

核心通货膨胀:理论模型与经验分析*

侯成琪 龚六堂 张维迎

内容提要:现有的核心通货膨胀计算方法假设各种商品和服务的价格变化可以表示为核心通货膨胀与异质性相对价格变化之和,然而这种价格变化的分解方式既缺乏理论基础又违背经济直觉。本文将经典的新凯恩斯模型推广到多部门情形,证明了多部门新凯恩斯菲利普斯曲线,提出了各部门商品价格变化的理论分解公式。以这个分解公式为理论基础,本文提出了估计核心通货膨胀的计量经济模型及其两阶段估计方法,给出了根据稳态权重估计核心通货膨胀的简便方法,估计出了我国的核心通货膨胀。有效性检验表明,根据两阶段估计方法和基于稳态权重的估计方法得到的核心通货膨胀都是有效的核心通货膨胀度量。

关键词:核心通货膨胀 新凯恩斯菲利普斯曲线 多部门经济

一、引言

货币政策的长期中性已经被各国中央银行和经济学家广泛接受。在中长期,货币政策只能影响通货膨胀,对真实产出、真实消费和真实投资等真实变量没有影响。因此,越来越多的中央银行明确或者隐含地实行通货膨胀目标制,即使是没有实行通货膨胀目标制的国家,稳定物价也是货币政策的重要目标之一。既然通货膨胀已经成为货币政策的重要目标甚至是中长期的唯一目标,那么准确地度量通货膨胀就显得尤为重要。

目前各国中央银行普遍采用的通货膨胀指标是CPI通货膨胀率。由于CPI度量的是生活成本,因此CPI通胀率也是居民最关心的通货膨胀指标。然而,Bryan & Cecchetti(1993)指出,由于如下两个方面的原因,CPI通胀率不适合作为货币政策的通货膨胀目标:(1)CPI通胀率包含由非货币事件(比如,部门特有的冲击)所导致的暂时性噪声;(2)CPI通胀率包含由支出比例加权所导致的权重偏差。Mankiw & Reis(2003)建立了一个以稳定产出和稳定物价为目标的货币政策评价模型,发现将CPI通胀率作为货币政策的通货膨胀目标会导致产出剧烈波动。这些研究表明度量生活成本变化的CPI通胀率并不适合作为货币政策的通货膨胀目标。

作为货币政策的通货膨胀目标,除了CPI通胀率之外,另一个备受关注的通货膨胀度量方法是核心通货膨胀(core inflation)。核心通货膨胀的概念是在20世纪70年代被提出的。当时石油出口国大幅度提高原油价格,导致发达的工业化国家发生了严重的成本推动型通货膨胀,而抑制通货膨胀的紧缩性货币政策又导致经济的停滞。当时的学者经过反思后认为,在监测通货膨胀和制定货币政策时,需要将CPI通胀率分解成两部分:一部分是由总供给与总需求决定的趋势性成分,被称为核心通货膨胀;另一部分是由食品或能源价格波动所决定的暂时性成分,被称为非核心通货膨胀或暂时通货膨胀。个别商品价格的暂时性上涨只会引起CPI通胀率的暂时性上升,当这种暂时

* 侯成琪,武汉大学经济与管理学院,北京大学光华管理学院,邮政编码:100871,电子信箱:cqhhou@126.com;龚六堂、张维迎,北京大学光华管理学院,邮政编码:100871,电子信箱:ltgong@gsm.pku.edu.cn,myzhang@gsm.pku.edu.cn。作者感谢国家杰出青年科学基金(70725006)、国家自然科学基金(70801046;70771083)和中国博士后科学基金(201004-70119)的资助,感谢两位匿名审稿专家对本文提出的宝贵修改建议,文责自负。

性上涨结束后,CPI通胀率将会回落。CPI通胀率的这种暂时性波动不应该影响中央银行的决策,中央银行应该根据CPI通胀率的趋势性成分即核心通货膨胀制定货币政策。

虽然核心通货膨胀的概念已经被广泛接受,但是关于如何计算核心通货膨胀,还存在很多争议,还没有一种既有理论基础又被广泛接受的计算方法。根据Silver(2007)和Wynne(2008)对核心通货膨胀的概念和计算方法的回顾,本文将核心通货膨胀的计算方法分为如下的两类:^①

(1) 基于波动性的计算方法(methods based on volatility),主要包括剔除法(exclusion method)、加权中位数法(weighted median method)、截尾平均法(trimmed mean method)、波动性加权法(volatility weighted method)。这类方法的特点是,根据各类商品价格波动性的大小给各类商品重新赋权。剔除法是剔除价格易受非经济因素影响且波动剧烈的商品(相当于权重等于0),根据剩余的各类商品的价格通过支出比例加权来计算核心通货膨胀,比如最常用的剔除食品和能源的核心通货膨胀度量。加权中位数法和截尾平均法都需要首先将各类商品按照价格波动性排序,加权中位数法根据位于中位数上的那类商品的价格计算核心通货膨胀,而截尾平均法是在剔除一定比例的高波动性和低波动性的商品之后,根据剩余的各类商品的价格通过支出比例加权来计算核心通货膨胀。波动性加权法是以各类商品价格的方差的倒数为权重,通过对各类商品的价格进行加权平均来计算核心通货膨胀。

(2) 基于动态因子的计算方法(methods based on dynamic factor)。Bryan & Cecchetti(1993)、Cristadoro et al.(2005)和Reis & Watson(2010)假设各类商品的价格变化中都包含有一个共同的动态因子,这个动态因子表示的所有商品的共同价格变化趋势就是核心通货膨胀。他们将各类商品的价格变化分解为:

$$\pi_t^j = \pi_t^* + x_t^j \quad (j = 1, 2, \dots, J) \quad (1)$$

其中 π_t^j 表示第j种商品在第t期的价格变化; π_t^* 表示第t期所有商品价格的共同变化趋势,即核心通货膨胀; x_t^j 表示第j种商品在第t期的异质性(idiosyncratic)相对价格变化。因为相对价格变化与货币购买力的变化无关,所以不应该纳入核心通货膨胀度量中。要在所有商品和服务的价格变化中提取出共同的动态因子——核心通货膨胀,需要借助于复杂的计量经济模型。常用的方法有两种,一种是将估计核心通货膨胀的计量经济模型表示成状态-空间模型(state space model)的形式并用卡尔曼滤波(Kalman Filter)估计不可观测的核心通货膨胀,一种方法是利用Forni et al.(2000, 2005)提出的广义动态因子模型(Generalized Dynamic Factor Model)来估计核心通货膨胀。Bryan & Cecchetti(1993)采用了卡尔曼滤波,Cristadoro et al.(2005)采用了广义动态因子模型,而Reis & Watson(2010)则采用了卡尔曼滤波和广义动态因子模型两种方法。

实际上,基于波动性的计算方法也采用了式(1)所示的价格变化分解公式。根据核心通货膨胀的定义,核心通货膨胀 π_t^* 与异质性相对价格变化 x_t^j 不相关,因此 π_t^j 的方差等于 π_t^* 的方差与 x_t^j 的方差之和。因为核心通货膨胀 π_t^* 是所有 π_t^j 共有的部分,所以异质性相对价格变化 x_t^j 的方差越大(这表示异质性相对价格变化在商品价格变化中所占比重越大)则 π_t^j 的方差越大,相应的在核心通货膨胀中的权重就越小。

由上面的介绍和分析可知,不管是基于波动性的计算方法还是基于动态因子的计算方法,均假设各种商品的价格变化可以按照式(1)所示的方式表示为核心通货膨胀与异质性相对价格变化之

^① 除了这两类计算方法之外,Quah & Vahey(1995)从货币政策的长期中性出发,认为在长期中对产出没有影响的那部分通货膨胀就是核心通货膨胀,提出了一个根据受约束VAR模型估计核心通货膨胀的方法。这个核心通货膨胀的计算方法没有考虑个体商品和服务的价格变化,损失了其中包含的核心通货膨胀信息。在理论上,这种计算方法也受到了一些经济学家的批评。比如,Bryan & Cecchetti(1994)和Cogley(2002)认为这种计算方法依赖于特定的结构化宏观经济模型从而不够稳健。

和。然而,式(1)是一个完全经验性的分解公式,缺乏理论基础,这使得估计核心通货膨胀完全成为一个计量经济问题。而且,式(1)假设核心通货膨胀对所有商品的价格变化具有相同的影响,这是有悖经济直觉的。至少从价格粘性的角度来说,不同类型商品的价格粘性程度是不同的,价格粘性越弱,则商品价格对核心通货膨胀的反应就越快。比如,张成思(2009)的经验分析表明,货币政策变化与不可预料的随机货币政策冲击对我国CPI的各大类通货膨胀指标的影响存在明显差异。

