升。具体说来,一方面,企业在理性预期的作用下,根据当前一切可以利用的信息预期到政府扩张性政策后将导致价格水平上涨,而价格水平的上涨将导致在现有生产条件和技术水平下生产成本大于收益,于是企业会理性地做出提高产品价格的决策;类似地,劳动者基于政府扩张性政策,也会预期价格水平的上涨,使劳动者的实际收入下降,从而要求企业提高名义工资;另一方面,由于市场是完全竞争的,劳动工资和商品价格的调整不存在障碍,价格调整成本为零,因此,劳动工资和产品价格的调整均可以迅速达到新的均衡状态,从而使得在政府实行扩张性货币政策后,商品价格和劳动者工资水平同时得到相同幅度的提升,直至实际价格水平并没有变化。这样,实际产出也没有发生实质性变化,经济将会持续地保持原有的自然产出水平。以上分析表明:在完全竞争市场、理性预期理论以及价格完全弹性假设条件下,

表3 主要发达国家的价格刚性值比较

国家	$\theta_{si}$	$\theta_p$	$\phi_1$	$\phi_2$	价格刚性
德国	0.4761	0.5228	0.6521	0.3479	0.5066
日本	0.4093	0.6077	0.7245	0.2755	0.5530
美国	0.3154	0.5257	0.6173	0.3827	0.4452
新加坡	0.2243	0.4806	0.4238	0.5762	0.3329
澳大利亚	0.3176	0.5022	0.4689	0.5311	0.4042
中国	0.6287	0.7431	0.5679	0.2143	0.7751

注:德国、日本、美国、新加坡和澳大利亚采用双粘性菲利普斯曲线模型(样本区间:2004年第1季度至2013年第4季度),中国采用扩展的双粘性菲利普斯曲线模型(样本区间:1999年第1季度至2015年第2季度)。

资料来源:作者计算。

企业和个人行为均是理性的, 价格调整是充分的, 宏观经济总供给曲线是一条垂直线, 经济始终处于充分就业的均衡状态, 因此, 政府的货币政策调控是没有必要的。

在非完全竞争市场、货币政策非中性以及价格不完全弹性(即存在部分价格刚性)假设条件下, 当政府实施扩张性政策, 增加货币供给量从而使得社会总需求增加时, 并不能导致价格水平的同比例上升。具体原因为企业在理性预期的作用下, 预期到政府扩张性政策后将导致价格水平上涨, 而价格水平的上涨将导致在现有生产条件和技术水平下生产成本大于收益, 于是企业理性地做出了提高产品价格的决策(产品价格提高的幅度主要取决于企业价格刚性, 刚性越强, 价格提高幅度越小; 刚性越弱, 价格提高幅度越大); 然而, 虽然劳动者发现当前的价格水平导致劳动者实际收入下降, 但因为市场竞争不是完全的, 劳动市场在行业垄断、合同约束、隐性成本等因素作用下, 劳动者工资水平短期内难以调整, 于是, 在劳动者实际工资水平下降时, 劳动者却迫不得已地接受短期的工资刚性现实, 继续从事现有的生产活动。这意味着当政府实行扩张性货币政策时, 企业实际价格水平总体有所上升, 而劳动者工资水平短期没有随之上调, 根据经济学理论, 这样的结果必然导致均衡就业量的扩大和实际产出的增加。以上分析表明, 在非完全竞争市场、货币政策非中性以及价格不完全弹性(即存在部分价格刚性)假设条件下, 即使企业和个人行为均是理性的, 但是价格调整也是不充分的, 宏观经济总供给曲线是一条斜线, 扩张性的货币政策将导致就业上升和经济增长, 因此, 政府扩张性的货币政策调控是必要的、有效的, 所以, 当经济不景气、失业率高、经济增长率低于其潜在增长水平时, 政府有必要通过货币财政政策对经济进行及时、适当地调控和干预。

从上面的分析中也可以看到, 企业的价格刚性越大, 企业根据政府扩张性政策提高其产品价格的空间越小, 企业相对利润就越少, 于是, 企业扩大生产规模、吸纳新劳动力的意愿就越弱, 从而导致政府扩张性货币政策的实施效果就越差, 这也从另一个角度论证了较高的企业价格刚性往往会削弱央行的货币政策实施效果, 从而影响国家的宏观经济政策调控。

