

产业结构调整与中国通货膨胀缺口持久性

潘敏 缪海斌

(武汉大学经济发展研究中心, 湖北武汉, 430072; 武汉大学经济与管理学院, 湖北武汉, 430072)

摘要: 转轨时期作为中国经济结构最重要内容的产业结构调整可能诱发通货膨胀缺口持久性的变化。本文将通货膨胀缺口作为通货膨胀持久性的替代变量, 采用新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型对 1996-2010 年期间中国通货膨胀的持久性特征进行了考察, 并运用 Blanchard-Quah 结构分解方法分析了产业结构调整对通货膨胀缺口持久性的影响。结果表明, 与现有研究的结果相比, 单变量和多变量模型评估的中国通货膨胀缺口持久性都显著较低。通货膨胀缺口受第一、二、三产业结构冲击减弱至 0 的时期分别为 3、3、2 个季度; 第一产业的发展对通胀缺口持久性的短期冲击为正, 第二、三产业的冲击为负; 总体而言, 第一和第二产业的发展弱化了通货膨胀缺口持久性, 第一产业的作用更为显著, 而第三产业则强化了通货膨胀缺口持久性。各产业结构变化对通货膨胀缺口持久性的冲击力度大小分别为第一、三、二产业。因此, 治理通货膨胀必须考虑产业结构调整因素的影响。

关键词: 通货膨胀缺口持久性; 产业结构; 新凯恩斯混合菲利普斯曲线

JEL 分类号: E12, E31, E52

文献标识码: A **文章编号:**

一、引言

2010 年下半年以来, 中央银行已连续多次调高法定存款准备金比率和商业银行存贷款利率, 以试图抑制消费者物价指数不断攀升的趋势。从目前的情况来看, 虽然通货膨胀加剧的趋势得到了有效的缓解, 但 CPI 仍高位运行。与此同时, 央行的调控行为是否“反应过度”也受到了相关学者的质疑(王松奇, 2011)。在此背景下, 本次通货膨胀会持续多久? 导致我国通货膨胀压力持续加大的因素是什么? 现阶段中国通货膨胀的运行呈现出何种特征? 等一系列问题引起了国内外学术界的普遍关注。显然, 对这些问题的回答需要我们对现阶段中国通货膨胀运行的动态特征及其影响因素进行客观评估和把握。现有相关研究表明, 通货膨胀的动态变化呈现出波动性和持久性的特征。波动性反映了通货膨胀的短期波动, 而持久性则刻画了通货膨胀在受到随机扰动因素冲击后返回到它的稳态水平所需的时间(Fuhrer and Moore, 1995; Fuhrer, 2010)。通货膨胀序列吸收冲击的速度越快, 所需的时间越短, 则持久性水平越低; 反之, 持久性水平越高。持久性反映了物价总水平持续性上涨的这一主要特征。因此, 只有客观评估现阶段中国通货膨胀持久性特征及其影响因素, 才能准确判断本次通货膨胀的变化趋势, 找准央行货币政策的着力点和力度, 把握政策的可能效果。

近年来, 在借鉴国外通货膨胀持久性理论和实证研究成果的基础上, 部分学者对中国通货膨胀持久性的特征和影响因素进行了研究。从通货膨胀持久性的动态特征来看, 张成思和刘志刚(2007)的研究表明, 我国不同地区的通货膨胀持久性存在明显差异; 张屹山和张代强(2008)对中国通胀率波动路径的实证检验则显示, 中国通货膨胀率在加速和减速两个状态下都具有高持

收稿日期:

作者简介: 潘敏, 武汉大学经济发展研究中心教授, Email: mpan@whu.edu.cn.

缪海斌, 武汉大学经济与管理学院博士研究生, Email: yangtzezhb@163.com.

* 本文为 2010 年教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“逆周期宏观调控政策与中国经济平衡增长研究”(课题批准号: 10JJD790003) 以及武汉大学自主科研项目(人文社会科学)的阶段性成果, 得到“中央高校基本科研业务费专项资金”资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见和建议, 当然, 作者文责自负。

久性，并且加速通胀阶段的持久性更高；王君斌等（2011）基于动态新凯恩斯主义视角的研究表明，1992-2009年期间，在扩张性货币政策冲击下，通货膨胀率上升，表现出较强的通货膨胀持久性，但在中远期会出现通货紧缩。另一方面，就通货膨胀持久性的影响因素而言，Zhang（2011）认为，中国通货膨胀持久性的结构性变化主要是由于有效的货币政策和稳定的通货膨胀预期；欧阳志刚和史焕平（2010）认为，需求冲击对通货膨胀具有正向长期持久效应，供给冲击则对通货膨胀具有负向长期持久效应，而黄桂田和赵留彦（2010）则认为需求冲击下的通货膨胀是顺周期的，供给冲击下的通货膨胀则无显著的周期性。