下文的结构安排如下:第二部分证明多部门新凯恩斯菲利普斯曲线,提出商品价格变化的理论分解公式;第三部分提出估计核心通货膨胀的计量经济模型及其两阶段估计方法,并估计我国的核心通货膨胀;第四部分为结论和展望。

二、多部门新凯恩斯菲利普斯曲线和商品价格变化的分解公式

新凯恩斯菲利普斯曲线(New Keynesian Phillips Curve)是目前描述通货膨胀动态特征的主流方法。然而,现有的新凯恩斯菲利普斯曲线是在单部门新凯恩斯模型中推导出来的,只能描述总体经济的通货膨胀。要想得到计算核心通货膨胀所需的各类商品价格变化的分解公式,需要证明描述各类商品价格变化的部门新凯恩斯菲利普斯曲线。本节将新凯恩斯模型推广到多部门情形,证明多部门新凯恩斯菲利普斯曲线,在此基础上提出商品价格变化的理论分解公式。

假设经济存在一个代表性家庭、一个完全竞争的最终商品生产商、 J 个中间商品生产部门,而每个中间商品生产部门都由连续统 $(0,1)$ 上的垄断竞争厂商组成。在每一期,代表性家庭理性选择消费水平、劳动供给和资本积累;中间商品生产部门 j 中的所有垄断竞争厂商向代表性家庭租赁资本和雇佣劳动来生产中间商品 j ,然后以垄断竞争的价格向最终商品生产商出售中间商品 $j(j=1,2,\dots,J)$;最终商品生产商以 J 种中间商品作为投入生产最终商品,并以完全竞争的价格出售给家庭。因为代表性家庭是价格的接受者,在证明新凯恩斯菲利普斯曲线时并不涉及家庭的决策,所以下面仅给出最终商品生产商和中间商品生产商的行为模型。

(一) 最终商品生产商

假设最终商品生产商以价格 P_t^j 向第 j 个中间商品生产部门中的厂商 i 购买 Y_t^{ij} 单位的中间商品 j ,首先采用如下技术生产复合中间商品:

$$Y_t^j = \left(\int_0^1 (Y_t^{ij})^{\frac{(\varepsilon^j-1)}{\varepsilon^j}} di \right)^{\varepsilon^j / (\varepsilon^j-1)} \quad (2)$$

然后采用如下技术生产最终商品:

$$Y_t = \prod_{j=1}^J (\xi^j)^{-\varepsilon^j} (Y_t^j)^{\xi^j} \quad (3)$$

其中 $\sum_{j=1}^J \xi^j = 1$ 。这种生产技术具有如下特点:第一,因为每一个中间商品生产部门都由连续统 $(0,1)$ 上的垄断竞争厂商组成,所以根据Dixit & Stiglitz(1977),采用式(2)所示的常数替代弹性生产函数将同类但是存在差异的中间商品加总成为复合中间商品,其中 ε^j 为第 j 种中间商品的需求价格弹性;第二,根据Bouakez et al. (2009),采用式(3)所示的柯布-道格拉斯生产函数将不同种类的复合中间商品加总成为最终商品,其中 ξ^j 为第 j 种中间商品在总支出中所占的比重。

完全竞争的最终商品生产商在最终商品价格 P_t 、复合中间商品价格 P_t^j 和中间商品价格 P_t^{ij} 给定的条件下选择 Y_t^{ij} 以实现利润最大化。最终商品生产商的优化问题可以分为两个阶段。第一个阶段选择复合中间商品的产量 Y_t^j ,优化问题为:

$$\max_{\{Y_t^j\}} P_t \prod_{j=1}^J (\xi^j)^{-\varepsilon^j} (Y_t^j)^{\xi^j} - \sum_{j=1}^J P_t^j Y_t^j \quad (4)$$

其最优解为:

$$Y_t^j = \xi^j P_t Y_t / P_t^j \quad (5)$$

第二个阶段选择中间商品的采购量 Y_t^{ij} , 优化问题为:

$$\max_{\{Y_t^{ij}\}} P_t \prod_{j=1}^J (\xi^j)^{-\varepsilon^j} \left(\int_0^1 (Y_t^{ij})^{(\varepsilon^j-1)/\varepsilon^j} di \right)^{\varepsilon^j/(\varepsilon^j-1)} - \sum_{j=1}^J \int_0^1 P_t^{ij} Y_t^{ij} di \quad (6)$$

其最优解为:

$$Y_t^{ij} = (P_t^{ij}/P_t^j)^{-\varepsilon^j} Y_t^j \quad (7)$$

将式(5)代入式(3), 得到最终商品的价格为:

$$P_t = \prod_{j=1}^J (P_t^j)^{\varepsilon^j} \quad (8)$$

如果将式(8)左右两边取自然对数, 则得到 $p_t = \sum_{j=1}^J \xi^j p_t^j$, 这就是统计中常用的支出加权的价格指数(注:在本文中小写字母表示的变量是对应的大写字母表示的变量的自然对数)。

将式(7)代入式(2), 得到第 j 种复合中间商品的价格为:

$$P_t^j = \left(\int_0^1 (P_t^{ij})^{1-\varepsilon^j} di \right)^{1/(1-\varepsilon^j)} \quad (9)$$

式(9)就是单部门新凯恩斯模型中的价格指数。

(二) 中间商品生产商

每个中间商品生产部门都由连续统 $(0, 1)$ 上的垄断竞争厂商组成, 在每一期只有部分厂商可以重新定价。采用 Calvo (1983) 提出的随机价格调整模型, 假设在每一期第 j 个中间商品生产部门的厂商重新定价的概率为 $1 - \theta^j$, 其中 θ^j 为价格粘性指数, θ^j 越大则价格粘性越强。因为第 j 个中间商品生产部门的所有厂商具有相同的生产技术, 面临相同的需求函数, 所以在重新定价时会选择相同的最优价格 P_t^{j*} , 从而在第 t 期第 j 种中间商品的价格水平为:

$$P_t^j = (\theta^j (P_{t-1}^j)^{1-\varepsilon^j} + (1 - \theta^j) (P_t^{j*})^{1-\varepsilon^j})^{1/(1-\varepsilon^j)} \quad (10)$$

定义第 j 个中间商品生产部门的通货膨胀为 $\pi_t^j = p_t^j - p_{t-1}^j$, 将式(10)在零通胀稳态附近对数线性化后得到:

$$\pi_t^j = (1 - \theta^j) (p_t^{j*} - p_{t-1}^j) \quad (11)$$

假设第 j 个中间商品生产部门的成本函数为 $\psi^j(\cdot)$ 。因为中间商品生产部门的成本取决于各种投入品的价格、工资水平和资本租金等众多因素, 所以采用一般价格水平(在本文中是最终商品的价格水平)折算中间商品生产部门的真实边际成本。从而, 第 j 个中间商品生产部门的真实边际成本可以表示为 $MC_t^j \equiv d\psi^j(Y_t^j)/P_t dY_t^j$ 。中间商品生产厂商通过求解如下的优化问题来重新定价:

$$\max_{P_t^{j*}} \sum_{k=0}^{\infty} (\theta^j)^k E_t \{ Q_{t+k} (P_t^{j*} Y_{t+k}^{ij} - MC_{t+k}^j P_{t+k} Y_{t+k}^{ij}) \} \text{ s. t. } Y_{t+k}^{ij} = (P_t^{j*}/P_{t+k}^j)^{-\varepsilon^j} Y_{t+k}^j \quad (12)$$

其中 $Q_{t+k} = \beta^k (C_{t+k}/C_t)^{-\sigma} (P_t/P_{t+k})$ 为名义支付的折现因子(假设厂商采用与代表性家庭相同的方式对名义支付进行折现) β 为代表性家庭的效用折现因子, C_t 为代表性家庭在第 t 期的消费, σ 为相对风险厌恶系数。一阶条件为:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\theta^j)^k E_t \left\{ Q_{t+k} Y_{t+k}^{ij} \left(P_t^{j*} - \frac{\varepsilon^j}{\varepsilon^j - 1} MC_{t+k}^j P_{t+k} \right) \right\} = 0 \quad (13)$$

其中 $M^j \equiv \varepsilon^j/(\varepsilon^j - 1)$ 为第 j 个中间商品生产部门的价格加成。

将式(13)在零通胀稳态附近对数线性化后得到:

$$p_t^{j*} - p_{t-1}^j = (1 - \beta\theta^j) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta^j)^k E_t \{ (mc_{t+k}^j - mc^j) + (p_{t+k} - p_{t-1}^j) \} \quad (14)$$

从而可以得到第 j 个中间商品生产部门的新凯恩斯菲利普斯曲线为:

$$\pi_t^j = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^j \} + \lambda^j (mc_t^j - mc^j) + \lambda^j (p_t - p_t^j) \quad (15)$$