表 4 给出了扩展的双粘性菲利普斯曲线模型与两种单纯的粘性菲利普斯曲线模型以及现有的双粘性菲利普斯曲线模型的结果对比。从中可以看出, 在单纯的粘性价格菲利普斯曲线模型中, 固定价格的平均持续时间大约为 4 个季度, 而在单纯的粘性信息模型中持续时间为 2.5 个季度。在单纯的粘性信息模型中, 每一个企业获得新信息的可能性约为 40%, 所以虽然此类企业每个时期都会定价, 但是约每 2.5 个季度它们才会改变一次价格。

表 4 扩展双粘性与单纯粘性菲利普斯曲线模型估计结果对比

	$\theta_{si}$	$\theta_{sp}$	$\phi_1$	$\phi_2$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	Adj-R <sup>2</sup>
扩展的双粘性菲利普斯曲线	0.629 (0.103)	0.743 (0.068)	0.568 (0.051)	0.214 (0.018)	0.398 (0.076)	0.890 (0.234)	-0.243 (0.045)	0.895
单纯粘性价格菲利普斯曲线		0.747 (0.026)	1.000	0.000	0.088 (0.023)	0.990 (0.003)	0.000	0.683
单纯粘性信息菲利普斯曲线	0.604 (0.021)		0.000	1.000	0.194 (0.021)	0.902 (0.017)	-0.078 (0.009)	0.616
双粘性菲利普斯曲线	0.404 (0.151)	0.772 (0.076)	0.614 (0.332)	0.386 (0.257)	0.887 (0.062)	0.975 (0.249)	-0.613 (0.034)	0.712

注: 括号里面的数据是标准误差, 是通过滞后 12 阶的 Newey-West 协方差矩阵估计得到, 估计样本区间为 1999 年第 1 季度至 2015 年第 2 季度。

资料来源: 作者计算。

另由表4可知,两种单纯的粘性模型和双粘性模型存在一个重要区别,在单纯粘性模型中,实际边际成本的简化参数 $\delta_1$ 和 $\delta_3$ 比双粘性模型中的简化参数绝对值小,说明实际边际成本在扩展的双粘性模型中的重要性要比单纯粘性模型大。相比现有的双粘性菲利普斯曲线和单纯粘性菲利普斯曲线,扩展的双粘性菲利普斯曲线的拟合优度 $R^2$ 值更高,说明扩展的双粘性菲利普斯曲线更适合描述和揭示中国通货膨胀的历史发展轨迹。另外,由于扩展的双粘性菲利普斯曲线的份额参数 $\phi_1$ 和 $\phi_2$ 均显著不为0,并且两者之和小于1,这也从侧面反映将所有企业假设为两种类型(粘性价格企业和粘性信息企业)是不恰当的,中国确实存在数量显著的价格刚性企业,该比例约为21.8%。

## 五、稳健性检验

本文在构建扩展的双粘性菲利普斯曲线模型时,在参数选择等方面作了一些假设,这些假设可能会对模型运行结果产生影响,从而导致模型结果发生变化。但这些变化是否显著,或者说模型的稳健性如何,是评价模型及其结果的重要标准。下文将通过调整估计区间和参数改变来检验模型的稳健性。

### 1. 不同子样本的估计

1999年第1季度到2015年第2季度期间总样本可以分成两个子样本,分别为1999年第1季度到2006年第4季度,2007年第1季度到2015年第2季度。根据中国实际情况,前一样本期的特征是较低的通货膨胀,后一样本期的特征是温和的通货膨胀。用GMM方法估计这两个子样本的结果见表5。

表5中参数 $\phi_2$ 在前一样本期的估计值为0.153,在后一样本期为0.226,这说明与前一样本期相比,后一样本期的粘性信息型企业增加了。随着信息技术的进步,沟通交流渠道和途径不断增多,获得和处理信息比十年前要容易得多,所以这种结果符合现实情况。在前一样本期,参数 $\theta_{si}$ 和 $\theta_{sp}$ 的估计值分别为0.751和0.652,表示价格粘性程度为0.343,所以固定价格所持续的时间平均为2.9个季度。在后一样本期,参数 $\theta_{si}$ 和 $\theta_{sp}$ 的估计值分别为0.453和0.752,表示价格粘性程度为0.458,因此固定价格的平均持续时间约为2.2个季度。事实上,这些结果证实了子样本中存在通胀这一特征,与前一样本期相比,后一样本期通胀率略高,所以价格刚性在后一样本期比前一样本期要低,就像固定价格所持续的平均时间一样;另外,实际经济活动(实际边际成本)在后一样本期对通胀的影响比在前一样本期对通胀的影响要大。

