

中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究^{*}

陈彦斌

内容提要:本文提出了包含需求拉动、成本推动、通胀预期和通胀惯性四种因素的新凯恩斯菲利普斯曲线模型,该模型推广了 Gordon (1996) 的三角模型和 Gal í and Gertler (1999) 的混合模型等经典菲利普斯曲线模型,具有理论上的完整性。本文使用中国数据对所提出的模型进行了检验,其中采用了基于微观调查数据的通胀预期。经验研究结果表明,新凯恩斯菲利普斯曲线模型的最小二乘估计比 GMM 估计更具有稳健性。在通胀的四个决定因素中,通胀预期对当前通胀的影响最显著,通胀惯性次之,需求拉动排第三,而成本推动的影响不显著。

关键词:新凯恩斯主义 菲利普斯曲线 通货膨胀 预期 宏观经济

一、引言

菲利普斯曲线自从被 Phillips (1958) 提出以来,就在宏观经济学理论基础和通货膨胀预测这两个领域同时扮演着相互影响、相互促进的重要角色。菲利普斯曲线表明在通货膨胀率和失业率之间存在取舍关系,这种取舍关系一方面被用于构建宏观经济学“总需求—总供给”模型中的总供给曲线,另外一方面被用于刻画通胀的产生机制,预测通货膨胀水平。

50 年来,菲利普斯曲线理论逐渐完善,许多里程碑式的模型被提出来用于刻画通胀的产生机制。建立在自然失业率和奥肯定律基础之上的附加预期菲利普斯曲线认为,影响通货膨胀的因素是过度总需求和预期两方面的因素。Gordon (1996) 提出的“三角”菲利普斯曲线认为,影响通胀的因素可以归纳为需求拉动、成本推动、通胀惯性三种因素。Gal í 和 Gertler (1999) 所提出的混合新凯恩斯菲利普斯曲线模型中影响通胀的主要因素有超额总需求、通胀预期和通胀惯性。

现实情况中通货膨胀的决定因素非常复杂,其中最为常见的产生机制有如下四种。第一种是需求拉动型,即总需求过度增长,“太多的货币追逐太少的货物”。第二种是成本推动型,即由厂商生产成本增加而引起的一般价格总水平的上涨。第三种是通胀惯性,即一旦形成通货膨胀,便会持续一段时期。第四种是通胀预期,即经济参与者做出对未来通货膨胀走势的判断和估计,形成通胀预期,从而导致当前价格水平的增加。

然而迄今,菲利普斯曲线理论的发展中还没有同时概括通胀的四种基本决定因素的模型,因此建立同时包含影响通胀四因素的新凯恩斯菲利普斯曲线模型是有必要的。新凯恩斯主义宏观经济模型的显著优点之一就在于其采用动态一般均衡方法,为传统凯恩斯理论增加了微观基础。本文将在 Calvo (1983)、Gal í 和 Gertler (1999) 的交错定价模型基础之上,加入成本推动冲击(石油供给冲击),通过厂商的最优化行为导出菲利普斯曲线,并对通货膨胀各个影响因素的权重赋予微观含义。

^{*} 陈彦斌,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子信箱:cyb@ruc.edu.cn。本文是中国人民银行调查统计司与奥尔多中心联合课题阶段性成果和中国人民大学 985 课题“经济增长、收入分配与公共政策研究”阶段性成果。作者感谢中国人民大学经济学院宏观经济学讨论班参与人员提出的有益评论,感谢匿名审稿人的宝贵意见,但文责自负。

这样处理有助于对模型的合理性和适用性进行先验的评价,也有助于衡量各个因素对于通货膨胀的影响。

在所提出的四因素模型中,需求拉动、成本推动和通胀惯性这三个因素因宏观经济学中有较为成熟的计算方法而较易处理,但通胀预期却是个难题。在附加预期菲利普斯曲线中,预期指的是核心通胀率,并非特指预期通胀率,即使作为通胀预期来处理,通常使用的也是适应性预期。著名的卢卡斯批判指出,政策的变迁会改变宏观经济模型中的总量关系,因而将适应性预期作为菲利普斯曲线中的重要解释变量是不合适的。Lucas(1973)和 Sargent(1971)提出的理性预期假说认为,经济参与者能够充分利用所有能够获得的信息对未来通胀进行理性的预期,不会犯系统性错误。理性预期概念固然清楚,但是在实践中对其进行检验却很困难。

Hansen 和 Singleton(1982)提出 GMM 方法(广义矩方法)用于求解带有预期变量的动态优化模型。Gal í和 Gertler(1999)等新凯恩斯菲利普斯曲线也是采用 GMM 进行模型的参数估计。但是,正如 Xiao et al(2008)所指出,GMM 方法对于工具变量的选择过于敏感,这不符合计量模型稳健性的重要准则。因此,有必要采用新的预期度量方法以及计量方法,以既保证新凯恩斯主义模型框架的微观基础,又确保相应计量模型的稳健性。

微观调查是获取通胀预期的重要方法。研究人员通过所设计的调查问卷询问消费者对未来物价水平走势的看法,从而直接调查消费者的通货膨胀预期。而后可以使用概率法等计算方法将定性的调查数据转换为定量的预期通货膨胀率,这种方法现在已经被证明是一种行之有效的处理方法,并已获得了广泛的应用。肖争艳、陈彦斌(2004)使用中国人民银行《居民储蓄问卷调查系统》中的预期调查数据,计算了中国居民的预期通货膨胀率,结果表明,基于央行调查数据的预期通货膨胀率可以作为实际通货膨胀率的无偏估计。肖争艳、唐寿宁、石冬(2005)进一步研究了居民通货膨胀预期的异质性。这些经验研究表明,基于调查数据的预期通货膨胀率对于通货膨胀率的预测具有非常重要的意义。特别值得注意的是,通胀预期与通胀预测是不同的,不能直接使用通胀预期来预测未来的通胀率,但是它可以作为一个重要因素引入到通胀预测模型中。

本文的主要工作是建立包含需求拉动、成本推动、通胀惯性和通胀预期的新凯恩斯菲利普斯曲线四因素模型,并在模型的计量分析中使用基于微观调查数据的通胀预期以确保最小二乘法多元回归的稳健性。本文模型推广了 Gordon(1996)、Gal í和 Gertler(1999)等经典菲利普斯曲线模型,同时兼顾了理论的完整性和经验研究的稳健性。

二、文献综述

(一)传统菲利普斯曲线

Phillips(1958)发现英国在过去一个世纪中的失业率和工资增长率之间存在着稳定的负相关关系,Lipsey(1960)从劳动市场供求的角度给出了菲利普斯曲线的理论基础,Samuelson 和 Solow(1960)则进一步发现失业率和通货膨胀率之间也存在类似关系,这种关系被称为菲利普斯曲线。菲利普斯曲线表明在通货膨胀率和失业率之间存在取舍关系:降低通货膨胀率只能以较高的失业率为代价,反之,要降低失业率就必须容忍较高的通货膨胀率。美国上世纪 60 年代的经济数据符合菲利普斯曲线,因而菲利普斯曲线是理论研究者和政策制定者关注的重点。

上世纪 70 年代美国出现了“滞胀”现象,通胀与失业之间的简单替代关系不复存在。Friedman(1968)和 Phelps(1968)提出了自然失业率假设,认为货币和通胀等名义变量在长期中无法影响产出和失业等实际变量。虽然在短期中存在菲利普斯曲线,但是在长期中菲利普斯曲线是一条垂直于

国外文献综述参见 Mehra(2002),国内文献综述参见肖争艳、陈彦斌(2006)。

自然失业率的直线。建立在自然失业率和描述产出增长率与失业率之间替代关系的奥肯定律基础之上的附加预期菲利普斯曲线认为,影响通货膨胀的因素是过度总需求和预期,可以描述为 $\pi_t = \pi_t^* + y_t$,其中 y_t 是产出偏离潜在产出的百分比, π_t^* 是核心通胀率,并非特指预期通胀率。即使作为通胀预期来处理,通常使用的也是适应性预期,其中的预期通货膨胀率是滞后通货膨胀率的加权平均,并且越早的通货膨胀率的权重越小。