毫无疑问，现有研究为我们深入考察和分析中国通货膨胀持久性的动态特征及其影响因素提供了理论基础。但是，上述研究在以下几个方面值得进一步探讨。首先，在分析中国通货膨胀运行的动态特征时，现有研究均采用通货膨胀的实际值作为通货膨胀持久性的替代变量，这意味着通货膨胀的静态水平为0或者是恒定不变的常数（Korenok et al., 2010）。虽然，这种研究具有统计学上的意义。但是现实中，央行在制定和执行货币政策时，通货膨胀目标值并非一成不变，而是经常根据客观经济形势进行调整（郑挺国和刘金全，2010）^①。为使通货膨胀持久性的研究更加符合政策目标的需要，许多学者指出，在研究通货膨胀持久性时，应采用通货膨胀缺口，即通货膨胀的实际值和趋势通货膨胀（也可用货币政策目标值替代）之差（也称为通货膨胀缺口持久性）来代替通货膨胀实际值，从而保证在通货膨胀目标值发生变化的情形下准确刻画通货膨胀的动态特征，避免直接使用通货膨胀实际值而不考虑通货膨胀目标值变动可能导致的通货膨胀持久性高估和不必要的政策成本（Cogley et al., 2010; Mishkin, 2007等）^②；其次，现有研究在论及影响通货膨胀持久性动态变化的影响因素时，主要从经济总量和宏观政策着手，而较少涉及经济结构调整对通货膨胀持久性的冲击和影响。从理论上讲，Schultze(1960)有关通货膨胀成因的“需求移动论”认为，由于产业结构的变化，部门发展出现明显差异，需求将在部门之间发生转移，在短期生产要素缺乏流动性、工资和价格缺乏向下弹性的情况下，即使总需求不发生变化，也会引发结构性通货膨胀。这种部门发展结构的不平衡，是发展中国家在转轨时期的普遍现象。事实上，在经济总量快速增长的同时，我国经济结构也在发生着显著的变化，处在不断发展变化进程中的经济结构和经济发展模式等因素也有可能影响通货膨胀的动态持久性特征（张成思，2009）。Osama（2011）对中央银行偏好、经济结构与通货膨胀持久性变化之间关联的研究也表明，经济结构和冲击类型是影响通货膨胀动态性的重要因素。因此，无论是从现实还是从理论上讲，我们都有理由相信，在中国经济结构转型的一个较长时期内，即使在国内外周期性货币因素减弱后，伴随着结构调整中增长动力在行业间的部分转移，产业结构的变化可能是导致通货膨胀持久性不稳定的因素之一。再次，在对中国通货膨胀持久性进行估计时，现有研究大多采取传统单变量自回归方法进行估计。“单变量”方法具有模型简单明了、参数易于估计的优点，但无法识别不同来源的通胀持久性，有可能因为遗漏了驱动通货膨胀的重要因素，从而得出不可靠的结论，尤其是容易高估通货膨胀持久性(Cecchetti and Debelle, 2006)。

有鉴于此，本文将通货膨胀缺口引入菲利普斯曲线模型，采用新凯恩斯混合菲利普斯曲线（Hybrid New Keynesian Phillips Curve, HNKPC）对1996-2010年期间中国通货膨胀缺口的持久性特征进行考察，并运用Blanchard-Quah结构分解方法分析产业结构调整对通货膨胀缺口持久性的影响。结果表明，与现有的研究结果相比，单变量和多变量模型评估的中国通货膨胀缺口持久性都明显较低。并且，加入各产业结构变量后，通货膨胀缺口持久性都明显下降。通货膨胀缺口受第一、二、三产业结构冲击减弱至0的时期分别为3、3、2个季度；第一产业短期会对通货膨胀持久性缺口产生正向冲击，而第二和第三产业短期会对通货膨胀缺口持久性产生负向冲击；总体

^① 2011年中国CPI目标值由2010年的3%上调为4%。

^② Fang Yao(2011)从微观厂商定价行为的视角论证了在新凯恩斯混合菲利普斯曲线方程中用通货膨胀缺口代替通货膨胀的可行性。

来看，第一和第二产业的发展弱化了通货膨胀缺口持久性，第一产业的作用更为显著，而第三产业则强化了通货膨胀缺口持久性。各产业结构对通货膨胀缺口持久性的冲击力度大小分别为第一、三、二产业。

本文在以下三个方面有别于现有相关文献：首先，在通货膨胀持久性变量的选取上，本文采用的是通货膨胀缺口，而非通货膨胀的实际值。这将有利于克服稳态通货膨胀为 0 或恒定常数的假设可能导致的通货膨胀持久性的高估；其次，在研究视角方面，本文重点考察了产业结构调整对通货膨胀缺口持久性的冲击影响，其研究结果将有利于为央行在货币政策制定和执行中权衡保增长、调结构和稳物价三者之间的关系提供理论依据；再次，在通货膨胀缺口持久性估计方法上，本文采用新凯恩斯混合菲利普斯曲线对通货膨胀持久性进行估计，以期尽可能多地捕捉不同冲击对通货膨胀缺口持久性的影响。

本文余下部分的构成为，第二部分是有关中国通货膨胀缺口持久性评估的理论背景、模型设定与变量选取的说明；第三部分是实证结果分析；第四部分是相关结论与政策含义。

二、理论背景、模型设定与变量选取

（一）模型的理论背景

前述表明，通货膨胀持久性是指通胀率在受到随机扰动因素冲击后返回到它的均衡水平所需的时间。通货膨胀持续性越强，其偏离均衡水平趋势持续的时间就越久。通货膨胀持久性程度可以用通货膨胀调整方程来评估。评估方程主要包括传统自回归（AR）单变量通货膨胀调整方程和新凯恩斯菲利普斯曲线多变量调整方程。

1. 传统自回归估计模型

评估通货膨胀持久性最常用的方法就是对通货膨胀的滞后项进行回归，如模型（1A），然后计算通货膨胀滞后项系数总和，即通货膨胀持久性，其实质是描绘了在通货膨胀的动态走势中一个单位的随机冲击对通货膨胀带来的累进效应。通货膨胀滞后项系数总和越大，通货膨胀回归到 0 值水平所需时间越长。如果系数总和接近 1，则随机冲击对通货膨胀有长期影响。如果系数总和小于 1，则随机冲击对通货膨胀影响只是暂时的，不久将恢复到 0 值水平，即通货膨胀持久性与通货膨胀受到外部冲击的持续时间正相关。