虽然结构参数的估计结果会随着样本的变化而变化,但是根据非参数Kendall检验,概率值大于0.05,说明不同样本期估计的这两组参数没有显著差别,简化参数基本保持平稳。子样本的结果也表明,经济活动中有相当数量的非粘性企业伴随着粘性信息型和粘性价格型企业而存在,应该将粘性信息型、粘性价格型和非粘性企业整合到价格模型中去。从拟合优度看,前一个样本期的拟合优度稍大,表明该模型在1999年第1季度至2006年第4季度的拟合效果更好,其原因在于该时期通货膨胀较小,经济变量波动幅度相对较小。

另由表5可知,中国企业的价格刚性随通胀率升高而降低,而通货膨胀预期对当期通胀的影响随通胀率升高而加大。1999—2006年和2007—2015年,中国企业的平均价格刚性分别约为0.79和0.72,而通货膨胀预期对当期通胀的影响分别约为0.81和0.91,说明随着通胀水平的不断升高,企业调整价格的意愿在逐渐增强,当前通货膨胀率与通货膨胀预期在某些条件下可能形成两者交替影响、相互推波助澜的恶性循环。

表 5 不同子样本期的参数估计结果

参数	1999Q1—2006Q4		2007Q1—2015Q2	
	参数估计值	t 值	参数估计值	t 值
$\theta_{si}$	0.7509	6.1721	0.4528	5.1763
$\theta_{sp}$	0.6521	5.2624	0.7521	4.0726
$\phi_1$	0.5269	9.3615	0.6100	10.1802
$\phi_2$	0.1530	4.3427	0.2261	7.6155
$\delta_1$	0.3311	6.6621	0.4279	10.4441
$\delta_2$	0.8114	13.5438	0.9114	6.5827
$\delta_3$	-0.1466	14.0076	-0.2663	4.1729
J-stat	0.9892		0.9851	
Adj-R <sup>2</sup>	0.9138		0.8463	
非参数 Kendall 检验	Pr=0.2649			

资料来源: 作者计算。

## 2. 参数敏感性分析

上文对扩展的双粘性菲利普斯曲线模型采用 GMM 方法进行了估计, 在估计过程中假定参数  $\nu=1.0$ 。然而根据 Coibion<sup>[20]</sup>研究, 份额参数  $\phi_1$  和  $\phi_2$  可能会受  $\nu$  值假定的影响, 不同的参数  $\nu$  取值或许会对 GMM 估计结果产生影响。因此, 需要对参数  $\nu$  进行敏感性检验, 由于参数  $\nu$  的取值范围为 0.8—1.2, 本文假设  $\nu$  取值分别为 0.9、1.0、1.1 和 1.2 时, 重新进行了 GMM 估计, 估计结果如表 6 所示。

表 6 不同  $\nu$  值情形下扩展的双粘性菲利普斯曲线估计结果

	$\theta_{si}$	$\theta_{sp}$	$\phi_1$	$\phi_2$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	Adj-R <sup>2</sup>
$\nu=0.9$	0.622 (0.105)	0.726 (0.131)	0.577 (0.087)	0.217 (0.034)	0.417 (0.162)	0.900 (0.140)	-0.249 (0.069)	0.864
$\nu=1.0$	0.629 (0.103)	0.743 (0.068)	0.568 (0.051)	0.214 (0.018)	0.398 (0.076)	0.890 (0.234)	-0.243 (0.045)	0.895
$\nu=1.1$	0.634 (0.121)	0.748 (0.187)	0.557 (0.028)	0.211 (0.018)	0.382 (0.125)	0.903 (0.104)	-0.241 (0.113)	0.872
$\nu=1.2$	0.639 (0.094)	0.753 (0.140)	0.554 (0.067)	0.209 (0.030)	0.374 (0.139)	0.903 (0.099)	-0.238 (0.064)	0.863