Lucas(1973)和 Sargent(1971)提出的理性预期假说认为,经济参与者能够充分利用所有能够获得的信息对未来通胀进行理性的预期,不会犯系统性错误。Lucas(1972)提出了不完全信息模型,认为预期到的总需求不会影响产出,而没有预期到的总需求会同时导致更高的产出和比预期更高的价格水平,即菲利普斯曲线。但是,著名的卢卡斯批判指出,政策的变迁会改变宏观经济模型中的总量关系,因而政府无法利用总量关系。

Gordon(1996)提出“三角”形式的菲利普斯曲线,认为影响通胀的因素可以归纳为需求拉动、成本推动和通胀惯性三种因素,表示为 $\pi_t = \sum_{k=1}^K \alpha_k \pi_{t-k} + \pi_t^* + y_t + \epsilon_t$,其中 ϵ_t 为供给冲击。虽然 Gordon“三角模型”可以获得较好的拟合结果,但其成功也主要是在模型中引入滞后多期的通货膨胀率的缘故。三角模型的缺点是没有克服卢卡斯批判。

(二)新凯恩斯菲利普斯曲线

传统的菲利普斯曲线有以下几个缺点。首先,虽然附加预期菲利普斯曲线可以获得较好的拟合结果,但是适应性预期假设无法克服卢卡斯批判。其次,传统菲利普斯曲线一般都认为产出缺口是通货膨胀率的重要驱动因素,但是很难得到它们的精确估计值。最后,传统的菲利普斯曲线缺乏价格调整的微观基础。

建立在理性预期和价格粘性基础上的菲利普斯曲线被称为新凯恩斯菲利普斯曲线。新凯恩斯菲利普斯曲线按照通胀解释因素可以大致分为早期的基于产出缺口的模型和近期的基于单位劳动成本的模型。前者模型较多,其中被广为引用的主要有 Taylor(1980)、Calvo(1983)、Fuhrer and Moore(1995)所提出的菲利普斯曲线模型。

Taylor(1980)提出了交错合同模型,该模型假设名义工资存在粘性,名义工资固定两期,每期有一半的合同要重新谈判。所得到的菲利普斯曲线为 $\pi_t = E_t \pi_{t+1} + (y_t + y_{t-1})$,其中 $E_t \pi_{t+1}$ 是预期通胀率。Calvo(1983)假设每一期厂商按一定概率调整价格,从而得到的菲利普斯曲线为 $\pi_t = E_t \pi_{t+1} + y_t$ 。Fuhrer 和 Moore(1995)发现这些模型无法产生通货膨胀率的持续性,其采取的改进方法是同时采用前向预期和后向预期的混合菲利普斯曲线。后向预期关注家庭对于信息的学习机制,因此将之引入模型的构造有助于提高模型解释能力。Fuhrer 和 Moore(1995)假设谈判工资是相对平均实际合同工资,通过两期合同模型得到的混合菲利普斯曲线为 $\pi_t = 0.5(\pi_{t-1} + E_t \pi_{t+1}) + (y_t + y_{t-1})$ 。滞后的通胀率出现在方程的右边,模型中的通货膨胀率具有持续性。

前面所介绍的三个模型在经验研究中存在两个问题。首先,三个模型都将产出缺口作为自变量,然而产出缺口难以估计。其次,Calvo 模型说明了通货膨胀率对预期的需求冲击产生迅速的反应,然而经验证据表明通货膨胀率落后于产出缺口。

当前被广为引用的新凯恩斯菲利普斯曲线模型是 Galí 和 Gertler(1999)所提出的基于单位劳动成本的前向和混合模型,其模型设定源于 Calvo(1983)的交错价格调整模型。在此模型中,每一个

刘凤良、张海阳(2004)关于新凯恩斯菲利普斯曲线作了一个全面的综述。

此处的预期通胀率是理性预期。

本文的研究也表明了这一点。在所构建的菲利普斯曲线中,当期的产出缺口不显著,但滞后一期的产出缺口是显著的。

时期垄断竞争厂商依据利润最大化原则以 $1 - \theta$ 的概率调整价格,所得到的前向菲利普斯曲线为 $\pi_t = E_t \pi_{t+1} + s_t$,其中 θ 是主观贴现因子, s_t 是单位劳动成本偏离稳态的百分比, $\theta = (1 - \theta)(1 - \beta)$ 度量实际边际成本对于通胀的影响。前向菲利普斯曲线的缺陷在于无法解释现实中的通胀持续性。Galíand Gertler(1999)进一步假定调整价格的厂商中有部分比例的厂商遵循后向行为的拇指法则,剩下的厂商仍然遵循前向预期法则,那么就得到 $\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + (1 - \alpha)\pi_{t-1} + s_t$,其中各个系数度量各个因素对通胀率的影响。

(三) 菲利普斯曲线在中国的实证研究

近年来,越来越多的文献开始讨论中国的菲利普斯曲线,并尝试运用菲利普斯曲线去解释中国经济现象,对菲利普斯曲线问题进行了深入的探讨和研究。学者们发现中国的菲利普斯曲线形式并不同于西方,而对于中国是否要接受菲利普斯曲线,存在两种截然不同的观点。一种观点认为菲利普斯曲线并没有失效,它从菲利普斯曲线存在的前提、内涵、变化形式等角度对此进行了解释,并提出了许多适合中国特定经济环境的有中国特色的菲利普斯曲线。而另一种观点则认为菲利普斯曲线已经不再适用了,它从实际经济数据、新经济的特点等角度对此进行了论证。

中国菲利普斯曲线实证研究可以分为三种类型。第一种是采用失业率的菲利普斯曲线。张焕明(2003)使用城镇登记失业率估计了我国1979—2000年的菲利普斯曲线,发现在短期内治理通胀的政策对失业没有影响,即菲利普斯曲线是垂直的。但由于中国失业率数据缺乏足够波动性,所以使用失业率构建中国菲利普斯曲线的实证研究已经不多了。

第二种是基于产出缺口的菲利普斯曲线。石柱鲜等(2004)估计了1980—2001年基于产出缺口的菲利普斯曲线,结果表明GDP缺口和通胀率之间存在紧密的正相关关系。范从来(2000)估计了1953—1998年的中国菲利普斯曲线,使用可比价格计算的GDP指数作为现实经济增长率,事先选定三个时间段的潜在经济增长率,发现中国菲利普斯曲线是存在的。刘斌、张怀清(2001)使用四种方法估计了中国的产出缺口,发现采用卡尔曼滤波方法估计的产出缺口在经济解释上更加合理,并在此基础上用1992年1季度至2001年1季度的数据估计了我国的菲利普斯曲线,结果表明产出缺口和通货膨胀率之间存在正相关性。赵博、雍家胜(2004)的回归结果表明中国的菲利普斯曲线是符合简单预期的。

第三种是使用新凯恩斯菲利普斯曲线模型的实证研究。Scheibe和Vines(2005)使用中国季度数据估计了开放经济下基于产出缺口的前瞻性和后向性新凯恩斯菲利普斯曲线,发现产出缺口、汇率和通胀预期对中国通胀有显著作用。研究中国通胀的文献还比较少。仅有的几篇也是以开放经济中的菲利普斯曲线为主,还没有文献直接与Galíand Gertler等基准研究进行比较。

这些实证研究大大丰富了我们对菲利普斯曲线的理解。但是,这些研究还无法避免如下一些问题。首先,我国失业率缺乏波动性,使用失业率估计菲利普斯曲线会得到接近于垂直的菲利普斯曲线,但并不说明我国不存在菲利普斯曲线。其次,潜在产出和产出缺口虽然定义清晰,但是在实际中缺乏可靠的估计。使用卡尔曼滤波、BP滤波、HP滤波等方法所得到的趋势是否可以替代潜在产出是值得商榷的。最后,关于预期的处理大部分研究还停留在适应性预期的阶段,因而无法克服卢卡斯批判。