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \sum_{k=1}^{L-1} \phi_k \pi_{t-k} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (1A)$$

模型（1A）中 π_t 表示通货膨胀率， k 表示滞后阶数， β_0 为常数项， ε_t 表示序列无关扰动项。

在一定程度上滞后期通货膨胀捕捉了通货膨胀的真实持久性。由于模型中的滞后项之间可能存在一定的共线性，直接对(1A)式进行回归，可能会影响单个滞后项系数的标准差估计精确性，从而会影响统计推断的结论。有鉴于此，O Reilly 和 Whelan (2005)对公式（1A）进行了重新改写：

$$\pi_t = \beta_0 + \rho \pi_{t-1} + \sum_{k=1}^{L-1} \phi_k \Delta \pi_{t-k} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (1B)$$

模型（1B）中， $\Delta \pi_{t-k}$ 为通货膨胀差分项， ρ 为模型（1A）中各滞后项的系数和，即通货膨胀持久性系数。 ρ 是样本期内通货膨胀对随机冲击反应的关键决定因素，同时 $1/(1-\rho)$ 给出了无限时域（infinite-horizon）通货膨胀对随机冲击的反应。使用 ρ 而不是模型（1A）中各滞后项系数和表示的通货膨胀持久性系数，是因为前者可以在存在单位根或者共线性的情形下，获得适当

的通货膨胀持久性系数估计值。

2. 扩展的新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型

单变量向量自回归方法具有模型简单明了、参数易于估计的优点，但无法识别不同来源的通货膨胀持久性，有可能因为遗漏了驱动通货膨胀的重要因素，从而得出不可靠的结论。因此，许多学者在研究通货膨胀持久性时采用了新凯恩斯菲利普斯曲线模型。但在纯粹的新凯恩斯菲利普斯曲线模型中，通货膨胀是一个完全的前瞻性变量，无法反映出通货膨胀持久性特征，Gali 和 Gertler(1999)通过加入通货膨胀的滞后结构，对前瞻性通货膨胀调整方程进行扩展，提出了新凯恩斯混合菲利普斯曲线。依据该模型可以将通胀持久性的来源归纳为产出缺口或边际成本的波动、通货膨胀历史水平和通货膨胀预期三个因素。此后，相关学者在 HNKPC 模型的基础上进行了扩展，以期尽可能全面捕捉通货膨胀影响因素的不同来源 (Porter, 2010)。综合现有研究，一般形式扩展的新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型为：

$$\pi_t = \beta_0 + \rho\pi_{t-1} + \sum_{k=1}^{L-1} \phi_k \Delta\pi_{t-k} + (1-\rho)E_t[\pi_{t+1}] + \beta_2 y_t + \gamma X_t + \varepsilon$$

$$E[\varepsilon_t] = 0 \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (2)$$

其中， π_t 表示通货膨胀， y_t 表示产出缺口， $E(\pi_{t+1})$ 表示通货膨胀率预期， x_t 表示其他的冲击变量。

(二) 模型设定

上述模型在评估通货膨胀持久性的变化特征和影响因素时，均假定通货膨胀的静态水平为 0 或者是恒定不变的常数，从而采用通货膨胀的实际值作为通货膨胀持久性的替代变量 (Korenok et al., 2010)。但在现实中，各国央行在制定和执行货币政策时，通货膨胀目标值并非一成不变，而是经常根据客观经济形势进行调整。在此情况下，如果不考虑通货膨胀目标值变动而直接使用通货膨胀实际值，则有可能导致通货膨胀持久性的高估和不必要的政策成本 (Cogley et al., 2010)。因此，许多学者指出，在研究通货膨胀持久性时，应采用通货膨胀缺口来代替通货膨胀实际值，从而保证在通货膨胀目标值发生变化的情形下准确刻画通货膨胀的动态特征 (Cogley and Sbordone, 2008; Coibion and Gorodnichenko, 2011)。基于此，我们在上述单变量和多变量模型中引入通货膨胀缺口，构建本文的评估模型。

1. 基于通货膨胀缺口的单变量自回归模型

对于单变量自回归模型，我们在前述模型 (1B) 的基础上使用通货膨胀缺口调整方程来评估通货膨胀缺口持久性，对通货膨胀缺口的滞后项进行回归可得到：

$$\pi_t^{gap} = \beta_0 + \rho\pi_{t-1}^{gap} + \sum_{k=1}^{L-1} \phi_k \Delta\pi_{t-k}^{gap} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t] = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (3)$$

模型 (3) 中， $\Delta\pi_{t-k}^{gap}$ 为通货膨胀缺口差分项， ρ 为模型 (1A) 中各滞后项的系数和，即通货膨胀缺口持久性系数。我们选择通货膨胀缺口的一阶差分滞后项，所以残差项不能表示序列相关性，在这里我们运用 LM 序列相关性检验进行诊断检验，以保证自回归模型在传统显著性水平下不存在序列相关性。同时，我们采用 White 和 Breush-Pagan 方法进行异方差检验，并且使用 Newey-West 稳健性误差方法以校正异方差。