其中 $\lambda^j \equiv (1 - \beta\theta^j)(1 - \theta^j)/\theta^j$ 。根据式(15),在多部门新凯恩斯模型中得到的各部门新凯恩斯菲利普斯曲线与单部门新凯恩斯菲利普斯曲线类似的地方在于,第 j 个中间商品生产部门的通货膨胀受本部门的通胀预期 $E_t \{ \pi_{t+1}^j \}$ 和本部门的真实边际成本相对于稳态真实边际成本的对数偏离 $(mc_t^j - mc^j)$ 的影响。与单部门新凯恩斯菲利普斯曲线不同的地方在于,第 j 个中间商品生产部门的通货膨胀还受总体价格水平与部门价格水平之间的差异 $(p_t - p_t^j)$ 的影响,即部门价格水平有向总体价格水平“回归”的趋势。为了简便,定义 $\widehat{mc}_t^j \equiv (mc_t^j - mc^j)$ 并简称为部门边际成本缺口,定义 $\hat{p}_t^j \equiv (p_t - p_t^j)$ 并简称为部门价格缺口,则第 j 个中间商品生产部门的新凯恩斯菲利普斯曲线表示为:

$$\pi_t^j = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^j \} + \lambda^j \widehat{mc}_t^j + \lambda^j \hat{p}_t^j \quad (16)$$

因为 $\partial \lambda^j / \partial \theta^j < 0$,所以第 j 种中间商品的价格越灵活,则部门边际成本缺口和部门价格缺口对第 j 个中间商品生产部门的通货膨胀影响越大。

根据式(8)可以得到支出加权的价格指数,总体通货膨胀等于各部门通货膨胀的加权和,即 $\pi_t = \sum_{j=1}^J \xi^j \pi_t^j$,其中权重等于各部门商品在总支出中所占的比重。根据这个公式,将各部门的新凯恩斯菲利普斯曲线加总,就可以得到最终商品生产部门的新凯恩斯菲利普斯曲线即总体经济的新凯恩斯菲利普斯曲线:

$$\pi_t = \beta \sum_{j=1}^J \xi^j E_t \{ \pi_{t+1}^j \} + \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j \widehat{mc}_t^j + \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j \hat{p}_t^j \quad (17)$$

由式(17)可知:(1)总体经济的通货膨胀取决于各部门的通胀预期、各部门的边际成本缺口以及各部门的价格缺口这三类因素;(2)各部门对总体通货膨胀影响的大小均受本部门商品在总支出中所占的比重 ξ^j 的影响,比重 ξ^j 越大则该部门对总体通货膨胀的影响也就越大,这是符合经济常识的;(3)各部门的边际成本缺口和价格缺口这两个因素对总体通货膨胀影响的大小还受本部门商品价格的粘性指数 θ^j 的影响, θ^j 越小即价格调整越灵活,则这两个部门因素对总体通货膨胀的影响也就越大。需要注意的是,总体经济的通货膨胀 π_t 是与 CPI 通胀率类似的一种通货膨胀度量,并不是我们要求的核心通货膨胀,因为在各部门商品的价格变化中既包括核心通货膨胀也包括异质性相对价格变化。

如果所有中间商品生产部门具有相同的价格粘性水平(即 $\theta^j \equiv \theta$),则在总体经济的新凯恩斯菲利普斯曲线中部门价格缺口 \hat{p}_t^j 将消失,即:

$$\pi_t = \beta \sum_{j=1}^J \xi^j E_t \{ \pi_{t+1}^j \} + \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j \widehat{mc}_t^j \quad (18)$$

这表明在总体经济的新凯恩斯菲利普斯曲线中出现部门价格缺口 \hat{p}_t^j 的原因是不同的部门具有不同的价格粘性水平。

如果所有中间商品生产部门是同质的,即具有相同的价格粘性水平、相同的通胀预期、相同的边际成本缺口、在总支出中占有相同的比重,则多部门新凯恩斯菲利普斯曲线退化为单部门新凯恩斯菲利普斯曲线:

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \lambda \widehat{mc}_t \quad (19)$$

其中 $\lambda \equiv (1 - \beta\theta)(1 - \theta)/\theta$ 。

(三) 商品价格变化的分解公式

式(1)所示的价格变化分解公式将各部门商品的价格变化分为核心通货膨胀和异质性相对价格变化两部分。核心通货膨胀理论认为,异质性相对价格变化是由该部门特有的因素导致的价格变化,而这些因素对其他部门商品的价格没有影响,比如,天气和季节对食品价格的影响,OPEC对

石油价格的影响等。在剔除了由本部门特有因素所导致的价格变化之后,剩余的价格变化就是核心通货膨胀。但是,这只是一种经验的价格分解方式,核心通货膨胀和异质性相对价格变化各自受哪些因素的影响、核心通货膨胀和异质性相对价格变化对本部门商品的价格变化各有什么影响等这些问题都没有解决。采用本文证明的多部门新凯恩斯菲利普斯曲线可以有效的解答这些问题。

根据式(16)所示的中间商品生产部门的新凯恩斯菲利普斯曲线,对各部门商品的价格变化有影响的因素包括三类:部门通胀预期 $E_t\{\pi_{t+1}^j\}$ 、部门边际成本缺口 \widehat{mc}_t^j 以及部门价格缺口 \hat{p}_t^j 。根据核心通货膨胀的思想,本文将这些因素进一步分解。首先,将影响通胀预期的因素分为两类:一类因素对所有部门的通胀预期都有影响,将这些因素决定的通胀预期记为 π_{t+1}^e ;一类因素仅对某个部门的通胀预期有影响,将这些因素决定的通胀预期记为 $E_t\{\pi_{t+1}^j\}$,从而 $E_t\{\pi_{t+1}^j\} = \pi_{t+1}^e + E_t\{\pi_{t+1}^j\}$ 。其次,将影响真实边际成本的因素也分为两类:一类因素对所有部门的真实边际成本都有影响,将这些因素决定的边际成本缺口记为 \widehat{mc}_t ;一类因素仅对某个部门的真实边际成本有影响,将这些因素决定的边际成本缺口记为 \widehat{mc}_t^j ,从而 $\widehat{mc}_t^j = \widehat{mc}_t + \widehat{mc}_t^j$ 。从而,第j个中间商品生产部门的新凯恩斯菲利普斯曲线可以进一步记为:

$$\pi_t^j = \beta\pi_{t+1}^e + \lambda^j \widehat{mc}_t + \beta E_t\{\pi_{t+1}^j\} + \lambda^j \widehat{mc}_t^j + \lambda^j \hat{p}_t^j \quad (20)$$

因此,第j种中间商品的价格变化可以分为两部分:由对所有部门的通胀预期和边际成本缺口都有影响的因素所导致的价格变化,即前两项;由仅对本部门商品的价格变化有影响的因素所导致的价格变化,即后三项。

最终商品生产部门的新凯恩斯菲利普斯曲线可以进一步记为:

$$\pi_t = \beta\pi_{t+1}^e + \widehat{mc}_t \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j + \beta \sum_{j=1}^J \xi^j E_t\{\pi_{t+1}^j\} + \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j \widehat{mc}_t^j + \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j \hat{p}_t^j \quad (21)$$

根据式(21),最终商品的价格变化可以分为两部分:由对所有部门的通胀预期和边际成本缺口都有影响的因素所导致的价格变化,即前两项;由仅对某个部门商品的价格变化有影响的因素所导致的价格变化,即后三项。根据核心通货膨胀的思想,式(21)中的前两项就是核心通货膨胀。因此,核心通货膨胀定义为:

$$\pi_t^* = \beta\pi_{t+1}^e + \widehat{mc}_t \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j \quad (22)$$

因为 π_{t+1}^e 是所有部门共同具有的通胀预期,所以可以将之视为对核心通货膨胀的预期,记为 $\pi_{t+1}^e = E_t\{\pi_{t+1}^*\}$ 。因此,

$$\pi_t^* = \beta E_t\{\pi_{t+1}^*\} + \widehat{mc}_t \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j \quad (23)$$

根据式(23)可以将 \widehat{mc}_t 表示成 $E_t\{\pi_{t+1}^*\}$ 和 π_t^* 的函数:

$$\widehat{mc}_t = (\pi_t^* - \beta E_t\{\pi_{t+1}^*\}) / \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j \quad (24)$$

将 \widehat{mc}_t 的这个表达式代入式(20)中,可以得到部门商品价格变化的分解公式:

$$\pi_t^j = \beta(1 - \lambda^j / \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j) E_t\{\pi_{t+1}^*\} + (\lambda^j / \sum_{j=1}^J \lambda^j \xi^j) \pi_t^* + \beta E_t\{\pi_{t+1}^j\} + \lambda^j \widehat{mc}_t^j + \lambda^j \hat{p}_t^j \quad (25)$$