三、新凯恩斯菲利普斯曲线四因素模型

本节建立新凯恩斯菲利普斯曲线四因素模型。有两种交错定价研究框架可以借鉴。第一种类似于Sbordone(2002)的完整一般均衡模型,通过求解消费者的效用最大化问题、生产者的成本最小

化问题和交错定价问题来导出通胀的决定机制。第二种类似于 Galí 和 Gertler(1999)的模型,主要考察厂商的交错定价问题。相比而言,后者更加简洁。衡量一个模型的优劣并不在于模型是否复杂,而在于它是否兼顾了模型简洁性与模型和现实的接近性。因此,本文将成本推动冲击作为一个新的因素加入到 Galí 和 Gertler(1999)的新凯恩斯菲利普斯曲线三因素模型中。

与 Galí 和 Gertler(1999)的模型一样,本文的模型设定也是基于 Calvo(1983)的交错定价模型。每一个离散时刻,每一个厂商以概率 $1 - \theta$ 调整所生产商品的价格,而以概率 θ 保持价格不变。厂商分为两类:比例为 $1 - \theta$ 的厂商为前向型厂商,比例为 θ 的厂商为后向型厂商。前向型厂商按照 Galí 和 Gertler(1999)和 Calvo(1983)每一期最优地设定新价格,以使得损失目标函数最小化,而后向型厂商则使用简单规则来设定价格。按照以上模型设定,进一步列举如下三个假定:

假定一:经济中的总价格水平等于上一期价格水平和新设定价格的加权平均和,即

$$p_t = p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^* \quad (3.1)$$

其中 p_t^* 是经济中所有厂商所设定的新价格。

假定二:经济中所有厂商所设定的新价格,等于两类厂商所设定价格的加权平均和,即

$$p_t^* = (1 - \theta^F) p_t^F + \theta^B p_t^B \quad (3.2)$$

其中 p_t^F 是前向型厂商在 t 时所设定的新价格, p_t^B 是后向型厂商在 t 时所新设定的价格。

假定三:供给冲击只影响前向型厂商。

以上三个假定中,假定一和假定二与 Galí and Gertler(1999)模型中的假定是一致的,而假定三是本文模型的独特之处。假定供给冲击只影响前向型厂商是为了方便推导。如果放松该假定,后向型厂商也受到供给冲击,那么模型推导过程将会变得非常复杂。因此,按照模型精简性原则,本文采用假定三。

(一)前向型厂商的定价行为

为了简便起见,假设前向型厂商受到供给冲击后的总名义边际成本 TMC_t^m , 等于名义成本 MX_t^m 乘以供给冲击的 α 次方,即 $TMC_t^m = MC_t^m P(\alpha S_t)$, 其中 MC_t 是实际成本, P_t 是价格水平, αS_t 是供给冲击。方程两边取对数,除以平衡增长路径上的上述方程,并使用小写字母变量表示偏离平衡增长路径的百分比,可以得到 $tmc_t^m = mc_t + p_t + \alpha s_t$ 。因此,供给冲击后的总名义边际成本等于实际边际成本、价格和供给冲击之和,并且供给冲击对于总名义成本的影响权重为 α 。

在每一个时刻,前向型厂商选择最优重置价格 p_t^F , 以使得从此以后保持不变的价格路径与不存在价格粘性时的最优设定价格的路径尽可能一致,也就是最小化如下损失函数:

$$\min_{p_t^F} \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \theta)^j E_t (p_t^F - z_{t+j})^2$$

其中 z_{t+j} 是 $t + j$ 时不存在价格粘性时的最优设定价格。规划问题的最优重置价格的一阶条件为:

$$p_t^F = (1 - \theta) \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \theta)^j E_t z_{t+j}$$

假定不存在价格粘性时的最优设定价格是总名义成本的固定加成 $z_{t+j} = tmc_{t+j}^m + \mu$ 。为了方便计算,可以将 μ 简化为 0,这并不影响模型的推导。因此,前向型厂商依据未来的总名义成本来选择最优重置价格:

$$p_t^F = (1 - \theta) \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \theta)^j E_t tmc_{t+j}^m \quad (3.3)$$

也可以参考沃什(2004)第5章中的新凯恩斯菲利普斯曲线模型的推导过程。

参数 $1 - \theta$ 的含义是经济中价格保持不变的平均时间长度,这是因为概率结构是固定不变的,因而价格保持不变的平均时间长度是 $(1 - \theta) \sum_{j=0}^{\infty} j^{j-1} = 1/(1 - \theta)$ 。

(二) 后向型厂商的行为

假设后向型厂商新设定价格等于经济中上一期设定价格与上一期通胀率的和,即

$$p_t^B = p_{t+1}^* + \pi_{t-1} \quad (3.4)$$

其中 $\pi_{t-1} = p_{t-1} - p_{t-2}$ 是环比通胀率。将方程 (3.1) 和 $t+1$ 时刻的方程 (3.4) 合并,变形后得到后向型厂商设定价格高出经济中普遍价格水平的溢价为

$$p_t^B - p_t = -\pi_t + \frac{\pi_{t-1}}{1-\beta} \quad (3.5)$$

(三) 菲利普斯曲线

将方程 (3.1) 变形,得到通胀率为 $p_t - p_{t-1} = (1-\beta)(p_t^* - p_{t-1})$, 或者得到 $p_t - p_t^* = (p_{t-1} - p_t^*)$ 。合并这两个方程,得到如下关于通货膨胀的方程:

$$\pi_t = \frac{1-\beta}{\beta} [(1-\beta)(p_t^F - p_t) + (p_t^B - p_t)] \quad (3.6)$$

将方程 (3.3) 和方程 (3.5) 代入到方程 (3.6), 经过一系列较为复杂的数学变换, 得到如下新凯恩斯菲利普斯曲线四因素模型:

$$\pi_t = \beta_D mc_t + \beta_{OS} OS_t + \beta_F E_t \pi_{t+1} + \beta_B \pi_{t-1} \quad (3.7)$$

其中各个因素的系数定义为:

$$\beta_D = \frac{(1-\beta)(1-\beta)(1-\beta)}{\beta + \beta + (1-\beta)}, \quad \beta_{OS} = \frac{(1-\beta)(1-\beta)(1-\beta)}{\beta + \beta + (1-\beta)},$$

$$\beta_F = \frac{\beta}{\beta + \beta + (1-\beta)}, \quad \beta_B = \frac{\beta}{\beta + \beta + (1-\beta)}$$

参数 β_D 越大, 供给冲击对于通胀的影响就越大。参数 β_B 越大, 后向型厂商所占比例就越大, 那么通胀惯性对当前通胀的影响就越大。参数 β_F 越大, 通胀预期对当前通胀的影响就越大。

(四) 基于产出缺口和实际单位劳动成本的菲利普斯曲线

在本文模型框架下, 可以证明实际边际成本与产出缺口存在线性关系: $mc_t = ky_t$ 。将此比例关系代入到方程 (3.7), 得到基于产出缺口的四因素模型:

$$\pi_t = k \beta_D y_t + \beta_{OS} OS_t + \beta_F E_t \pi_{t+1} + \beta_B \pi_{t-1} \quad (3.8)$$

因此, 系数 $k, \beta_D, \beta_{OS}, \beta_F, \beta_B$ 分别度量超额需求、供给冲击、通胀预期和通胀惯性对通胀的影响。

当供给冲击对厂商没有影响时, $\beta_D = 0$, 那么 $\beta_{OS} = 0$, 而其他三个因素的系数 β_F, β_B 保持不变, 模型 (3.8) 即为 Gal í 和 Gertler (1999) 的混合新凯恩斯菲利普斯曲线三因素模型。当 $\beta_F = 0$ 时, 模型 (3.8) 则为前向型新凯恩斯菲利普斯曲线二因素模型。当时, 通胀预期对于当前通胀没有影响, 那么模型 (3.8) 本质上就是 Gordon (1996) 的“三角”模型。