2. 基于通货膨胀缺口的新凯恩斯混合菲利普斯曲线方程

同样地，对于多变量评估模型，我们在模型 (2) 中加入通货膨胀缺口的滞后结构，同时，假定通货膨胀预期和通货膨胀目标值相等 (Sophocles and Migiakis, 2011)，即可得到关于通货膨胀缺

口的新凯恩斯混合菲利普斯曲线方程:

$$\pi_t^{gap} = \beta_0 + \rho\pi_{t-1}^{gap} + \beta_2 y_t + \gamma X_t + \varepsilon_t \quad E[\varepsilon_t] = 0 \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (4)$$

其中, π_t^{gap} 表示通货膨胀缺口, ρ 表示通货膨胀缺口持久性系数, y_t 表示产出缺口, x_t 表示其他冲击变量, 如产业结构调整变量。

3.通货膨胀缺口持久性动态评估模型

前述研究方法给出了各变量之间的静态或者是平均变化规律, 但无法刻画不同时期各变量之间的动态变化关系。本文的目的在于评估产业结构变化对通货膨胀缺口持久性的冲击。因此, 有必要在需求冲击和供给冲击的基础上分解出产业结构冲击的影响。基于此, 我们利用 Blanchard-Quah (1989)提出的对结构性冲击进行长期约束的方法来识别中国通货膨胀缺口持久性变动中的产业结构冲击。Blanchard-Quah (1989)与其他结构分解方法最大的不同之处在于, 他们将 Y_t 看成是内生变量, 而 ε_t 则代表外生变量, 在模型中分别代表总需求冲击、总供给冲击和产业结构调整冲击。依据 Cover et al. (2006) 的方法, 我们构建扩展的三变量 Blanchard-Quah 结构分解模型, 即 $Y_t = (\pi_t^{gap}, y_t, X_t)'$ 。按照 Wold 分解定理, Y_t 可以写成如下的表达式:

$$Y_t = A(0)\varepsilon_t + A(1)\varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} A(j)\varepsilon_{t-j} \quad (5)$$

其中 ε_t 即为三种结构性冲击构成的结构性冲击向量, 且有 $\text{var}(\varepsilon) = I$ 。 ε 代表(5)式中 ε_t 的总体。由于无法直接观测到这三种结构冲击, 我们根据VAR的估计值获取它们的信息。因此, 可先对 Y_t 进行VAR分析, 然后转化为下述的向量移动平均(Vector Moving Average, VMA)过程:

$$Y_t = e_t + C(1)e_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C(j)e_{t-j} \quad (6)$$

其中 $\text{var}(e) = \Sigma$, e 代表 (4) 式中 e_t 的总体, Σ_e 称为新息的方差/协方差矩阵。比较 (5) 式和 (6) 式, 如果对于任何的 $j(j=0, 1, 2, \dots)$ 都有一个矩阵 $A(0)$ 使得 $e_{t+j} = A(0)\varepsilon_{t+j}$ 成立, 则有 $A_{t+j} = C_{t+j}A(0)$ 成立。因此, 我们首先需要找到 $A(0)$, 随后就可以由 e_t 分解出每个时期 t 的结构性冲击 ε_t , 这样由 (6) 式就可将 Y_t 表示成 ε_t 中三种结构性冲击的函数, 这个过程即为冲击分解 (shocks decomposition), 且这样分解出来的三种结构性冲击相互之间是正交化的。矩阵 $A(0)$ 有 9 个元素, 需要 9 个约束条件才能将其求解出来。由上述条件易知:

$$\Sigma = A(0)A(0)' \quad (7)$$

而对称矩阵 Σ 可以通过上述的VAR估计出来, 因此, 由 (7) 式我们可以得到关于 $A(0)$ 的 9 个元素的 6 个约束方程, 但还需要另外的 3 个约束条件。在作另外 3 个约束条件时, 我们按照 Blanchard

- Quah (1989)的方法对冲击的影响进行长期约束。为此，我们须对 ε_t 中的三个结构性冲击赋予明确的经济含义。与他们的约束方法一致，我们认为，中国产出缺口同时受到供给冲击(ε_t^s)和需求冲击(ε_t^d)的影响。由于 Y_t 中有3个变量，我们还可以分解出第三种结构性冲击。我们将第三种结构性冲击定义为产业结构冲击，记为 ε_t^i ($i=1,2,3$)，这样我们就可以分析各产业结构调整对通货膨胀持久性的动态影响。在给定好三种结构冲击之后，将 (5) 式中的 ε_t 写作 $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^i, \varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d)$ 。依照 Blanchard - Quah(1989)，长期产出缺口不受需求因素的影响，依据 (5) 式可以得到如下约束方程：