注: 括号里面的数据是标准差, 样本区间为 1999 年第 1 季度至 2015 年第 2 季度。

资料来源: 作者计算。

根据表 6 估计结果, 参数  $\nu$  确实会对估计结果产生影响。总体来看, 份额参数  $\phi_1$  和  $\phi_2$  随着  $\nu$  值增加而减少, 参数  $\theta_{si}$  和  $\theta_{sp}$  随着  $\nu$  值增加而轻微地上升。但从拟合优度指标看,  $\nu=1.0$  时, 模型的拟合度最高, 这与 Coibion<sup>[20]</sup>等文献的研究结论相一致, 说明  $\nu=1.0$  也适合中国的样本数据结构。尽管随着参数  $\nu$  的变化, GMM 估计结果略有不同, 但这对研究结论没有实质性影响, 即中国企业中粘性价格型企业仍占主导地位, 而粘性信息型和非粘性企业的占比也是重要的。

另外, 采用 GMM 方法估计扩展的双粘性菲利普斯曲线模型时, 还对一个重要的参数, 即参数  $\kappa$  进行了假设, 根据 Khan and Zhu<sup>[9]</sup>以及 Murat<sup>[5]</sup>的研究, 不同的参数  $\kappa$  值可能会影响粘性价格型企业未进行调整概率  $\theta_{sp}$ 、粘性信息型企业未进行价格调整概率  $\theta_{si}$ , 以及企业类型份额参数  $\phi_1$  和  $\phi_2$  等估计值。因此为稳健起见, 本文也对该参数进行敏感性分析, 由于参数  $\kappa$  的取值范围为  $0 < \kappa < 1$ , 本文假设  $\kappa$  取值分别为 0.1、0.2、0.4、0.6 和 0.8 时, 重新进行了 GMM 估计, 估计结果如表 7 所示。

表 7 不同  $\kappa$  值情形下扩展的双粘性菲利普斯曲线估计结果

	$\theta_{si}$	$\theta_{sp}$	$\phi_1$	$\phi_2$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	Adj-R <sup>2</sup>
$\kappa=0.1$	0.614 (0.113)	0.757 (0.276)	0.580 (0.124)	0.226 (0.097)	0.416 (0.135)	0.902 (0.171)	-0.264 (0.128)	0.839
$\kappa=0.2$	0.629 (0.103)	0.743 (0.068)	0.568 (0.051)	0.214 (0.018)	0.398 (0.076)	0.890 (0.234)	-0.243 (0.045)	0.895
$\kappa=0.4$	0.618 (0.154)	0.729 (0.196)	0.561 (0.106)	0.205 (0.072)	0.387 (0.113)	0.879 (0.184)	-0.227 (0.069)	0.854
$\kappa=0.6$	0.624 (0.127)	0.733 (0.176)	0.554 (0.099)	0.197 (0.043)	0.365 (0.127)	0.876 (0.135)	-0.215 (0.107)	0.833
$\kappa=0.8$	0.622 (0.121)	0.728 (0.174)	0.551 (0.105)	0.192 (0.086)	0.358 (0.117)	0.871 (0.126)	-0.207 (0.115)	0.816

注：括号里面的数据是标准差，样本区间为 1999 年第 1 季度至 2015 年第 2 季度。

资料来源：作者计算。

表 7 显示，参数  $\kappa$  确实会对估计结果产生影响。总体来看，参数  $\theta_{si}$  和  $\theta_{sp}$  随  $\kappa$  值增加没有显著的规律性变化，而份额参数  $\phi_1$  和  $\phi_2$  随着  $\kappa$  值增加略有减少，但从拟合优度指标看， $\kappa=0.2$  时，模型的拟合优度最高，这与 Khan and Zhu<sup>[19]</sup>和 Murat<sup>[5]</sup>等文献的研究结论基本一致，说明  $\kappa=0.2$  也适合中国的样本数据结构。尽管随参数  $\kappa$  的变化，GMM 估计结果略有不同，但这对研究结论没有影响，即中国企业中粘性价企业型和粘性信息型企业占据主体地位，但非粘性型企业的占比也不能被忽视。