由于在短期中, 厂商的资本投入保持不变, 所以厂商所面临的边际成本来自于供给冲击和劳动报酬支付。我们只考虑后者, 这是因为前者 (供给冲击) 已经用额外的变量 OS 进行度量了。那么, 实际边际成本等于生产额外一单位产出所导致的成本, $MC = C/Y = (W/P)/MP_N$, 其中 C 是成本, Y 是产出, W/P 是实际工资, N 是劳动投入数量, MP_N 是劳动的边际产出。若使用柯布一道格

限于篇幅, 文章没有给出详细数学推导。如需要详细证明过程, 请向作者索要。

参见沃什 (2004) 第 5 章的数学附录, 在所给出的模型设定下, 两者存在正比关系。在无可变资本的标准粘性价格模型框架中, Rotemberg and Woodford (1997) 证明了实际边际成本与产出缺口存在近似的线性关系。

为了得到更好的价格粘性程度估计结果, Gal í et al (2001) 假设实际边际成本是递增的, 从而各个系数的表达式发生变化。本文的模型没有采用这个假设, 是出于如下两点考虑。其一, 为了模型的简洁性。其二, 由于模型并没有发生变化, 发生变化的只是系数的具体表达式。如果考察重点只是各个因素对于通胀的影响的话, 那么过于细化模型的微观基础就没有必要。

拉斯型生产函数 $Y = AK^{\alpha}$, 那么实际边际成本等于 $(W/P)/(Y/N) = S$, 其中 $S = WN/(PY)$ 是总名义工资占总名义产出的百分比, 即单位劳动成本或者劳动收入份额。将上式取对数, 并除以平衡增长路径中的相应方程, 得到 $mc_t = s_t$, 即实际边际成本偏离稳态的百分比等于单位劳动成本偏离稳态的百分比。将此关系式代入方程 (3.7), 得到基于单位劳动成本的四因素模型:

$$s_t = \rho s_t + \alpha s_t + \beta E_t s_{t+1} + \gamma s_{t-1} \quad (3.9)$$

正如 Galí, Gertler and Lopez-Salido (2001) 所指出的, 相比产出缺口而言, 采用单位劳动成本的菲利普斯曲线模型的优点在于, 单位劳动成本不但可以衡量产出对通胀的影响, 还可以衡量工资对通胀的影响。这是基于单位劳动成本的菲利普斯曲线获得成功的原因。

四、数据

按照本文关于通胀模型的分析, 并基于我国统计规则和计量研究的惯例, 本文需要如下数据: 通货膨胀率、产出缺口、实际单位劳动成本、工资增长率、石油价格和通胀预期等。通胀预期数据来自于中国人民银行, 石油价格数据来自于中国石油天然气集团公司网站, 其余数据来自于中国国家统计局网站和各期《中国经济景气月报》。

新凯恩斯菲利普斯曲线模型强调微观基础和名义粘性, 因而不能选用年度数据。此外, 年度数据模型时间跨越比较长, 无法避免卢卡斯批判——政策环境和模型结构的变化导致参数估计的失灵。月度数据也不是好的选择, 因为月度数据存在较大的季节性波动, 并且频率过高, 会导致计量回归方程不稳定。因此, 按照菲利普斯曲线模型研究惯例, 本文选用中国季度数据进行实证研究, 时间跨度为 2000 年第 1 季度至 2007 年第 4 季度。

通货膨胀率。有两种常见的方法度量中国的通货膨胀率: GDP 平减指数的对数差分 and 居民消费价格指数的环比。我国的给定基期 GDP 指数只有年度数据, 无法得到季度数据, 故本文采取居民消费价格指数的环比来度量中国的通货膨胀率。

居民消费价格指数的环比和同比都是衡量通胀的常用指标, 但是对于本文而言, 必须采用季度环比。一方面, 本文所采用的模型将通胀率定义为价格水平的对数差分, 依据此含义不能使用同比, 而应该使用环比; 另外一方面, 在实践中 CPI 同比易受翘尾因素影响, 很大程度上依赖于上一年的价格水平, 可能得到物价上涨或者下降的假象。由于我国只发布月度的 CPI 环比, 而没有季度的 CPI 环比, 故将每个季度内的三个月的月度环比物价指数连乘, 即可得到季度的环比数据, 这里季度通货膨胀率为本季度最后一个月相对于上季度最后一个月价格变化率。

此外, 还需要将名义数据平减为实际数据的平减指数。使用 GDP 平减指数是比较常见的处理方法, 但由于本文没有采用 GDP 平减指数计算通胀率, 因而从模型数据匹配的角度考虑, 决定采用物价指数来代替平减指数。

产出缺口。产出水平使用国内生产总值 GDP 表示。实际 GDP 等于名义 GDP 除以 GDP 平减指数, 本文采用定基居民物价指数取代 GDP 平减指数。产出缺口定义为实际 GDP 偏离潜在 GDP 的百分比, 表示为对数实际 GDP 减去对数潜在产出。

潜在产出的计算方法主要有趋势分解法和经济结构估计法两大类。前者主要有回归分析法、HP 滤波方法和带通滤波法等。后者是利用经济理论分离出结构性和周期性因素对产出的影响, 典型的是生产函数法。本文选用 HP 滤波方法和二次时间函数回归两种方法对潜在产出进行估计。

边际成本和单位劳动成本。本文模型需要实际边际成本偏离稳态的百分比。按照前文所述, 边际成本等于单位劳动成本, 即人均工资除以人均产出, 也就是总名义报酬除以总名义产出。

Galí and Gertler (1999) 使用了同样的生产函数, 所得到的关于变量 s 的含义与本文一致。

Gal 和 Gertler(1999)采用的指标是非农业部门的单位劳动成本,但我国缺乏季度的城镇国内生产总值,所以无法直接采用这一指标。一种可行的处理办法是,假设在样本期间内城镇劳动收入占总劳动收入的比重不变,那么《中国经济景气月报》中的“城镇单位就业人员劳动报酬”占名义产出(GDP)的比例 S ,与城镇单位就业人员劳动报酬占城镇 GDP 比例 S 成正比,即 $S = kS$ 。采用 Gal 和 Gertler(1999)的建议,使用 $\log(S)$ 和 $\lg(S)$ 的均值来分别计算它们的稳态,那么 S 偏离稳态的百分比就等于 S 偏离稳态的百分比。因此,单位劳动成本 s 就等于 $\log(S)$ 与其稳态的差额,即 $\log(WN/PY) - \log(WN/PY)^*$ 。

工资增长率。使用 1999 年第 4 季度至 2007 年第 4 季度数据计算出城镇单位平均工资报酬的季度环比增长率,工资增长率可以近似等于城镇单位平均工资报酬的季度环比增长率。

供给冲击。现实中的供给冲击非常复杂,种类也非常多,但石油价格冲击是其中最为普遍的一种,在发达市场经济的国家尤其明显。此外,石油价格冲击比其他供给冲击更加容易度量。本文使用大庆石油价格季度增长率衡量供给冲击。大庆石油价格有每日交易价格,本文取每个季度末的价格当作本季度价格。

通胀预期。通胀预期获取方法及我国通胀预期数据详见下一节。

五、通胀预期的定量估计

(一)通胀预期的常见计算方法

研究人员通过所设计的调查问卷询问消费者对未来物价水平走势的看法,从而直接调查消费者的通货膨胀预期。但是,这是一种定性调查,调查得到的只是对通货膨胀预期的趋势化的估计,很难对调查结果进行进一步的解释和深入研究。因此,需要把这些定性调查数据转换为定量数据。这种通过调查数据来计算预期通货膨胀的方法,现在已经被证明是一种行之有效的处理方法,得到了广泛的应用。常见方法有差额法和概率法两种。下面简要介绍各种方法的计算公式。

差额法。假设调查问卷关于未来物价走势的候选答案有三项,选择“ $t+1$ 时期物价上升”的人数百分比为 R_t ,选择“ $t+1$ 时期物价不变”的人数百分比为 N_t ,选择“ $t+1$ 时期物价下降”的人数百分比为 F_t 。那么,净差额 B_t 是 R_t 和 F_t 之间的差额。净差额没有度量预期通货膨胀率本身,但刻画了预期的强度。净差额的数值处于 -1 到 1 之间。当净差额大于 0 时,认为物价将上升的人数百分比大于认为物价将下降的人数百分比,则对通货膨胀的预期上升。反之,当净差额小于 0 时,则对通货膨胀的预期下降。