因此,第j种商品的价格变化可以分为两部分:由核心通货膨胀及其预期所决定的价格变化,即前两项;由仅对本部门商品的价格变化有影响的因素所导致的价格变化,即后三项。

与式(1)所示的价格变化分解公式相比,本文提出的分解公式具有如下的优势:(1)本文提出的分解公式并非经验公式,而是建立在厂商优化行为的基础上;(2)核心通货膨胀对不同部门商品

价格变化的影响是不同的;(3)核心通货膨胀的预期也会影响各部门商品的价格变化;(4)考虑了部门价格缺口对各部门商品价格变化的影响。

三、经验分析

(一) 变量和数据

估计核心通货膨胀需要如下的变量:部门商品的价格变化 π_t^j 、部门价格缺口 \hat{p}_t^j 、核心通货膨胀的预期 $E_t\{\pi_{t+1}^*\}$ 、所有部门共同的边际成本缺口 \widehat{mc}_t 。

1. 部门商品的价格变化

采取我国居民消费价格指数(CPI)中的分类方法,按照用途将商品划分为八大类,即食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及维修服务、医疗保健及个人用品、交通和通讯、娱乐教育文化用品及服务、居住。由于这种分类方法自2001年1月开始实施并且CPI统计是按月进行的,所以本文采用从2001年1月到2010年2月我国CPI指数及其8个分类价格指数的月度同比数据。之所以没有采用月度环比数据,是因为月度环比数据噪声太多,无法得到稳健的分析结果;而第t期的月度同比数据等于从第t期往前到第t-11期的12个月度环比数据之和,消去了月度效应并使无规则波动平均化。^①因为估计核心通货膨胀需要的样本容量很大,所以本文没有采用季度数据。

2. 部门价格缺口

在计算部门价格缺口时,本文将2000年12月作为基期并将2000年12月总体价格水平和各部门的价格水平都设定为100,根据CPI指数和各部门的价格指数推算出从2001年1月到2010年2月期间总体价格水平和各部门的价格水平,两者分别取自然对数后相减得到部门价格缺口的数据。与价格变化的月度同比数据相对应,本文用从第t期往前到第t-11期的部门价格缺口之和表示第t期的部门价格缺口同比值。

3. 核心通货膨胀的预期

处理通货膨胀预期的常用方法有两种:一种方法假设预期偏差与工具变量不相关,采用广义矩估计(GMM)来估计预期通货膨胀的系数,比如Galí & Gertler(1999)和Galí et al.(2001,2005)等;一种方法则采用通货膨胀预测值的微观调查数据代表通货膨胀预期,比如陈彦斌(2008)、Zhang et al.(2008)和Chen & Huo(2009)。因为核心通货膨胀本身就是本文要估计的不可观测变量,所以第一种方法无法解决核心通货膨胀预期的问题。同时,目前核心通货膨胀的计算本身就存在很多争议,更缺乏核心通货膨胀预测值的微观调查数据。因此,本文在估计时采用适应性预期,用过去若干期的核心通货膨胀形成下一期核心通货膨胀的预期。

4. 所有部门共同的边际成本缺口

在通货膨胀动态的经验研究中^②,有两种常用的处理边际成本缺口的方法:一种是用产出缺口($y_t - y_t^n$)表示边际成本缺口,其中 y_t 为真实GDP, y_t^n 为自然产出水平;一种是用劳动收入在GDP中的份额表示边际成本缺口,实际应用中一般用非农部门的真实单位劳动成本表示。Galí & Gertler(1999)和Galí et al.(2001)推荐使用真实单位劳动成本,Lindé(2005)、Rudda & Whelan(2005)和Zhang et al.(2008)发现产出缺口对通货膨胀的影响是显著的,而陈彦斌(2008)发现这两个指标对我国的通货膨胀都具有显著的解释能力。

^① 同样由于CPI指数及其分类指数的月度环比数据噪声太多,Bryan & Cecchetti(1993)采用了月度同比数据,Cristadoro et al.(2005)在使用月度环比数据时进行了年化处理并同时使用了月度同比数据,Reis & Watson(2010)采用了年化的季度环比数据。

^② Galí & Gertler(1999)、Galí et al.(2001,2005)、Lindé(2005)、Rudda & Whelan(2005)和Zhang et al.(2008)等对美国 and 欧元区通货膨胀动态进行了经验分析;陈彦斌(2008)、范志勇(2008)和杨继生(2009)等对中国通货膨胀动态进行了经验分析。

因为我国的 GDP 和劳动报酬只有季度数据,没有月度数据,所以本文采用工业增加值缺口表示边际成本缺口。2007 年之前国家统计局每月公布按现行价格计算的工业增加值,而 2007 年之后改为每月公布按不变价格计算的工业增加值同比增长率和累计同比增长率。本文以 2000 年 12 月的价格为基期,根据 2007 年之前的工业增加值和 2007 年之后的工业增加值同比增长率和累计同比增长率,折算出按 2000 年 12 月的不变价格计算的从 2001 年 1 月至 2010 年 2 月的工业增加值。与价格变化的月度同比数据相对应,本文用从第 t 期往前到第 $t-11$ 期的工业增加值之和表示第 t 期的工业增加值同比值。

根据 Bjørnland et al. (2008), 计算产出缺口的方法可以分为单变量方法和多变量方法。单变量方法仅根据产出序列本身所包含的信息计算潜在产出水平,常用的包括 HP 滤波 (Hodrick-Prescott filter)、带通滤波 (band pass filter) 和单变量不可观测成分法 (univariate unobserved component)。因为单变量不可观测成分法通常采用卡尔曼滤波来估计不可观测的潜在产出水平,所以单变量不可观测成分法也被称为单变量卡尔曼滤波。多变量方法则根据结构化的宏观经济模型来估计潜在产出水平,包括生产函数法 (production function) 和多变量不可观测成分法 (multivariate unobserved component)。至于哪种方法更好,目前还没有统一的结论。由于我国缺乏足够的月度数据,所以在本文中多变量方法并不可行。在单变量方法中,带通滤波将序列的波动分成低频波动、中频波动和高频波动,在计算时需要滤去若干期期初观测值和期末观测值。由于本文的月度数据周期并不长,采用带通滤波将进一步减小样本容量,所以本文分别采用 HP 滤波和卡尔曼滤波计算工业增加值的缺口,结果见图 1 (GAPHP 表示 HP 滤波得到的工业增加值缺口, GAPKL 表示卡尔曼滤波得到的工业增加值缺口, CPI 表示我国消费价格指数的月度同比增长率)。由图 1 可知,用 HP 滤波得到的工业增加值缺口与 CPI 的走势更加一致,而且大于零的工业增加值缺口 (比如 2005 年前后和 2008 年前后) 都引发了高通胀。这表明通过 HP 滤波得到的工业增加值缺口对通货膨胀的解释能够更强。而且,在下文估计核心通货膨胀的过程中,采用通过 HP 滤波计算的工业增加值缺口能够取得更好的估计结果。因此,本文采用 HP 滤波得到的工业增加值缺口表示边际成本缺口。

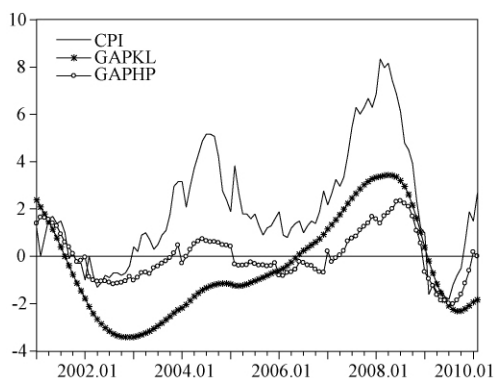


图 1 工业增加值缺口和 CPI

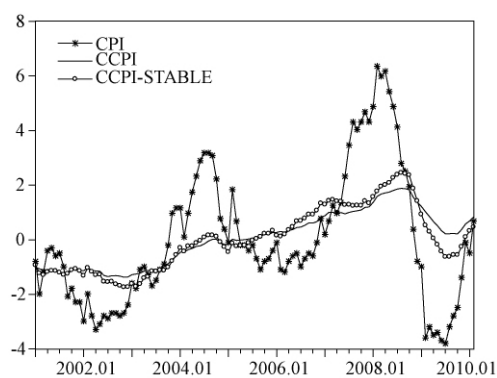


图 2 核心通货膨胀的估计值

为了与理论模型相对应,以上数据均为取自然对数后的数据。因为月度同比数据已经自然地消除了月度效应,所以不再需要进行季节调整,仅对所有样本序列进行了去均值处理^①。因为样本容量所限,本文在估计过程中没有进行结构性变化的统计检验。不过,本文的样本期从 2001 年开