## 六、结论及建议

本文的研究表明，在扩展的双粘性菲利普斯曲线模型中，中国的企业类型不仅包括粘性价企业型和粘性信息型，而且还包括非粘性型；虽然粘性价企业型和粘性信息型企业在经济市场中占据绝大多数，但仍有相当数量的非粘性企业存在（比例约为 21.8%）；因此，非粘性企业的占比是不可忽视的。这验证了本文对于企业类型扩展的假设是必要的，也与中国的实际相符合。基于扩展的双粘性菲利普斯曲线模型的实证研究发现：

(1) 中国企业的价格刚性约为 0.743，显著高于西方发达国家，较高的价格刚性往往会削弱央行的货币政策实施效果，从而影响国家的宏观经济政策调控。降低中国企业的价格刚性，建议从两方面入手：①进一步提高水、电、油、气、运等公益性企业的市场化程度，逐步开放价格管制，发挥市场在资源配置中的决定性作用；同时进一步放开电信、石油、银行等垄断行业，加快服务业市场开放，充分利用和吸引更多的国内社会资本和外资进入这些行业，打破垄断、鼓励市场竞争、激活企业市场活力，加强供给侧改革。②中国政府应加大信息采集和处理能力，并通过政府信息和数据公开、社会信息资源开放共享，提高市场主体生产经营活动的透明度，使企业能够及时便利地获得这些最新信息，从而有助于企业迅速灵活地进行最优价格调整。

(2) 中国企业固定价格的平均持续时间为 2.4 个季度，随着信息技术的进步，沟通交流渠道和途径的不断增多，企业固定价格的平均持续时间有缩短的趋势。企业固定价格平均持续时间的缩减说明中国企业根据市场最新信息灵活改变和调整其产品价格的能力在不断增强，另一方面说明中国经济的市场化程度不断提高，市场价格调节机制总体在不断改善，这也是中国近年来不断深化经济体制改革、简政放权、逐步理顺政府和市场关系的努力结果。

(3)中国企业的价格刚性随通胀率升高而降低,而通货膨胀预期对当期通胀的影响随着通胀率升高而加大。这一方面说明随着通胀水平的不断升高,企业调整价格的意愿在逐渐增强;另一方面说明当前通货膨胀率与通货膨胀预期在某些条件下可能形成两者交替影响、相互推波助澜的恶性循环,因此,在较严重的通货膨胀时期,国家实施紧缩性的货币政策和财政政策的同时,还要采取切实措施防止通货膨胀预期的进一步上升和恶化,正确引导和稳定通货膨胀预期,公开承诺明确的通胀率目标区间,及时向社会披露货币政策信息和操作原因,提高央行货币政策的公信力和透明度,取信于民。

在实证中,需要注意的是,在扩展的双粘性菲利普斯曲线估计过程中,对于实际边际成本的度量,单位劳动成本比产出缺口更适合中国的现实数据特征,因此,当用扩展的双粘性菲利普斯曲线来构造和估计中国通胀时,应优先选择单位劳动成本作为实际边际成本的代理变量。稳健性检验结果证明,对于不同的样本区间和参数的取值,本文所构建的扩展的双粘性菲利普斯曲线模型具有较好的稳健性和一致性。