Fluri 和 Spoerndli (1987)直接使用通胀率关于净差额的线性回归来计算预期通胀率,

$$E_t(E_{t+1}) = k(R_t - F_t) \quad (5.1)$$

其中 $E_t(E_{t+1})$ 表示在 t 期的消费者对 $t+1$ 期通货膨胀率的预期,系数 $k = \frac{\sum_{t=1}^T (R_t - F_t)}{\sum_{t=1}^T (R_t - F_t)}$ 。

虽然净差额反映了消费者的预期的强度,但是它忽略了问卷中回答“基本不变”的人数百分比,概率法可以避免这个问题。Theil (1952)首次提出概率法来分析商业问卷中有关物价趋势的调查,Carlson and Parkin (1975)等提出了各种改进算法。Carlson and Parkin (1975)提出的计算方法是针对候选答案为三个的问卷,与我国相关调查问卷的实际情况吻合,因此本文采用他们的计算方法。

本文所定义预期通胀率是指当期对下一期通胀率的预测值,而有些文献是指上一期关于当期通胀率的预测值。这两种处理方法没有本质区别,只是使用习惯和公式记号的区别。

概率法。概率法有两个基本假定。首先,所有被调查者关于未来物价的预期服从某个概率分布,此概率分布可能因人或时间而异,但是该分布将决定被调查者在问卷中的回答。其次,如果 t 期被调查者预期 $t+1$ 期通货膨胀率将位于以 0 为中心的区间 $(-a_t, a_t)$,那么他将在问卷中选择“基本不变”这一回答。这个区间被称为“敏感性区间”。

设 t 时期的调查人群对 $t+1$ 时期通货膨胀率的预期是一个随机变量,用 x_{t+1}^e 表示。设 x_{t+1}^e 的概率密度函数为 $f_{t+1}(x)$,而最终形成的预期通货膨胀率 $E_t(x_{t+1})$ 就是该分布的期望,即 $E_t(x_{t+1}) = E(x_{t+1}^e)$ 。预期 x_{t+1}^e 大于 a_t 的概率就是“认为 $t+1$ 时期物价上升”的人数百分比 R_t ,即 $P(x_{t+1}^e > a_t) = R_t$;预期 x_{t+1}^e 小于 $-a_t$ 的概率就是“认为 $t+1$ 时期物价下降”的人数百分比 F_t ,即 $P(x_{t+1}^e < -a_t) = F_t$;预期 x_{t+1}^e 位于区间 $[-a_t, a_t]$ 的概率就是“认为 $t+1$ 时期物价保持不变”的人数百分比 N_t ,即 $P(-a_t < x_{t+1}^e < a_t) = N_t$ 。

计算中需要 a_t 的具体数值,Carlson 和 Parkin(1975)的解决方法是假定 $a_t = a$,而且在样本期内,实际通货膨胀率平均值与预期通货膨胀率的平均值应该相等。因此可以估计出 a 的数值为

$$a = \frac{\sum_{t=1}^T [z_1(t) + z_2(t)]}{\sum_{t=1}^T [z_1(t) - z_2(t)]} \quad (5.2)$$

其中 $z_1(t), z_2(t)$ 依赖于概率分布函数。下面使用具体的概率分布函数来求预期通胀率。

如果认为个体预期通货膨胀率 x_{t+1}^e 服从正态分布,均值就是最终形成的预期通货膨胀率 $E_t(x_{t+1})$,标准差为 $std_t(x_{t+1})$ 。设 $\Phi(\cdot)$ 是标准正态分布的累积分布函数,令 $z_1(t) = \Phi^{-1}(R_t)$, $z_2(t) = \Phi^{-1}(1 - F_t)$,则调查人群的预期通货膨胀率和标准差分别为

$$E_t(x_{t+1}) = \frac{z_1(t) + z_2(t)}{z_1(t) - z_2(t)} a_t, std_t(x_{t+1}) = \left| \frac{2a_t}{z_1(t) - z_2(t)} \right| \quad (5.3)$$

常用的概率分布除了正态分布之外,还有均匀分布和 Logistic 分布。如果个体预期通货膨胀率服从均匀分布,有 $z_1(t) = (F_t - 0.5) \sqrt{12}$ 和 $z_2(t) = (0.5 - R_t) \sqrt{12}$,那么预期通货膨胀率及其标准差分别为

$$E_t(x_{t+1}) = \frac{R_t - F_t}{1 - R_t - F_t} a_t, std_t(x_{t+1}) = \left| \frac{a_t}{\sqrt{3}(1 - R_t - F_t)} \right| \quad (5.4)$$

同样地,如果采用 Logistic 分布,则有 $z_2(t) = \log(1/R_t - 1)\sqrt{3}$ 和 $z_1(t) = -\log(1/F_t - 1)\sqrt{3}$,那么预期通货膨胀率及其标准差为

$$E_t(x_{t+1}) = \frac{\log(1/F_t - 1) - \log(1/R_t - 1)}{\log(1/F_t - 1) + \log(1/R_t - 1)} a_t, std_t(x_{t+1}) = \left| \frac{2a_t}{\log(1/F_t - 1) + \log(1/R_t - 1)} \right| \frac{1}{\sqrt{3}}$$

(二)我国 2000 年以来的通胀预期

本文使用上述多种计算方法对中国人民银行季度全国城镇储户抽样调查数据进行计算并得出我国的通胀预期。中国人民银行的《居民储蓄问卷调查系统》采用标准化的调查问卷和访谈形式,从 1995 年开始,每年 2、5、8、11 月按季度在全国 50 个大、中、小城市同时对全国城镇储户进行抽样调查。每次调查的样本量为 2 万。调查问卷的 19 个问题涵盖了储户的动机和消费意向、对收入和物价的判断和预期、金融资产与负债状况,以及储户基本情况等四个方面内容。1999 年以来的新版《居民储蓄问卷调查系统》中关于物价的判断与预期的问题是:“您预计未来 3 个月物价水平将比

本文只给出了概率法的计算方程,关于概率法在中国的适用性问题以及各个公式的推导,请参见肖争艳、陈彦斌(2004, 2006)的详细讨论。

现在——”。备选回答分别是：“上升；基本不变；下降”。

本文采用多种方法计算中国 2000 年第 1 季度至 2007 年第 4 季度期间的预期通胀率。记号定义如下：CPI 是环比实际通胀率，B 是净差额，E. BALANCE 是采用净差额回归方法计算得到的预期通胀率，E. NORMAL 是采用正态分布概率法得到的预期通胀率，E. UNIFORM 是采用均匀分布概率法得到的预期通胀率，E. LOGISTIC 是采用 Logistic 分布概率法得到的预期通胀率。值得注意的是，净差额 B 并非预期通胀率，但是与各个预期通胀率都具有相同的走势，并且净差额本身没有经过任何处理，没有增加任何假定。因而净差额也是一个可以考虑的替换通胀预期的指标。

六、经验研究

本节使用中国数据对所提出的新凯恩斯菲利普斯曲线四因素模型给出最小二乘法估计和相应的协积检验。依据所提出的模型 (3.8) 和 (3.9)，构建如下相应的多元回归计量模型：

$$\pi_t = C + \sum_{i=0}^K D_{i,t} MC_{t-i} + \sum_{i=0}^K \alpha_{i,t} \pi_{t-i} + \beta E_t \pi_{t+1} + \sum_{i=1}^K \beta_{i,t} \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

其中 C 是常数， ε_t 是回归残差，K 是模型的滞后阶数， $E_t \pi_{t+1}$ 是基于微观调查数据的通胀预期。解释变量为四种类型的通胀形成因素：超额需求或边际成本、石油冲击、通胀预期和通胀惯性。边际成本将采用产出缺口和单位劳动成本两种超额需求的度量方法。关于是否引入当期的解释变量，研究文献中没有一致意见。许多关于菲利普斯曲线的计量研究只引入滞后的超额需求作为解释变量，而忽略当期的超额需求。这种处理方法不符合模型的原始涵义。因此，本文的计量模型中通胀惯性采用滞后 1 期至 K 期的通胀率，而边际成本和石油冲击除了滞后 1 期至 K 期的变量之外，还包含有当期的变量。这样既可以度量超额需求和石油供给对通胀的当期影响，也可以度量对未来通胀的滞后效应。