$$\left(\sum_{j=0}^{\infty} A(j)\varepsilon_{t-j}\right)_{23} = 0 \quad (8)$$

此外，依据需求移动理论，除产业结构冲击外其它两个冲击对通货膨胀的长期影响为0，则可得如下两个约束方程：

$$\left(\sum_{j=0}^{\infty} A(j)\varepsilon_{t-j}\right)_{12} = 0 \quad (9)$$

$$\left(\sum_{j=0}^{\infty} A(j)\varepsilon_{t-j}\right)_{13} = 0 \quad (10)$$

通过上述 (7) 至 (10)式，我们可以从 e_t 中分解出 ε_t ，从而可以分析 ε_t 中各种结构性冲击对 Y_t 中各变量的动态影响。

(三) 变量选取与数据说明

依前所述，进入模型中的变量有通货膨胀缺口、产出缺口和产业结构变量。

1.通货膨胀缺口。通货膨胀缺口 $\pi_t^{gap} = \pi_t - \pi_t^{target}$ ，表示实际通货膨胀率与通货膨胀目标值的暂时偏离。实际通货膨胀率按惯例采用消费者价格指数表示。通货膨胀目标值测度方法有两种，一是用趋势通货膨胀 (Trend Inflation) 表示通货膨胀目标值 (如 Sbordone, 2007; Coibion and Gorodnichenko, 2011 等)。趋势通货膨胀通常采用退势方法估计，如 HP 滤波、BK 滤波、CF 滤波、不可观测模型等方法，不同的退势方法会得出不同的结果，进而会导致分析结果的不同；二是依据政府或者相关研究机构公布的通货膨胀目标值 (如 Conway et al. , 2010; 李成等, 2011)。Cogley et al. (2010) 指出，在分析中央银行货币政策的传导时滞和有效性时，使用政府公布的通货膨胀目标来构建通货膨胀缺口，能更好的反应通货膨胀持久性特征。因此，我们采用 Conway et al. (2010) 和国内部分学者 (谢平等, 2002; 郑挺国等, 2010) 给出的中国通货膨胀目标值来测度通货膨胀缺口，该估计值与历年中国政府工作报告和其他官方文件公布的通货膨胀目标值基本一致 (李成等, 2011)。采用这种接近于真实情况的时间序列得到的研究结果将更能反映中国通

货膨胀缺口的现实，其政策含义也更具有参考价值。基于此，本文采用该估计值^①，所估计的中国通货膨胀缺口见图1。

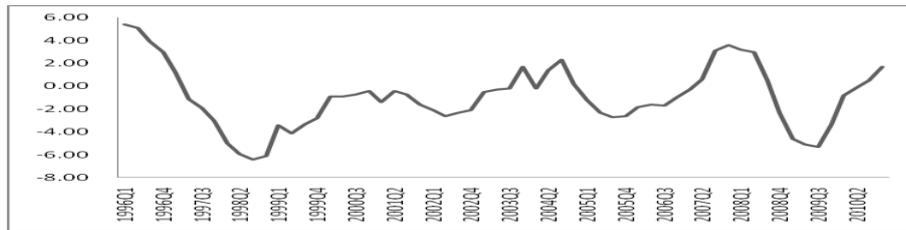


图1 中国通货膨胀缺口

2.产出缺口。产出缺口是实际产出与潜在产出之差。测度潜在产出的方法主要有趋势估计法（如HP滤波，BK滤波、CF滤波等）、生产函数法、以及动态随机一般均衡法等。部分学者基于生产函数方法估计了中国的潜在产出（如中国人民银行营业管理部课题组，2011），但该方法以新古典增长理论为理论基础，对数据质量和可获性有很强的限制性，且该生产函数易受到经济结构调整的影响而不稳定，具体测度不确定性较大；而动态随机一般均衡方法估计潜在产出时，模型构建过于复杂，受个体行为设定和外生冲击影响较大，复杂的微观结构对宏观变量间的相关系数有严格约束，容易导致模型参数难以识别，从而影响测度结果。相比较而言，趋势估计法通过分离经济增长率的波动成分，保留其趋势成分作为潜在产出，是一种传统的简单易行的估计方法。该方法在研究产出缺口相关问题时得到广泛应用，并且常融合到菲利普斯曲线的研究中。尽管不同的趋势估计方法会得出不同的结果，进而可能导致分析结果的不同，但大多数学者在采用新凯恩斯混合菲利普斯曲线分析中国通货膨胀动态特征时均采用HP滤波方法来估计中国的产出缺口

（如刘斌和张怀清，2001；范爱军和韩青，2009；郑挺国和王霞，2010；吕越和盛斌，2011等）。有鉴于此，本文的产出缺口由常用的HP滤波估计方法得到。

3.产业结构调整变量。我们以各产业的加权经济增长率对经济增长的贡献率作为各产业结构调整代理变量。即各个产业的加权增长率为各产业的经济增长率与其在GDP中所占权重的乘积，其权重为对应上一年度同期各个产业占国内生产总值的比重。这一指标能够更好地反映产业结构的动态变化特征（殷剑锋，2010）。各产业加权经济增长率对国民经济增长率的贡献率计算公式为：

$$X_{it} = \frac{industry_{it} \times weight_{i,t-4}}{\sum_{i=1}^3 industry_{it} \times weight_{i,t-4}}$$

率。 $weight_{i,t-4}$ 为各产业比重， $i=1,2,3$ 。

本文数据来自国际金融统计（IFS），都使用季度同比数据，样本期间为1996年第一季度至2010年第四季度。各变量单位根检验的结果显示，都在5%显著性水平下满足I(0)。

三、实证检验与结果分析

（一）通货膨胀缺口持久性的变化特征分析

我们首先估计基于通胀缺口的单变量自回归模型（3），该模型是只包含通货膨胀缺口 π_t^{gap} 滞

^① 1998年至2010年的通货膨胀目标值来自Conway et al. (2010)的估计值，依次为5%、2%、1%、2%、2%、1%、3%、4%、3%、3%、4.8、4%和3%，1996和1997年的通货膨胀目标值根据谢平等（2002）和郑挺国等（2010）的估计，取值为4%。