^① 去均值处理必须保证数据具有遍历性。这些变量的月度环比数据都是平稳序列,可以用 ARMA 模型描述,从而是遍历的。而第 t 期的月度同比数据等于从第 t 期往前到第 $t-11$ 期的 12 个月度环比数据之和,也是遍历的。

始,而刘金全等(2006)和张成思(2008)的研究表明,我国通货膨胀动态的结构性变化发生在20世纪90年代中期。

(二) 计量经济模型和估计方法

估计核心通货膨胀的计量经济模型有如下三组方程构成:

(1) 描述核心通货膨胀的计量经济方程

采用适应性预期,根据过去 p 期的核心通货膨胀 π_{t-1}^* 、 π_{t-2}^* 、 \dots 、 π_{t-p}^* 来形成核心通货膨胀的预期 $E_t\{\pi_{t+1}^*\}$,从而描述核心通货膨胀的计量经济方程可以表示为:

$$\pi_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1}^* + \gamma_2 \pi_{t-2}^* + \dots + \gamma_p \pi_{t-p}^* + \gamma_{p+1} \widehat{mc}_t + u_t \quad (26)$$

本文在估计过程中发现,根据 AIC 和 BIC 等信息标准,取 $p=1$ 是最优的。

(2) 描述部门异质性因素的计量经济方程

在实际的应用中,由于无法得到部门特有的通胀预期 $E_t\{\pi_{t+1}^j\}$ 和边际成本缺口 \widehat{mc}_t^j 的数据,所以用 x_t^j 表示这些部门异质性因素的影响并假设 x_t^j 服从如下的 $AR(q)$ 过程:

$$x_t^j = \beta_0^j + \beta_1^j x_{t-1}^j + \beta_2^j x_{t-2}^j + \dots + \beta_q^j x_{t-q}^j + v_t^j (j = 1, 2, \dots, J) \quad (27)$$

(3) 描述各部门商品价格变化的计量经济方程

在式(25)所示的描述各部门商品价格变化的方程中,如果采用适应性预期即根据过去 p 期的核心通货膨胀 π_{t-1}^* 、 π_{t-2}^* 、 \dots 、 π_{t-p}^* 来形成核心通货膨胀的预期 $E_t\{\pi_{t+1}^*\}$ (仍然取 $p=1$),则本期的核心通货膨胀 π_t^* 和上一期的核心通货膨胀 π_{t-1}^* 存在显著的线性关系,从而导致本期的核心通货膨胀 π_t^* 和上一期的核心通货膨胀 π_{t-1}^* 都不显著;但是,如果删除上一期的核心通货膨胀 π_{t-1}^* ,则本期的核心通货膨胀 π_t^* 非常显著。为了解决多重共线性问题,本文将描述部门商品价格变化的计量经济方程设定为:

$$\pi_t^j = \alpha_0^j + \alpha_1^j \pi_t^* + \alpha_2^j \hat{p}_t^j + x_t^j (j = 1, 2, \dots, J) \quad (28)$$

这个计量经济模型系统共包括 17 个方程:一个描述核心通货膨胀的方程、8 个描述部门异质性因素的方程和 8 个描述各部门商品价格变化的方程。在这 17 个方程中,共有 9 个不可观测变量:8 个 x_t^j 和核心通货膨胀 π_t^* 。常用于处理这类包含不可观测变量的计量经济方法是将这个计量经济模型系统表示状态-空间模型的形式,然后采用卡尔曼滤波来估计未知参数和不可观测的变量。^① 在估计核心通货膨胀的计量经济模型的状态-空间模型形式中,状态方程由 8 个描述 x_t^j 的方程和一个描述核心通货膨胀的方程构成,观测方程由 8 个描述各部门商品价格变化的方程构成。

在状态-空间模型的观测方程中,核心通货膨胀 π_t^* 及其系数 α_1^j 都是需要估计的,这会造成本不可识别问题。虽然在状态-空间模型的状态方程中包含描述核心通货膨胀 π_t^* 的计量经济方程,但是最后的估计效果仍然很差。因此,卡尔曼滤波并不能直接处理本文提出的估计核心通货膨胀的计量经济模型。为了解决核心通货膨胀模型的估计问题,本文采用两阶段估计方法:第一阶段根据核心通货膨胀 π_t^* 的代理变量估计描述各部门商品价格变化的计量经济方程中核心通货膨胀 π_t^* 的系数 α_1^j ,第二阶段根据 α_1^j 的估计值估计状态-空间模型中的核心通货膨胀 π_t^* 。

在第一阶段估计核心通货膨胀 π_t^* 的系数 α_1^j 时需要采用核心通货膨胀 π_t^* 的代理变量,而存在测量误差的代理变量会带来内生性问题,从而导致 α_1^j 的估计值并非一致估计量。本文采用 Wooldridge(2001)提出的多指示器方法(multiple indicator solution)和广义矩估计(GMM)来解决测

^① 本文提出的估计核心通货膨胀的计量经济模型除了描述各部门商品价格变化的计量经济方程之外,还包括描述核心通货膨胀和部门异质性因素的计量经济方程,而且描述各部门商品价格变化的计量经济方程除了核心通货膨胀这个动态因子之外还包括其他的解释变量。Cristadoro et al. (2005)和 Reis & Watson(2010)采用的广义动态因子模型无法处理这类问题。

量误差所导致的内生性问题。假设存在两个不同的核心通货膨胀 π_t^* 的代理变量,分别记为 $\pi_{(1)t}^*$ 和 $\pi_{(2)t}^*$ 。记 $\pi_{(1)t}^*$ 的测量误差为 a_{1t} , 则 $\pi_{(1)t}^* = \pi_t^* + a_{1t}$; 记 $\pi_{(2)t}^*$ 的测量误差为 a_{2t} , 则 $\pi_{(2)t}^* = \pi_t^* + a_{2t}$ 。对于不同的代理变量,其测量误差的生成机制不同,因此可以假设两个代理变量的测量误差是不相关的,即 $\text{cov}(a_{1t}, a_{2t}) = 0$ 。将 $\pi_{(1)t}^* = \pi_t^* + a_{1t}$ 和 $\pi_{(2)t}^* = \pi_t^* + a_{2t}$ 分别代入部门商品价格变化的计量经济方程,得到:

$$\pi_t^j = \alpha_0 + \alpha_1^j \pi_{(1)t}^* + \alpha_2^j \hat{p}_t^j + (x_t^j - \alpha_1^j a_{1t}) \quad (29)$$

$$\pi_t^j = \alpha_0 + \alpha_1^j \pi_{(2)t}^* + \alpha_2^j \hat{p}_t^j + (x_t^j - \alpha_1^j a_{2t}) \quad (30)$$

采用多指示器方法和广义矩估计解决由测量误差带来的内生性的方法是在方程(29)中采用 $\pi_{(1)t}^*$ 作为核心通货膨胀 π_t^* 的代理变量,并采用 $\pi_{(2)t}^*$ 作为 $\pi_{(1)t}^*$ 的工具变量来解决内生性问题,或者在方程(30)中采用 $\pi_{(2)t}^*$ 作为核心通货膨胀 π_t^* 的代理变量,并采用 $\pi_{(1)t}^*$ 作为 $\pi_{(2)t}^*$ 的工具变量来解决内生性问题,通过 GMM 得到 α_1^j 的一致估计量 $\hat{\alpha}_1^j (j=1, 2, \dots, J)$ 。

因此,两阶段估计方法的第一个阶段实际上包括三个步骤:首先估计 $\pi_{(1)t}^*$, 然后估计 $\pi_{(2)t}^*$, 最后估计 α_1^j 。从而,估计核心通货膨胀的计量经济模型实际上需要如下的四个步骤:

Step1 (估计核心通货膨胀 π_t^* 的代理变量 $\pi_{(1)t}^*$) 像 Bryan & Cecchetti (1993), Cristadoro et al. (2005) 和 Reis & Watson (2010) 那样,假设 $\alpha_1^j = 1 (j=1, 2, \dots, J)$, 则可以通过卡尔曼滤波得到核心通货膨胀 π_t^* 的估计值,将这个估计值记为 $\pi_{(1)t}^*$ 。^① 由于 α_1^j 不等于 1, 所以 $\pi_{(1)t}^*$ 有测量误差。

Step2 (估计核心通货膨胀 π_t^* 的代理变量 $\pi_{(2)t}^*$) 采用如下的卡尔曼滤波迭代生成 $\pi_{(2)t}^*$: 将 $\pi_{(1)t}^*$ 作为 π_t^* 的代理变量,估计状态-空间模型中的 α_1^j ; 将 α_1^j 的估计值代入状态-空间模型,得到 π_t^* 的新的估计值,如此反复迭代。这种迭代虽然不能得到 π_t^* 的一致估计值,但是能够改进估计值的拟合优度。根据 AIC 和 BIC 选择这个迭代过程得到的最好估计量,记为 $\pi_{(2)t}^*$ 。