菲利普斯曲线计量模型中的滞后阶数 K 的选取需要仔细分析。Scheibe 和 Vines (2005) 和 Galí et al (2001) 等文献采用 K 等于 4，即滞后四个季度。通常比较规范的方法是采用 AIC 或 SC 等信息准则来选取 K 的大小。但这些信息准则都采用解释变量个数与样本个数的对比来衡量模型的简洁性，采用对数似然函数与样本个数的对比来衡量模型的精确性。本文样本个数较小，然而 K 越大，就越减少模型自由度。即使增加几个无关的滞后解释变量，K 的增大也会导致模型的拟合优度增加，从而对数似然函数显著增加。这使得 AIC 准则和 SC 准则会在小样本情形下做出错误判断。此外，本文所增加的额外解释变量是滞后变量，现实中间隔时间越长，滞后变量对当期通胀的影响越小。也就是说，模型的简洁性非常重要。因此，本文选取 K=1。

表 1 和表 2 分别给出了基于单位劳动成本和 HP 滤波产出缺口的多元线性回归模型 (6.1) 的估计结果。第 2 列中所采用的解释变量通胀预期为 E，第 3 列中所采用的通胀预期为 E. BALANCE，第 4 列中所采用的通胀预期为 E. NORMAL，第 5 列中所采用的通胀预期为 E. UNIFORM，第 6 列中

唐寿宁 (2007) 和陈彦斌 (2008) 所构建的物价预期指数与本文所构建的预期通胀率具有内在联系，但是构建方法完全不同。他们的算法是，根据居民预期未来 3 个月的物价与现在情况的比较，对居民的物价预期进行赋值：回答上升、基本不变和下降的分别赋值 1、2、3。物价预期指数等于居民物价预期的实际取值之和除以当居民全部预期物价下跌时取值之和而后乘以 100。该指数越高，则居民认为物价上涨的可能性越小，下跌的可能性越大。

几种方法的比较。使用 MAE、RMSE 和 TUI 三种预测性能指标，度量预期通货膨胀率与实际通货膨胀率之间的偏差。各种方法得到的预期通货膨胀率与实际通货膨胀率之间的偏差都比较接近。由均匀分布计算得到的预期通货膨胀率的误差最小。

当 K 从 1 增加到 4 时，基于单位劳动成本的模型 (6.4) 的确定系数 R² 分别为 0.6636、0.7128、0.8034 和 0.8728，增加幅度很明显。

无论是使用 HP 滤波产出缺口，还是使用时间二次函数产出缺口，模型 (6.5) 的估计结果非常接近。因此，本文只汇报使用 HP 滤波产出缺口的估计结果。

所采用的通胀预期为 E. LOGISTIC。表 1 和表 2 从第 3 行至第 9 行给出了各个解释变量的系数估计值,括号中数值是系数相应的 p 值。从第 10 行至第 16 行给出了回归方程的重要统计指标。

表 1 通胀关于单位劳动成本、石油价格增长率、通胀预期和通胀惯性的 OLS 回归

解释变量、统计量	通胀预期为 B	通胀预期为 E. BALANCE	通胀预期为 E. NORMAL	通胀预期为 E. UNIFORM	通胀预期为 E. LOGISTIC
C	- 0.0097 (0.0029)	- 0.0097 (0.0029)	- 0.0078 (0.0054)	- 0.0028 (0.1923)	- 0.0092 (0.0025)
s_t	0.0880 (0.0034)	0.0880 (0.0034)	0.0848 (0.0050)	0.0761 (0.0108)	0.0871 (0.0040)
s_{t-1}	- 0.0211 (0.1395)	- 0.0211 (0.1394)	- 0.0241 (0.0733)	- 0.0372 (0.0138)	- 0.0214 (0.1174)
α_t	0.0044 (0.7762)	0.0045 (0.7755)	0.0032 (0.8376)	0.0048 (0.7578)	0.0031 (0.8417)
α_{t-1}	- 0.0090 (0.3440)	- 0.0090 (0.3443)	- 0.0092 (0.3344)	- 0.0081 (0.4146)	- 0.0095 (0.3167)
$E_{t,t+1}$	6.8878 (0.0000)	3.3707 (0.0001)	3.0554 (0.0000)	1.9086 (0.0001)	3.3940 (0.0000)
r^1	- 0.5999 (0.0002)	- 0.5998 (0.0002)	- 0.5851 (0.0001)	- 0.5070 (0.0004)	- 0.6004 (0.0001)
确定系数 R^2	0.6636	0.6636	0.6643	0.6232	0.6727
回归标准误	0.0087	0.0087	0.0087	0.0092	0.0086
DW 统计量	2.2240	2.2243	2.1643	1.9670	2.2093
AIC 准则	- 6.4566	- 6.4567	- 6.4589	- 6.3432	- 6.4839
F 统计量	7.8902	7.8915	7.9167	6.6153	8.2194
F 统计量的 P 值	0.000091	0.000091	0.000089	0.000318	0.000067
回归残差 ADF 检验统计量	- 5.6027 (0.0000)	- 5.6032 (0.0000)	- 2.3998 (0.0184)	- 7.3317 (0.0000)	- 5.5398 (0.0000)
ADF 检验滞后阶数	2	2	3	0	2

表 1 和表 2 表明,通胀与边际成本、石油价格增长率、通胀预期、通胀惯性之间存在协积关系。关于协积的现代观点认为,并不需要被解释变量和各个解释变量都是同阶的积分序列,最关键的是要求回归残差是平稳序列。表的最后两行分别给出了各个回归方程残差的 ADF 检验统计量(括号中数值是相应 p 值)和滞后阶数。ADF 检验中由于残差的时间趋势和常数都不显著,所以再改为无常数项和线性时间调整项的 ADF 检验情形,并且 ADF 检验中滞后阶数由 SIC 准则来选取。表 1 和表 2 显示,各个模型的 ADF 统计量的 p 值都远小于 5%,因此拒绝残差存在单位根的原假设,即残差是平稳的,且通胀和边际成本、石油价格增长率、通胀预期、通胀惯性之间存在协积关系。

表 1 和表 2 的估计结果表明模型(6.1)的估计效果良好。所有方程的 F 统计量都大于 5%分位

一般的非平稳时间序列之间的线性回归的 t 检验和 F 检验是无效的。但是,如果非平稳时间序列之间有协积关系,那么线性回归的 t 检验和 F 检验是有效的,可以避免伪回归情形。

参见古扎拉蒂(2000)《计量经济学》中的相关论述。

点,相应 p 值都远小于 5%,说明各个方程整体都是显著的。各个方程的确定系数都在 0.66 左右,考虑到现实中十分复杂的通胀波动中的 66%可以由四个因素来解释,模型的拟合优度较高。表 1 中基于劳动成本回归模型的残差的 DW 统计量都在 2 左右,表明残差不存在自相关。而表 2 中基于产出缺口回归模型的残差的 DW 统计量只比 1 略大,表明残差存在自相关系数大约为 0.5 的正自相关。自相关的存在会导致最小二乘估计虽然是无偏的,但不是有效的。因此,表 1 和表 2 中的估计采用 Newey-West 异方差和自相关一致协方差进行计算,该协方差矩阵在同时存在未知形式的异方差和自相关时是一致的,从而可以得到更加可靠的标准差和 p 值。