后项的自回归AR(4)模型，它反映了通货膨胀滞后因素的影响；然后分别是加入产出缺口 y_t 和各产业结构变量 X_{it} ($i=1,2,3$) 的扩展的新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型 (4)，它反映了通货膨胀率滞后因素产出缺口和各产业结构调整对通货膨胀缺口持久性的影响。对于模型 (4)，首先计算包含产业结构冲击滞后阶因子的方程，删去不显著的变量，最后得到估算结果。由于各方程都包含了被解释变量的滞后项，D.W.值并不能完全反映残差自相关情况，我们计算了残差自相关LM检验概率值 (见表1)。

从模型 (3) 的结果来看，调整后的 R^2 达到 0.82，表明通货膨胀缺口变化 83% 的方差都可以在模型中得到解释。残差自相关的 LM 检验不能拒绝残差无自相关的零假设，可以认为，AR(4) 模型估计的通货膨胀缺口持久性 ρ 为 0.66，低于张成思 (2009) 以通货膨胀实际值所估计的 0.782 的水平。这也进一步印证了使用通货膨胀实际值有可能高估通货膨胀持久性的这一基本判断。

模型(4A)至(4C)分别检验了第一、二、三产业结构冲击对通货膨胀缺口持久性的影响。首先，在添加了产出缺口 y 和第一产业结构调整变量的新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型(4A)中，调整的 R^2 提高到 0.87，虽然残差自相关 LM 检验的 F 概率值减少了 0.54，但不能拒绝残差无自相关的零假设。模型(4A)相较于模型(3)的方差解释效果显著提高，通货膨胀缺口的持久性也随之降低了 0.08。同时，我们可以看出产出缺口系数为正，并且在 5% 水平下显著，说明产出缺口的加大对通货膨胀缺口持久性具有强化作用。而第一产业系数为负，并且在 1% 水平下显著，说明长期内，第一产业的加快发展对通货膨胀缺口持久性具有弱化作用。其次，添加了滞后 3 阶第二产业结构因子的模型(4B)相对于模型(3)，通货膨胀缺口持久性降低了 0.005，模型的拟合效果提高至 0.86，第二产业结构系数为负，说明第二产业对通货膨胀缺口持久性也具有弱化作用，并且第二产业结构调整对通货膨胀缺口持久性的影响滞后于第一产业。接下来，添加了滞后 3 阶第三产业结构因子模型(4C)相对于模型(3)，通货膨胀缺口持久性降低了 0.016，模型的拟合效果也提高到 0.86，第三产业结构系数为正，说明第三产业发展在长期内对通货膨胀缺口持久性有强化作用。对比模型(4A)、模型(4B)和模型(4C)的估计结果，我们发现，3 个模型的解释效果没有发生显著变化，并且各模型中通货膨胀缺口持久性都较模型(3)有不同程度的降低。其中，第一产业最为明显，第三产业结构调整对通货膨胀持久性的影响作用介于第一和第二产业之间。

表1 通货膨胀缺口持久性的估计

变量名称	变量符号	模型 (3)	模型 (4A)	模型 (4B)	模型 (4C)
截距项	β_0	-0.381400 (-2.438210**)	0.876082 (1.962380*)	16.88862 (2.159124*)	-13.12273 (-2.950248***)
通货膨胀持久性	ρ	0.663821 (9.863400***)	0.583701 (9.772232***)	0.659261 (10.61525***)	0.645392 (10.91985***)
滞后一期差分通货膨胀率	DCPIGAP(-1)	0.341921 (2.969559***)			
滞后二期差分通货膨胀率	DCPIGAP(-2)	0.259713 (2.112049**)			
滞后三期差分通货膨胀率	DCPIGAP(-3)	0.301416 (2.376242**)	0.286610 (2.647380**)	0.374477 (3.413287***)	0.333333 (3.109792***)
产出缺口	y_t		0.612641 (6.244987***)	0.566779 (5.573084***)	0.591480 (5.984168***)
第一产业结构变动	X1(-2)		-0.976038 (-3.105523***)		
第二产业结构变动	X2(-3)			-4.367208	

		(-2.216465**)		
第三产业结构变动	X3(-3)			3.382139 (2.851381***)
判定系数 R ²	0.833474	0.877655	0.867302	0.874523
调整后的 R ²	0.820413	0.868059	0.856894	0.864681
D.W.统计量	2.012617	1.984947	1.983863	1.999722
LM 检验概率	0.7434	0.2038	0.1167	0.1340

注：括号内为相应t值，***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

综合上述模型(3)至模型(4C)的估计结果，我们可以看出，与现有的研究相比，无论是单变量还是多变量模型评估的通货膨胀持久性都显著较低。第一和第二产业对通货膨胀持久性的长期影响为负，而第三产业对通货膨胀持久性的长期影响为正。

(二) 产业结构调整对通货膨胀缺口持久性的冲击分析

接下来，我们采用 Blanchard-Quah 结构分解方法进一步分析各产业结构变动对通货膨胀缺口持久性的动态影响。根据前文对冲击的分解，我们可以分析每种结构性冲击对通货膨胀缺口变量的冲击方向，在此基础上进一步对比分析各产业结构变动对通货膨胀缺口持久性的动态影响。