#### [参考文献]

- [1]刘凤岐. 当代西方经济学辞典[M]. 太原:山西经济出版社, 1988.
- [2]Gali, J., and M. Gertler. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1999,44(6):195-222.
- [3]Calvo, G. Staggered Prices in A Utility Maximizing Framework [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1983,12(7): 383-398.
- [4]Mankiw, N. G., and R. Reis. Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2002,117(6):1295-1328.
- [5]Murat, A. M. Relative Importance of Sticky Prices and Sticky Information in Price Setting [J]. *Economic Modelling*, 2010,27(4):1124-1135.
- [6]Torres, T., and J. Diego. The Dual Stickiness Model and Inflation Dynamics in Spain [R]. MPRA Working Paper, 2009.
- [7]Dupor, B., T. Kitamura, and T. Tsuruga. Integrating Sticky Prices and Sticky Information [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2010,92(2):657-669.
- [8]Monique, R., and D. R. Gideon. A Sticky Information Phillips Curve for South Africa [R]. ERSA Working Paper, 2013.
- [9]刘树成. 论中国的菲利普斯曲线[J]. *管理世界*, 1997,(6):21-33.
- [10]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*, 2006,(6):122-129.
- [11]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]. *吉林大学社会科学学报*, 2011,(2):112-119.
- [12]郭凯,艾洪德,郑重. 通胀惯性、混合菲利普斯曲线与中国通胀动态特征[J]. *国际金融研究*, 2013,(2):74-84.
- [13]王军. 新凯恩斯主义粘性信息理论述评[J]. *管理世界*, 2009,(8):157-175.
- [14]彭兴韵. 粘性信息经济学——宏观经济学最新发展的一个文献综述[J]. *经济研究*, 2011,(12):138-151.
- [15]杨薇,雷丰善. 基于双黏性的新凯恩斯短期通胀动态机制研究[J]. *经济问题*, 2011,(4):9-13.
- [16]李成,郭哲宇,张琦. 预期、投资推动与中国通货膨胀[J]. *上海金融*, 2013,(4):3-9.
- [17]Gali, J., M. Gertler, and D. López-Salido. European Inflation Dynamics [J]. *European Economic Review*, 2001,45(3):1237-1270.
- [18]Sbordone, A. Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2002,49(5):265-292.

- [19]Khan, H., and Z. Zhu. Estimates of the Sticky-Information Phillips Curve for the United States [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2006,38(5):195-207.
- [20]Coibion, O. Testing the Sticky Information Phillips Curve [J]. The Review of Economics and Statistics, 2010, 92(3):87-101.
- [21][美]马丁·威茨曼. 分享经济[M]. 林青松等译. 北京: 中国经济出版社, 1986.
- [22]张成思. 全球化与中国通货膨胀动态机制模型[J]. 经济研究, 2012,(6):33-45.
- [23]耿强,李群,张永杰. 新凯恩斯框架下中国通货膨胀动态变化及货币政策分析[J]. 审计与经济研究, 2011,(3): 92-99.
- [24]Pagan, A. Econometric Issues in the Analysis of Regression with Generated Regressors [J]. International Economic Review, 1984,25(1):221-247.
- [25]Cochrane, J. Assets Pricing[M]. Princeton: Princeton University Press, 2001.
- [26]杨继生. 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, 2009,(1):106-117.
- [27]Newey, W., and K. West. A Simple Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix[J]. Econometrica, 1987,55(6):703-708.
- [28]Klenow, P., and J. Willis. Sticky Information and Sticky Prices [J]. Journal of Monetary Economics, 2007,54 (3):79-99.
- [29]董瑞. 基于微观基础的中国通货膨胀动态机制研究[D]. 吉林大学硕士学位论文, 2013.

## Research on the Price Rigidity of Chinese Enterprises: Based on Extended Dual Sticky Phillips Curve

LOU Feng

(Institute of Quantitative and Technical Economics CASS, Beijing 100732, China)

**Abstract:** With the facts that there are some public welfare enterprises and monopoly enterprises whose prices are rigid in a long period in China and based on the new developed dual sticky Phillips curve model, the paper extends the types of firms by adding a type of non-sticky firm and derives the extended dual sticky Phillips curve model. Then, based on Chinese data, the paper estimates the model with GMM method and also compares the estimation results of the extended dual sticky model with those of pure sticky price Philips model and sticky information Philips model, which it is found that the expanded dual sticky Phillips curve is with a good robustness and consistency. With the expanded double viscosity Phillips curve model, the research result shows that China's enterprise types include not only sticky prices and sticky information but also a considerable number of non-sticky enterprises (about 21.8%), so the assumption of enterprise type expansion is necessary and also consistent with China's reality. The price rigidity of Chinese enterprises is about 0.743, which is significantly higher than those of the western developed countries' enterprises such as United States, Germany, Japan, Australia and Singapore. The price rigidity of Chinese enterprises is decreasing with the increase of the inflation rate, and the inflation expectation is increasing with the increase of the inflation rate. The average duration of fixed prices for Chinese enterprises is 2.4 quarters. When using the extended double viscosity Phillips curve to construct and estimate China's inflation, it should give priority to the unit labor costs as the actual marginal cost of the proxy variables.

**Key Words:** inflation; Philips curve; dual sticky; price rigidity

**JEL Classification:** E31 E37 C13

[责任编辑:马丽梅]