表 2 通胀关于产出缺口、石油价格增长率、通胀预期和通胀惯性的 OLS 回归

解释变量、统计量	通胀预期为 B	通胀预期为 E. BALANCE	通胀预期为 E. NORMAL	通胀预期为 E. UNIFORM	通胀预期为 E. LOGISTIC
C	- 0.0099 (0.0087)	- 0.0099 (0.0087)	- 0.0086 (0.0083)	- 0.0048 (0.0627)	- 0.0096 (0.0067)
y_t	- 0.0043 (0.6979)	- 0.0043 (0.6994)	- 0.0032 (0.7629)	- 0.0020 (0.8559)	- 0.0035 (0.7495)
y_{t-1}	0.0569 (0.0000)	0.0569 (0.0000)	0.0579 (0.0000)	0.0583 (0.0000)	0.0576 (0.0000)
α_t	- 0.0032 (0.7987)	- 0.0032 (0.7998)	- 0.0049 (0.6946)	- 0.0061 (0.6442)	- 0.0045 (0.7202)
α_{t-1}	- 0.0079 (0.3594)	- 0.0079 (0.3600)	- 0.0079 (0.3399)	- 0.0068 (0.3888)	- 0.0082 (0.3334)
E_{t-1}	6.7401 (0.0001)	3.2975 (0.0001)	3.1338 (0.0000)	2.2889 (0.0000)	3.3564 (0.0000)
r^1	- 0.4010 (0.0001)	- 0.4007 (0.0001)	- 0.4118 (0.0000)	- 0.4132 (0.0001)	- 0.4071 (0.0000)
确定系数 R^2	0.6660	0.6659	0.6845	0.6703	0.6821
回归标准误	0.0087	0.0087	0.0084	0.0086	0.0085
DW 统计量	1.0426	1.0423	1.1074	1.1297	1.0983
AIC 准则	- 6.4639	- 6.4635	- 6.5206	- 6.4767	- 6.5133
F 统计量	7.9767	7.9720	8.6763	8.1312	8.5838
F 统计量的 P 值	0.000084	0.000084	0.000045	0.000073	0.000048
回归残差 ADF 检验统计量	- 4.4431 (0.0001)	- 4.4419 (0.0001)	- 2.4341 (0.0168)	- 4.8264 (0.0000)	- 2.3810 (0.0191)
ADF 检验滞后阶数	0	0	1	0	1

在通胀的四个决定因素中,通胀预期对当前通胀的影响最显著,通胀惯性次之,单位劳动成本或产出缺口第三,而石油供给冲击的影响不显著。

(1) 通胀预期的系数大于 1,说明通胀预期对于通胀具有重要的作用,降低通胀的关键是降低公众对未来通胀的心理预期。

本文采用了 B、E. BALANCE、E. NORMAL、E. UNIFORM、E. LOGISTIC 五种度量方法来刻画回归模型中通胀预期解释变量。其中净差额 B 与预期通胀率并不具有相同的量纲,但是考虑到净差额直接采用了没有经过处理的预期调查数据本身,信息失真少,因此也纳入通胀的解释变量。表 1 和

值得注意的是,常数 C 不必等于 0,这是因为石油价格增长率、通胀预期和净差额三类变量都没有去掉稳态值(趋势值)。

表 2 显示,各个模型中通胀预期的系数都是正的,并且是显著的。在五种预期度量方法中,B 的系数最大,是其它通胀预期变量系数的两倍,这是因为 B 的量纲特殊性。单位劳动成本模型和产出缺口模型中的 E. UNIFORM 的系数分别为 1.9086 和 2.2889,在五种预期度量方法中是最小的。

通胀预期系数的最小二乘法估计值大于 1,这是合理的。首先,方程(3.7)表明,主观贴现因子小于 1,并不说明通胀预期的系数 β 一定小于 1。其次,虽然预期通胀率是依据实际通胀率计算得到的,但是毕竟与实际通胀率是两类不同属性的指标。实际通胀率 CPI 具有较大的波动性,而各种预期通胀率较为平稳,这反映出经济参与者对于未来通胀率的预测是平稳的,因此如把较为平稳的通胀预期作为解释变量,要对具有较大波动性的 CPI 有解释能力,其系数就会大于 1。最后,即使通胀预期是理性预期,参与者的预期存在模糊性,调查时间的错位加上信息的失真也会导致通胀预期对当期通胀的影响大于 1。

(2) 我国通胀惯性具有反转性。

滞后通胀率的系数是显著的,但符号是负的。这一现象与大量文献中汇报的美国和欧盟等国家和地区存在的现象不一致,但是与 Sanchez(2006)发现的日本通胀中存在的通胀惯性是一致的。产生这个现象的原因在于,本文使用的是环比通胀率,呈波浪形状,因此导致滞后通胀率具有反转性。

(3) 当期单位劳动成本和滞后一期的产出缺口是显著的,系数分别大约在 0.08 和 0.05 左右,说明超额需求对于通胀的影响存在,但是程度较为有限。

表 1 和表 2 中的估计结果表明单位劳动成本和产出缺口都对通胀具有解释能力,只是影响的时间延迟程度不同而已。在表 1 的各个回归模型中,当期的单位劳动成本的系数大约为 0.08,其 p 值都远小于 5%,系数是显著为正的,滞后一期的单位劳动成本的系数的 p 值都大于 5%,是不显著的。单位劳动成本对通胀的影响不具有滞后性的原因可能是单位劳动成本由劳动报酬和产出两个变量生成,而劳动报酬对于通胀的影响是即期的。

相比之下,在表 2 的各个回归模型中,当期的产出缺口的系数的 p 值都远大于 5%,是不显著的;滞后一期的产出缺口的系数大约为 0.05,其 p 值都小于 5%,系数是显著为正的。Galí 和 Gertler(1999)使用美国数据指出,单位劳动成本是比产出缺口更加优良的通胀驱动因素。本文的这一结果修正了 Galí 和 Gertler 的判断,表明单位劳动和产出缺口都对通胀具有解释能力,只是产出缺口对通胀的影响具有滞后性。

(4) 在 2000 年至 2007 年期间,石油冲击对于我国的通胀没有解释能力。

石油冲击没有解释能力可能有两个原因。首先,我国对石油价格实行管制。我国目前石油的定价机制是,中国的原油价格与国际接轨,而成品油零售价则由国家高度管制。但是,以石油为主要原料的产品价格没有管制,因此石油价格与居民物价指数之间缺乏直接的关联性。其次,本文研究数据的时间区间选取为 2000—2007 年,所得到的计量结论受数据和经济政策的限制。因此,石油冲击没有解释能力并不意味着理论模型的失误。从长期来看,石油价格冲击必然会对通胀产生直接的影响。这是因为一般而言,用价格管制来控制通货膨胀只能使通胀作时间上的延迟,一旦放开价格,就会发生报复性反弹,价格管制的时间越长,反弹的幅度就越大;此外,长期补贴油价的财政压力和财政风险也很大。

相比之下,在 GMM 估计中,采用下一期的实际通胀率在当期的投影作为预期通胀率,预期通胀率和实际通胀率本质上是同一类指标,因此模型的收敛性可以保证通胀预期的系数略小于 1。

通胀预期为 E. UNIFORM 的回归模型是例外,滞后一期的单位劳动成本具有解释能力,其系数的 p 值为 0.0138,小于 5%。

参见 Galí et al(2001)的方程(1),其中传统菲利普斯曲线形式中只采纳了滞后一期的产出缺口。

七、结 论

通货膨胀是当前中国宏观经济的核心问题之一。近十年来,我国的通货膨胀率从较低水平逐渐升高,特别是近两年的相对高位运行,已经引起了广泛的关注和讨论。理解我国的通货膨胀的产生原因和动态性质对于制定合理的宏观调控政策具有重要的意义(陈彦斌、马莉莉,2007)。

现实中通货膨胀是多种因素综合造成的,因此能够反应通货膨胀情况的菲利普斯曲线也应该考虑多个方面的因素。本文提出了包含需求拉动、成本推动、通胀惯性和通胀预期的新凯恩斯菲利普斯曲线四因素模型,并在模型的计量分析中使用基于微观调查数据的通胀预期以确保最小二乘法多元回归的稳健性。本文模型推广了 Gordon(1996)的三角模型和 Galí和 Gertler(1999)的混合模型等经典菲利普斯曲线模型,兼顾了理论的完整性和经验研究的稳健性。本文使用中国宏观经济季度数据对所提出的四因素模型进行了协积计量检验,估计结果稳健可靠,主要有如下结论:

首先,新凯恩斯菲利普斯曲线模型的最小二乘估计比 GMM 估计更具有稳健性。GMM 估计符合理论原意,但对于工具变量的选择太过于敏感,工具变量集的略微改变会引起参数估计的显著变动,这使得模型实际应用起来极为困难。相比之下,本文使用基于微观调查数据的通胀预期,从而可以构建多元线性回归模型,其协积检验充分保证了参数的最小二乘估计是稳健可靠的。

其次,在通胀的四个决定因素中,通胀预期对当前通胀的影响最显著,通胀惯性次之,单位劳动成本或产出缺口排第三,但是程度较为有限,而石油供给冲击的影响不显著。本文采用了多种通胀预期度量方法来刻画回归模型中的通胀预期解释变量。通胀预期的系数大于 1,说明通胀预期对于通胀的性质具有重要的作用。降低通胀的关键是降低公众对未来通胀的心理预期。

最后,单位劳动成本和产出缺口都对通胀具有解释能力,只是产出缺口对通胀的影响具有滞后性。单位劳动成本对通胀的影响不具有滞后性的原因可能是单位劳动成本由劳动报酬和产出这两个变量生成,而劳动报酬对于通胀的影响是即期的。本文这一结果修正了 Galí和 Gertler(1999)使用美国数据认为产出缺口没有意义的判断。

参考文献

- 陈彦斌,2008:《中国当前通货膨胀形成原因经验研究:2003—2007》,《经济理论与经济管理》第 2 期。
- 陈彦斌、马莉莉,2007:《中国通货膨胀的福利成本研究》,《经济研究》第 4 期。
- 范从来,2000:《菲利普斯曲线与我国现阶段的货币政策目标》,《管理世界》第 6 期。
- 古扎拉蒂,2000:《计量经济学》,中国人民大学出版社。
- 刘斌、张怀清,2001:《我国产出缺口的估计》,《金融研究》第 10 期。
- 刘凤良、张海阳,2004:《菲利普斯曲线研究新进展》,《经济理论与经济管理》第 7 期。
- 石柱鲜、黄红梅、石庆华,2004:《关于中国潜在 GDP 与景气波动、通货膨胀率的经验研究》,《世界经济》第 8 期。
- 唐寿宁主编,2007:《中国城镇居民金融参与报告》,奥尔多投资研究中心。
- 沃什,2004:《货币理论与政策》,上海财经大学出版社。
- 肖争艳、陈彦斌,2004:《中国通货膨胀预期研究:调查数据方法》,《金融研究》第 11 期。
- 肖争艳、陈彦斌,2006:《宏观经济预期的测度——基于行为经济学的调查方法研究》,《中国人民大学学报》第 3 期。
- 肖争艳、唐寿宁、石冬,2005:《中国通货膨胀预期异质性研究》,《金融研究》第 9 期。
- 赵博、雍家胜,2004:《菲利普斯曲线研究在中国的实证分析》,《管理世界》第 9 期。
- 张焕明,2003:《1979—2000 年我国菲利普斯曲线的实证研究》,《管理科学》第 2 期。
- Calvo, G. A., 1983, "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12. pp. 383—398.
- Carlson, J. A., Parkin J. M., 1975, "Inflation Expectations", *Economica*, Vol. 42, No. 166, pp. 123—138.
- Fluri, R., Spoerndli, E., 1987, "Rationality of Consumers' Price Expectations—Empirical Tests using Swiss Qualitative Survey Data", paper presented to 18th CIRET Conference.
- Fuhrer, J. C and G. R. Moore, 1995, "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1. pp. 127—129.
- Friedman, M., 1968, "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, Vol. 58, No. 1. pp. 1—17.

- Gal í, Jordi and Mark Gertler , 1999 , “ Inflation Dynamics : A Structural Econometric Approach ” , *Journal of Monetary Economics* , 44 (2) , October , 195 —222.
- Gal í, Jordi , Mark Gertler , and David L. Pérez-Salido , 2001 , “ European Inflation Dynamics ” , *European Economic Review* , 45 (7) , 1237 —1270.
- Gordon , R.J. , 1996 , “ The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy ” , NBER Working Paper , No. 5735 , August.
- Hansen, Lars Peter and Kenneth J. Singleton , 1982 , “ Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models ” , *Econometrica* , Vol. 50 , No. 5 , pp. 1269 —1286.
- Lipsey , R. G. , 1960 , “ The Relationship between Unemployment and the Rate of Changes of Money Wage Rates in The UK, 1862 —1957 : A Further Analysis ” , *Econometrica* , Vol. 27 , No. 105 . pp. 1 —31.
- Lucas , Robert E. , Jr. , 1972 , “ Expectations and the Neutrality of Money ” , *Journal of Economic Theory* , Vol. 4 , pp. 103 —124.
- Lucas , R. E. Jr. , 1973 , “ Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs ” , *American Economic Review* , Vol. 63 , No. 3 . pp. 326 —334.
- Mehra , Y. P. , 2002 , “ Survey Measures of Expected Inflation : Revisiting the Issues of Predictive Content and Rationality ” , *Economic Quarterly* , Vol. 88/3 , pp. 17 —36.
- Phelps , E. S. , 1967 (Jul. -Aug. , 1968) , “ Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium ” , *Journal of Political Economy* , Vol. 76 , No. 4 , Part 2 : Issues in Monetary Research , pp. 678 —711.
- Phillips , A. W. , 1958 , “ The Relation between Unemployment and The Rate of Changes of Money Wage Rates in The United Kingdom , 1861 —1957 ” , *Econometrica* , Vol. 25 , No. 100 . pp. 183 —199.
- Rotemberg , Julio J. and Michael Woodford , 1997 , “ An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy ” , *NBER Macroeconomics Annual* , Vol. 12 , pp. 297 —346.
- Samuelson , P. A. and R. M. Solow , 1960 , “ Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy ” , *American Economic Review* , Vol. 50 , No. 2 , pp. 177 —194.
- Sanchez , D. A. , 2006 , “ A New Keynesian Phillips Curve for Japan ” , working paper.
- Sargent , T.J. , 1971 , “ A Note on the Accelerationist Controversy ” , *Journal of Money , Credit and Banking* , Vol. 3 . pp. 721 —725.
- Sbordone , A. , 2002 , “ Prices and Unit Labor Costs : A New Test of Price Stickiness ” , *Journal of Monetary Economics* , 49 , pp. 265 —292.
- Scheibe J. and D. Vines , 2005 , “ A Phillips Curve For China ” , CAMA Working Paper , February.
- Taylor , J. B. , 1980 , “ Aggregate Dynamics and Staggered Contracts ” , *Journal of Political Economy* , Vol. 88 , 1 —22.
- Theil , H. , 1952 , “ On The Time Shape of Economic Microvariables and The Munich Business Test ” , *Review of the International Statistical Institute* , Vol. 20 , No. 2 , pp. 105 —120.
- Xiao , Zhiguo , Mari Paltay , and Jun Shao , 2008 , “ A United Theory for GMM Estimation in Panel Data Models with Measurement Error ” , University of Wisconsin , working paper.

Research on New Keynesian Phillips Curve in China

Chen Yanbin

(School of Economics , Renmin University of China)

Abstract : This paper presents a four-factor model of New Keynesian Phillips Curve , including the demand pull inflation , cost push inflation , inflation expectation , and inflation persistence. The new model extends Gordon 's (1996) triangle model and Gal í and Gertler 's (2000) hybrid model , and it is theoretically complete. This paper tests the new model by using China 's data , in which the inflation expectation is based on the micro-survey data. The results show that the OLS estimates of the new model are more robust than GMM estimates. Among the four factors of inflation , the inflation expectation has the most significant effect on the inflation , followed by inflation persistence and the unit labor cost or the output gap , and the oil price shock has an insignificant effect.

Key Words : New Keynesian ; Phillips Curve ; Inflation ; Expectation ; Macroeconomy

JEL Classification : E31 , E41 , E17

(责任编辑:晓 喻)(校对:子 璇)