Step3 (估计核心通货膨胀 π_t^* 的系数 α_1^j) 作为 π_t^* 的代理变量 $\pi_{(1)t}^*$ 和 $\pi_{(2)t}^*$ 的测量误差的生成机制是不同的。 $\pi_{(1)t}^*$ 的测量误差来自不符合实际的假设 $\alpha_1^j = 1$, 而 $\pi_{(2)t}^*$ 的测量误差来自采用了 α_1^j 的非一致估计,因此可以假设两者的测量误差是不相关的,能够采用多指示器方法和 GMM 解决测量误差带来的内生性问题,从而得到 α_1^j 的一致估计量 $\hat{\alpha}_1^j$ 。因为计量经济方程(29)和(30)的随机误差项 x_t^j 存在序列相关,所以采用异方差-序列相关稳健标准误。

Step4 (估计核心通货膨胀 π_t^*) 因为 $\hat{\alpha}_1^j$ 是 α_1^j 的一致估计量 ($j=1, 2, \dots, J$), 所以根据 Lütkepohl (2005) 通过卡尔曼滤波可以得到核心通货膨胀 π_t^* 的一致估计量,记为 $\hat{\pi}_t^*$ 。

(三) 估计结果

1. 第一阶段的估计结果

表 1 是计量经济方程(29)和(30)的估计结果。其中,第一组估计结果是方程(29)的估计结果,即采用 $\pi_{(1)t}^*$ 作为 π_t^* 的代理变量并采用 $\pi_{(2)t}^*$ 作为 $\pi_{(1)t}^*$ 的工具变量时得到的 GMM 估计;第二组估计结果是方程(30)的估计结果,即采用 $\pi_{(2)t}^*$ 作为 π_t^* 的代理变量并采用 $\pi_{(1)t}^*$ 作为 $\pi_{(2)t}^*$ 的工具变量时得到的 GMM 估计;第三组估计结果是采用 $\pi_{(1)t}^*$ 作为 π_t^* 的代理变量时得到的 OLS 估计,估计过程中使用广义差分法修正误差项序列相关;第四组估计结果是采用 $\pi_{(2)t}^*$ 作为 π_t^* 的代理变量时得到的 OLS 估计,估计过程中使用广义差分法修正误差项序列相关。在表 1 中, α_1^j 一栏是 α_1^j 的估计值及其显著性检验的 p 值;标准误一栏是 α_1^j 的估计值的标准误;F 一栏是弱工具变量检验的统

^① 在估计过程中,本文在观测方程中加入了部门价格缺口,发现拟合效果得到明显改善,这表明部门价格缺口对本部门的商品价格变化有显著的影响。

计量及其 p 值,原假设为弱工具变量;C 一栏是内生性检验的统计量及其 p 值,原假设为变量是外生的;ADF 一栏是对回归残差进行单位根检验的 ADF 统计量及其 p 值。

当没有内生性问题时,OLS 估计比 GMM 估计更有效,因此本文使用 Hayashi (2000) 中的 C 统计量来检验使用代理变量是否带来了内生性问题,其原假设是代理变量是外生的。因为进行 C 检验的前提条件是存在有效的工具变量,所以本文在 GMM 估计的第一阶段回归中对所有工具变量进行了联合显著性检验,其统计量为 Stock & Yogo (2005) 提出的广义 F 检验。Hall et al. (1996) 的蒙特卡洛模拟表明,即使在 5% 或者 1% 的显著性水平上拒绝弱工具变量的原假设,有时仍然不能保证工具变量是有效的。Stock et al. (2002) 认为 F 统计量大于 10 时拒绝原假设才是可靠的。根据表 1 除了食品部门商品价格变化的计量经济方程外,其他部门商品价格变化的计量经济方程都存在有效的工具变量。结合 C 检验的结果,本文认为:(1) 在烟酒及用品、家庭设备用品及维修服务、医疗保健及个人用品、交通和通讯以及娱乐教育文化用品及服务这五个部门,以 $\pi_{(1),i}^*$ 作为 π_i^* 的代理变量没有带来显著的内生性问题,可以采用第三组的 OLS 估计;(2) 在衣着和住房这两个部门,以 $\pi_{(2),i}^*$ 作为 π_i^* 的代理变量没有带来显著的内生性问题,可以采用第四组的 OLS 估计;(3) 在食品部门,第一组 GMM 估计和第二组 GMM 估计的 F 统计量均小于 10,这表明这两组估计中的工具变量并非有效的工具变量,因此本文分别采用第三组 OLS 估计和第四组 OLS 估计进行第二阶段的估计,估计结果表明采用第三组 OLS 估计的效果更好。

因为相邻两个月的月度同比数据中包含相同的 11 个月的月度环比数据,所以 CPI 指数及其分类指数的月度同比数据具有很强的持续性,单位根检验表明都是 1 阶单整序列(结果略)。本文对上述四种估计得到的残差序列进行了不含常数项和线性趋势项的 ADF 检验,均显著拒绝具有单位根的原假设,这表明上述估计不存在伪回归问题。^①

2. 第二个阶段的估计结果

根据第一阶段得到的 α_i^j 的估计量 $\hat{\alpha}_i^j (j=1, 2, \dots, J)$, 可以通过卡尔曼滤波估计状态-空间模型中的核心通货膨胀,记为 CCPI,估计结果见图 2。CCPI 能够很好地拟合 CPI 的长期走势,但是 CCPI 的波动性远远小于 CPI 的波动性,起到了消峰去谷的作用。当然,这只是一个直观的判断。本节的第四部分将对 CCPI 是否是一个有效的核心通货膨胀度量进行严格的检验。

虽然根据两阶段估计方法可以估计出我国的核心通货膨胀,但是这种估计方法的运算过程非常复杂。为了便于应用,本文根据求解卡尔曼滤波稳态的方法,^②求出了在稳态中 CPI 的 8 个分类价格指数在核心通货膨胀中的权重(见表 1 的倒数第二行)。采用计算出来的稳态权重,本文根据从 2001 年 1 月到 2010 年 2 月我国 CPI 中 8 个分类价格指数的月度同比数据重新计算了核心通货膨胀(记为 CCPI-stable,见图 2)。根据图 2,由稳态权重计算出来的 CCPI-stable 与由两阶段估计方法估计出来的 CCPI 基本一致,这表明根据稳态权重计算核心通货膨胀的简化计算方法是足够有效的。

表 1 的最后一行给出了我国 CPI 中 8 个分类价格指数的权重。对比 8 个分类价格指数在 CPI 中的权重和在核心通货膨胀中的权重可以发现,食品、烟酒及用品、家庭设备用品及维修服务以及娱乐教育文化用品及服务这四个分类价格指数的权重变化最大,其他四类分类价格指数的权重变化较小。其中,食品和娱乐教育文化用品及服务这两个分类价格指数在核心通货膨胀中的权重几乎减小为零,而烟酒及用品和家庭设备用品及维修服务这两个分类价格指数在核心通货膨胀中的权重与其在 CPI 中的权重相比增大了很多。图 3 至图 6 中对这四个分类价格指数、CPI 和 CCPI 的序列走势进行了对比。从各个分类价格指数、CPI 和 CCPI 的关系来看:

^① 本文对第二阶段估计得到的残差序列也进行了 ADF 检验,均显著拒绝具有单位根的原假设。

^② 求解卡尔曼滤波稳态的方法详见 Tsay (2005)。

表 1 计量经济方程(29)和(30)的估计结果

		食品	烟酒及用品	衣着	家庭设备用品及维修服务	医疗保健及个人用品	交通和通讯	娱乐教育文化用品及服务	住房
1	α_1^j	5.7525 (0.000)	1.0880 (0.001)	0.3832 (0.036)	1.6100 (0.000)	0.7022 (0.041)	0.6826 (0.000)	0.2910 (0.461)	5.0048 (0.128)
	标准误	1.5361	0.3158	0.1824	0.2553	0.3440	0.0965	0.3944	3.2900
	F	6.3000 (0.0136)	93.9859 (0.0000)	71.961 (0.0000)	108.822 (0.0000)	85.1083 (0.0000)	101.114 (0.0000)	40.1007 (0.0000)	4.7337 (0.0318)
	C	2.7036 (0.1001)	2.5136 (0.1129)	2.88846 (0.0892)	1.3104 (0.2523)	0.9056 (0.3413)	1.9462 (0.1630)	2.5388 (0.1111)	1.5996 (0.2060)
	ADF	-4.0279 (0.0001)	-1.4531 (0.1359)	-2.8299 (0.0050)	-2.2316 (0.0254)	-3.1306 (0.0020)	-3.7277 (0.0003)	-3.4051 (0.0008)	-1.9696 (0.0472)
2	α_1^j	15.9391 (0.028)	1.1367 (0.001)	1.2820 (0.096)	3.4436 (0.000)	1.9889 (0.100)	1.7090 (0.008)	-2.9033 (0.326)	-0.7875 (0.729)
	标准误	7.2375	0.3415	0.7693	0.9742	1.2108	0.6436	2.9561	2.2716
	F	4.2165 (0.0425)	6.1409 (0.0148)	19.3402 (0.0000)	11.331 (0.0011)	5.8938 (0.0169)	20.4562 (0.0000)	4.0077 (0.0478)	26.1612 (0.0000)
	C	1.5246 (0.2169)	1.5326 (0.2157)	2.0281 (0.1544)	3.8094 (0.0510)	2.473 (0.1158)	2.7257 (0.0987)	1.8398 (0.1750)	1.9711 (0.1603)
	ADF	-4.5787 (0.0000)	-3.4477 (0.0007)	-2.5442 (0.0112)	-3.2255 (0.0015)	-3.1798 (0.0017)	-2.8313 (0.0050)	-4.2801 (0.0000)	-2.8144 (0.0052)
3	α_1^j	2.9256 (0.0195)	1.1168 (0.0000)	0.8587 (0.0000)	1.4697 (0.0000)	1.2248 (0.0000)	1.0309 (0.0000)	-0.1923 (0.7220)	3.8375 (0.0000)
	标准误	1.2329	0.1156	0.1907	0.1463	0.2538	0.2317	0.5392	0.8758
	ADF	-4.6481 (0.0000)	-9.4055 (0.0000)	-8.2112 (0.0000)	-10.9576 (0.0000)	-10.7472 (0.0000)	-10.7988 (0.0000)	-12.0689 (0.0000)	-10.2293 (0.0000)
4	α_1^j	5.2554 (0.0116)	1.2971 (0.0000)	0.7813 (0.0091)	1.5756 (0.0000)	1.0772 (0.0704)	1.2306 (0.0054)	0.0833 (0.9194)	4.9317 (0.0001)
	标准误	2.0461	0.1598	0.2938	0.2348	0.5891	0.4328	0.8219	1.2394
	ADF	-5.4142 (0.0000)	-9.5518 (0.0000)	-8.5054 (0.0000)	-3.9146 (0.0001)	-10.3177 (0.0000)	-11.3930 (0.0000)	-12.1072 (0.0000)	-10.1738 (0.0000)
CCPI	权重	0.93%	38.25%	10.38%	27.57%	7.57%	10.20%	0.00%	5.10%
CPI	权重	33.9%	4.7%	8.8%	7.0%	7.6%	9.9%	14.4%	13.8%

注: CPI 权重是作者的估算结果。国家统计局并没有正式公布我国 CPI 的权重。

(1) 食品价格指数在我国 CPI 中的权重高达 33.9% ,而且食品价格指数波动很大 ,这导致食品价格指数带动 CPI。食品价格指数剧烈的波动性(最大时甚至为 CPI 的 3 倍)表明 ,食品价格指数包含的异质性相对价格变化太多 ,包含的核心通货膨胀的信息太少 ,因此在核心通货膨胀中的权重很小。这一结论与在度量核心通货膨胀时剔除食品价格的传统处理方法是一致的。

(2) 娱乐教育文化用品及服务价格指数与 CPI 的走势完全背离 ,这表明该分类价格指数与其他的分类价格指数几乎没有共同的成分 ,即几乎没有包含任何核心通货膨胀的信息。与食品价格指数的波动性相比 ,该分类指数的波动性并不是很强 ,但是其在核心通货膨胀中的权重却比食品价格指数在核心通货膨胀中的权重还小 ,这表明在度量核心通货膨胀时仅考虑波动性是不够的。

(3) 烟酒及用品和家庭设备用品及维修服务这两个分类价格指数与 CPI 的长期走势非常一致 ,而且波动性远远小于 CPI 的波动性。这与核心通货膨胀的性质是非常一致的 ,这也表明这两类分类价格指数中包含有更多的核心通货膨胀信息 ,因此这两类分类价格指数在核心通货膨胀中的

权重很大。

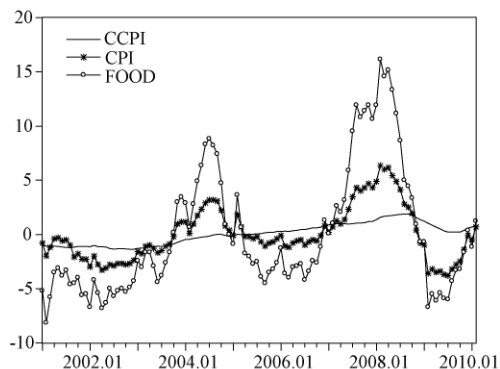


图3 食品

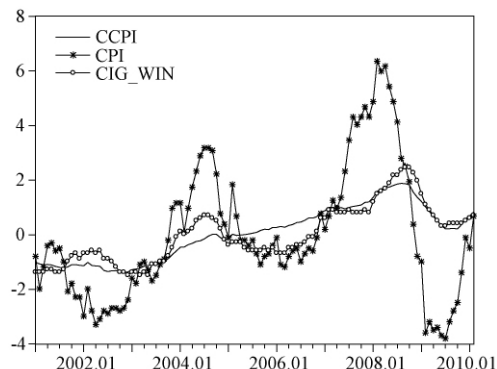


图4 烟酒及用品

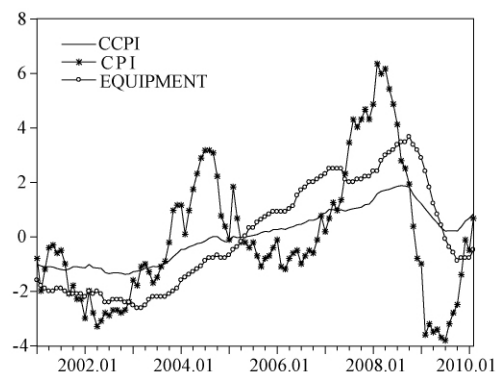


图5 家庭设备用品及维修服务

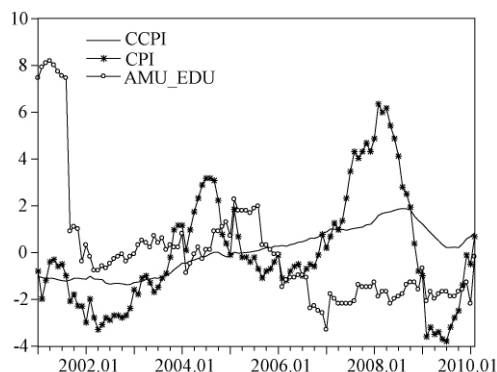


图6 娱乐教育文化用品及服务

(四) 有效性评价

Marquesa et al. (2003)认为,一个有效的核心通货膨胀度量应该满足三个条件:

(1) $x_t \equiv \pi_t - \pi_t^*$ 是平稳序列,其中 x_t 是由各部门商品的异质性相对价格变化导致的通货膨胀。因为 x_t 是由与货币事件无关的部门特有冲击导致的,所以 x_t 应该是一个平稳序列,不应该有任何的趋势。这其实是要求核心通货膨胀 π_t^* 能够完全解释通货膨胀 π_t 中的趋势性成分。

(2) 核心通货膨胀 π_t^* 是通货膨胀 π_t 的吸引子(attractor),即存在误差修正机制,如果 $\pi_t > \pi_t^*$,则未来的 π_t 会下降,如果 $\pi_t < \pi_t^*$,则未来的 π_t 会上升,从而通货膨胀 π_t 会收敛于核心通货膨胀 π_t^* 。这要求在下面的计量经济方程中误差修正项的系数 γ 小于零:

$$\Delta \pi_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \pi_{t-i}^* + \gamma (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

(3) π_t^* 是弱外生性的,即通货膨胀 π_t 不是核心通货膨胀 π_t^* 的吸引子。更严格的, π_t^* 是强外生性的,即在 π_t^* 是弱外生性的条件下, π_t 的滞后差分项对 π_t^* 没有影响。这要求在下面的计量经济方程中误差修正项的系数 λ 以及 π_t 的滞后差分项的系数 $a_i (i=1, 2, \dots, r)$ 等于零:

$$\Delta \pi_t^* = \sum_{i=1}^r a_i \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^s b_i \Delta \pi_{t-i}^* + \lambda (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \eta_t$$

本文对根据两阶段估计方法得到的核心通货膨胀 CCPI 和根据稳态权重得到的核心通货膨胀 CCPI-stable 进行了上述三个检验(结果见表2,其中第二个检验为单侧检验,备选假设为 $\gamma < 0$)。检验结果表明,CCPI 和 CCPI-stable 都是有效的核心通货膨胀度量。