图 2 至图 4 分别给出了中国通货膨胀缺口对第一、二、三产业结构性冲击的脉冲响应。图 2 表明，第一产业对通货膨胀缺口的当期影响为正，到第 3 期回归至 0，说明通货膨胀缺口吸收第一产业冲击的持续时间为 3 个季度。第 3 期之后，开始转为负值，并且一直持续到第 10 期，说明第一产业对通货膨胀缺口的短期冲击为正，但长期冲击为负。图 3 表明，第二产业对通货膨胀的当期冲击为负，第 3 期趋于 0，说明通货膨胀缺口吸收第二产业冲击的持续时间也为 3 个季度。图 4 表明，第三产业对通货膨胀缺口的当期冲击也为负，到第 2 期趋于 0，说明通货膨胀缺口吸收第三产业冲击的持续时间为 2 个季度。第 2 期之后，开始转为正值，并且一直持续到第 9 期，说明推进产业结构优化升级，加快第三产业的发展在一定时期内对通货膨胀缺口有正向冲击作用。总体而言，短期内，第一产业结构的变化对通货膨胀缺口有正向冲击作用，而第二和第三产业的冲击作用为负。长期内，第一产业冲击为负、第二和第三产业冲击为正，第三产业的作用更为显著。说明服务业领域中劳动力成本涨幅可能超出其生产率增长，导致价格出现上涨趋势，同时第二产业中资源性产品价格也在逐步理顺，这些因素有可能系统性地推高价格水平。

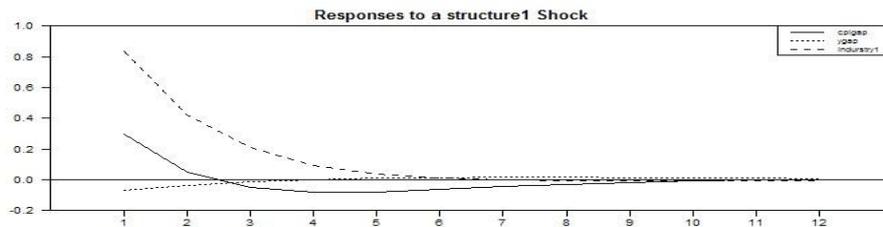


图 2 第一产业结构冲击的脉冲响应

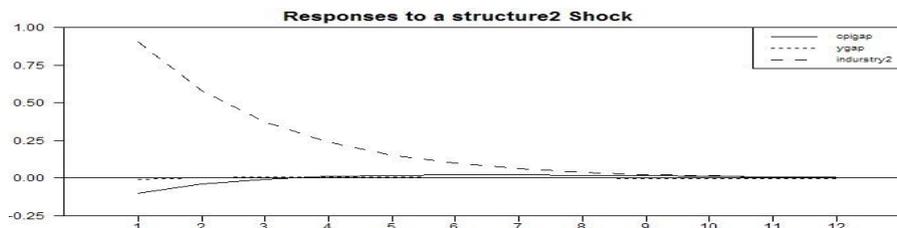


图 3 第二产业结构冲击的脉冲响应

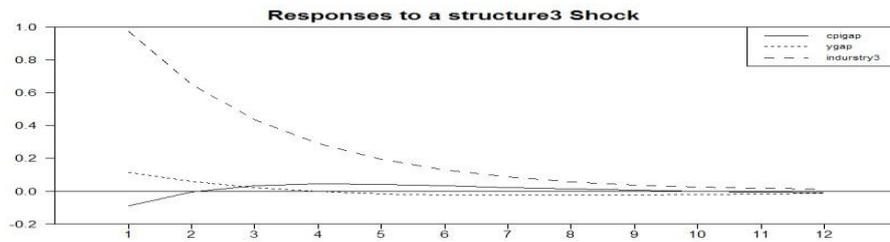


图 4 第三产业结构冲击的脉冲响应

表 2 通货膨胀缺口方差分解

产业结构变量	季度数	S.E	需求冲击	供给冲击	产业结构冲击
第一产业	1	1.037557	83.00103	0.330433	16.66854
	4	2.069886	92.39446	1.157019	6.448525
	8	2.236804	91.76192	1.497877	6.740199
	12	2.404462	90.99364	2.202365	6.803999
第二产业	1	1.180287	69.81255	29.17753	1.009920
	4	2.114899	87.40136	12.22578	0.372858
	8	2.457436	89.62991	10.05286	0.317230
	12	2.506173	89.24043	10.44216	0.317416
第三产业	1	1.091662	87.37870	9.489433	3.131867
	4	2.333466	93.52784	4.057489	2.414675
	8	2.539992	92.03208	4.504212	3.463711
	12	2.557187	91.50681	4.960220	3.532970

上述脉冲响应函数刻画了 VAR 模型中各产业结构变量冲击对通货膨胀缺口的冲击方向和持续时间，但无法判断各产业结构冲击对通货膨胀缺口持久性变化的贡献度。因此，为进一步分析对比不同产业结构冲击的重要性，我们依据前述模型(4A)至(4C)，分别对通货膨胀缺口进行了方差分解。结果见表 2。

表 2 显示，在三种结构冲击中，需求冲击是影响中国通货膨胀缺口持久性的主要因素，其贡献率大多时候保持在 90%以上，供给冲击作用较弱。在需求冲击和供给冲击基础上分解出的各产业结构冲击的影响较小。各产业结构冲击对通货膨胀缺口动态影响的贡献率大小依次为：第一产业、第三产业、第二产业。进一步分析还可以发现，第三产业对通货膨胀缺口的影响在逐步增强，而第一和第二产业的作用在逐步减弱，其中，第一产业的降幅更为明显。