表2 核心通货膨胀的有效性检验

	x_t 具有单位根	$\gamma = 0$	$\lambda = a_1 = \dots = a_r = 0$
CCPI	ADF = -2.5400 (p = 0.0114)	t = -2.1414 (p = 0.0173)	F = 0.3893 (p = 0.6785)
CCPI - stable	ADF = -2.5050 (p = 0.0126)	t = -1.4815 (p = 0.0707)	F = 0.5808 (p = 0.5612)

四、结论和展望

本文将计算核心通货膨胀的方法分为基于波动性的计算方法和基于动态因子的计算方法,发现不管是基于波动性的还是基于动态因子的计算方法,均假设各种商品的价格变化可以表示为核心通货膨胀与异质性相对价格变化之和。然而,这个分解公式既缺乏理论基础又违背经济直觉。

本文证明了多部门新凯恩斯菲利普斯曲线,在此基础上提出了商品价格变化的理论分解公式,发现核心通货膨胀对不同部门商品价格变化的影响不同,而且核心通货膨胀的预期和部门价格缺口也会影响各部门商品的价格变化。以这个分解公式为理论基础,本文提出了估计核心通货膨胀的计量经济模型及其两阶段估计方法,估计出了我国的核心通货膨胀并给出了根据稳态权重估计核心通货膨胀的简便方法。有效性检验表明,根据两阶段估计方法得到的核心通货膨胀 CCPI 和根据稳态权重得到的核心通货膨胀 CCPI-stable 都是有效的核心通货膨胀度量。

本文为有效地估计核心通货膨胀提供了理论基础和计量方法^①,这使得我们能够对核心通货膨胀理论进行进一步的深入研究,比如:如何制定盯住核心通货膨胀的货币政策;这种货币政策与盯住 CPI 的货币政策(比如泰勒规则)有什么区别、联系以及优劣之分;盯住核心通货膨胀的货币政策对于实现稳定产出和稳定物价的政策目标会产生什么积极的影响等。

参考文献

- 陈彦斌 2008:《中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究》,《经济研究》第12期。
- 范志勇 2008:《中国通货膨胀是工资成本推动型吗》,《经济研究》第8期。
- 刘金全、金春雨、郑挺国 2006:《我国通货膨胀率动态波动路径的结构性转变特征与统计检验》,《中国管理科学》第1期。
- 杨继生 2009:《通胀预期、流动性过剩与中国通货膨胀的动态性质》,《经济研究》第1期。
- 张成思 2008:《通货膨胀动态路径的结构性转变及其启示》,《金融研究》第3期。
- 张成思 2009:《中国 CPI 通货膨胀率子成分动态传导机制研究》,《世界经济》第11期。
- Bjornland, Hilde C., Leif Brubakk and Anne Sofie Jore, 2008, "Forecasting Inflation with An Uncertain Output Gap", *Empirical Economics*, 35, pp. 413—436.
- Bouakez, Hafedh, Emanuela Cardia and Francisco J. Ruge-murcial, 2009, "The Transmission of Monetary Policy in A Multisector Economy", *International Economic Review*, 50(4), pp. 1243—1266.
- Bryan, Michael F. and Cecchetti, Stephen G., 1993, "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation", *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 29(4), pp. 15—24.
- Bryan, Michael F. and Cecchetti, Stephen G., 1994, "Measuring Core Inflation", in N. Gregory Mankiw, ed., *Monetary Policy*. University of Chicago Press, pp. 195—215.
- Calvo, Guillermo A., 1983, "Staggered Prices in A Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12(3), pp. 383—398.
- Chen, Yanbin and Huo Zhen, 2009, "A Conjecture of Chinese Monetary Policy Rule: Evidence from Survey Data, Markov Regime Switching, and Drifting Coefficients", *Annals of Economics and Finance*, 10(1), pp. 111—153.
- Cogley, Timothy, 2002, "A Simple Adaptive Measure of Core Inflation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(1), pp. 94—113.
- Cristadoro, Riccardo, Mario Forni, Lucrezia Reichlin and Giovanni Veronese, 2005, "A Core Inflation Index for the Euro Area", *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(3), pp. 539—560.
- Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz, 1977, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 67, pp. 297—308.
- Forni, Mario, Marc Hallin, Marco Lippi, and Lucrezia Reichlin, 2000, "The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and

① 由于在估计核心通货膨胀时以适应性预期代替理性预期,所以本文提出的两阶段估计方法仍有可能进一步改进,比如采用 Zhang and Clovis (2010) 中的新方法。

- Estimation* , *Review of Economics and Statistics* , 82(4) , pp. 540—554.
- Forni, Mario, Marc Hallin, Marco Lippi, and Lucrezia Reichlin, 2005, “The Generalized Dynamic Factor Model: One-sided Estimation and Forecasting”, *Journal of the American Statistical Association* , 100, pp. 830—840.
- Galí, Jordi, Gertler, M., 1999, “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Approach”, *Journal of Monetary Economics* , 44 (2) , pp. 195—222.
- Galí, Jordi, Gertler, M., López-Salido, D., 2001, “European Inflation Dynamics”, *European Economic Review* , 45 (7) , pp. 1237—1270.
- Galí, Jordi, Gertler, M., López-Salido, D., 2005, “Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Monetary Economics* , 52, pp. 1107—1118.
- Hall, A. R., G. D. Rudebusch, and D. W. Wilcox, 1996, “Judging Instrument Relevance in Instrumental Variables Estimation”, *International Economic Review* , 37, pp. 283—298.
- Hayashi, Fumio, 2000, *Econometrics*, Princeton University Press.
- Lindé, J., 2005, “Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach”, *Journal of Monetary Economics* , 52, pp. 1135—1149.
- Lütkepohl, Helmut, 2005, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Mankiw, N. Gregory and Ricardo Reis, 2003, “What Measure of Inflation Should a Central Bank Target”, *Journal of the European Economic Association* , 1(5), pp. 1058—1086.
- Marquesa, Carlos Robalo, Pedro Duarte Neves and Luís Morais Sarmentoa, 2003, “Evaluating Core Inflation Indicators”, *Economic Modelling* , 20, pp. 765—775.
- Quah, Danny and Vahey, Shawn P., 1995, “Measuring Core Inflation”, *Economic Journal* , 105(432), pp. 1130—44.
- Reis, Ricardo and Watson, Mark W., 2010, “Relative Goods’ Prices and Pure Inflation”, *American Economic Journal: Macroeconomics* , 2(3), 128—157.
- Rudd, J., Whelan, K., 2005, “New Tests of the New Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Monetary Economics* , 52, pp. 1167—1181.
- Ravn, Morten O. and Harald Uhlig, 2002, “On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations”, *Review of Economics and Statistics* , 84, pp. 371—375.
- Silver, Mick, 2007, “Core Inflation Measurement and Statistical Issues in Choosing among Alternative Measures”, *IMF Staff Papers* , 54(1), pp. 163—190.
- Stock, J. H., J. H. Wright, and M. Yogo, 2002, “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments”, *Journal of Business and Economic Statistics* , 20, pp. 518—529.
- Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in Donald W. K. Andrews and James H. Stock, eds., *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press.
- Tsay, Ruey S., 2005, *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2001, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- Wynne, Mark A., 2008, “Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* , 90(3), pp. 205—28.
- Zhang, Chengsi, Denise R. Osborn and Dong Heon Kim, 2008, “The New Keynesian Phillips Curve: from Sticky Inflation to Sticky Prices”, *Journal of Money, Credit and Banking* , 40(4), pp. 667—699.
- Zhang, Chengsi, and J. Clovis, 2010, “The New Keynesian Phillips Curve of Rational Expectations: A Serial Correlation Extension”, *Journal of Applied Economics* , 13(1), 159—179.

Core Inflation: Theoretical Model and Empirical Analysis

Hou Chengqi^{1 2}, Gong Liutang² and Zhang Weiyang²
(1 School of Economics and Management, Wuhan University;
2 Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract: Existing measurement methods of core inflation assume that price change of each goods and serves be expressed as the sum of core inflation and idiosyncratic relative price change. However, this assumption has no theoretical base and violates economic intuition. This article generalizes the classical new Keynesian model into a multi-sector economy, proves new Keynesian Phillips curve in a multi-sector economy, puts forward a formula decomposing sectoral price changes based on firms’ optimal decision. Based on this formula, this article puts forward an econometrics model of core inflation and its two-stage estimation method, gives a simple calculation method of core inflation using steady-state weights, estimates core inflation in China. Effectivity test shows that, using two-stage estimation method and method based on steady-state weights can get effective core inflation measurements.

Key Words: Core Inflation; New Keynesian Phillips Curve; Multi-sector Economy

JEL Classification: E31, E52

(责任编辑:成言)(校对:晓鸥)