四、结论与政策含义

本文从通货膨胀缺口和产业结构调整视角，分析了中国通货膨胀持久性的动态变化特征及其影响因素。首先，我们基于通货膨胀缺口 AR(4)模型估计的通货膨胀持久性为 0.66，低于现有研究所估计的水平。其次，我们从宏观视角将通货膨胀缺口引入新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型，从产出缺口和产业结构调整等方面捕捉了不同冲击对通货膨胀缺口持久性的影响，各产业结构 HNKPC 模型评估的通货膨胀缺口持久性都明显低于单变量模型的估计值。再次，通过使用 Blanchard-Quah 结构分解方法在需求冲击和供给冲击的基础上分别分解出了各产业结构调整因素对通货膨胀缺口持久性变化的影响。结果表明，加入各产业结构变量后，通货膨胀缺口持久性都明显下降。通货膨胀缺口受第一、二、三产业结构冲击减弱至 0 的时期分别为 3、3、2 个季度；第一产业发展短期内对通货膨胀持久性缺口的冲击为正，其长期影响为负，而第二和第三产业短期会对通货膨胀缺口持久性产生负向冲击，但其长期冲击为正，并且第三产业的冲击作用更为显著。总体来看，第一和第二产业的发展弱化了通货膨胀缺口持久性，而第三产业发展则强化了通

货膨胀缺口持久性。在三种结构冲击中，需求冲击是影响中国通货膨胀缺口持久性的主要因素，其贡献率大多时候保持在 90%左右，供给冲击次之，各产业结构冲击的影响较小。对比来看，各产业结构冲击对通货膨胀持久性缺口的动态影响贡献率大小依次为：第一产业、第三产业、第二产业。总体而言，产业结构调整因素对通货膨胀缺口持久性的影响不容忽视，尤其是第一产业结构的冲击力度超过了供给冲击，第三产业也只略小于供给冲击的影响。

本文的研究表明，通货膨胀本身具有一定的持久性，政策调控应该充分考虑通货膨胀这一重要特征，以避免“反应过度”。而且，除需求管理和供给管理政策外，有效管理通货膨胀也必须考虑产业结构调整因素的影响，充分认识到处于转轨时期的中国产业结构变化中第一产业比重逐步减少和第二、三产业比重上升对通货膨胀动态变化的影响。在着力提升第三产业同时，尤其注重增强第一产业的基础地位，优化发展第二产业，这样才能在稳增长、调结构和控通胀三者之间达到平衡。

参考文献

- [1] 范爱军和韩青，2009，《菲利普斯曲线与中国通货膨胀动态拟合》，《金融研究》第 9 期，第 55-71 页。
- [2] 黄桂田和赵留彦，2010，《供给冲击、需求冲击与经济周期效应——基于中国数据的实证分析》，《金融研究》第 6 期，第 1-16 页。
- [3] 李成、马文涛和王彬，2011，《学习效应、通胀目标变动与通胀预期形成》，《经济研究》第 10 期，第 39-53 页。
- [4] 刘斌、张怀清：《我国产出缺口的估计》，《金融研究》2001 年第 10 期，第 69-77 页。
- [5] 吕越和盛斌，2011，《开发条件下产出缺口型菲利普斯曲线的再验证——基于中国省级季度动态面板数据》，《金融研究》第 10 期，第 47-58 页。
- [6] 欧阳志刚和史焕平，2010，《中国经济增长与通货膨胀的随机冲击效应》，《经济研究》第 7 期，第 68-78 页。
- [7] 王君斌、郭新强和蔡建波，2011，《扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性》，《管理世界》第 3 期，第 7-21 页。
- [8] 王松奇，2011，《宏观调控应避免“反应过度”倾向》，《银行家》第 4 期，第 4-5 页。
- [9] 谢平和罗雄，2002，《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》，《经济研究》第 3 期，第 3-12 页。
- [10] 殷剑锋，2010，《二十一世纪中国经济周期平稳化现象研究》，《中国社会科学》第 4 期，第 57-73 页。
- [11] 张成思，2009，《外生冲击、货币政策与通胀持久性转变》，《管理世界》第 7 期，第 26-34 页。
- [12] 张成思和刘志刚，2007，《中国通货膨胀率持久性变化研究及政策含义分析》，《数量经济技术经济研究》第 3 期，第 3-12 页。
- [13] 张屹山和张代强，2008，《中国通货膨胀率波动路径的非线性状态转换——基于通货膨胀持久性视角的实证检验》，《管理世界》第 12 期，第 43-50 页。
- [14] 郑挺国和刘金全，2010，《区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用》，《经济研究》第 3 期，第 40-52 页。
- [15] 郑挺国和王霞，2011，《泰勒规则的实时分析及其在我国货币政策中的适用性》，《金融研究》第 8 期，第 31-47 页。
- [16] 中国人民银行营业管理部课题组，2011，《基于生产函数法的潜在产出估计、产出缺口及与通货膨胀的关系：1978~2009》，《金融研究》第 3 期，第 42-50 页。
- [17] Blanchard O. J., and D., Quah, 1989, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, 79 (4), pp.655-673.
- [18] Cecchetti S. and G. Debelle, 2006, “Has the Inflation Process Changed?” *Economic Policy*, 21 (46), pp.311-352.
- [19] Cogley T. and A. M., Sbordone, 2008, “Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve”, *American Economic Review*, 98, pp.2101-2126.
- [20] Cogley T., G. Primiceri and T. Sargent, 2010, “Inflation-Gap Persistence in the US”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1), pp. 43-69.

- [21] Coibion O., and Y. Gorodnichenko, 2011, “Monetary Policy, Trend Inflation and the Great Moderation: An Alternative Interpretation”, *American Economic Review*, 101(1), pp.341-370.
- [22] Conway P., R. Herd and T.Chaloux, 2010, “Reforming China’s Monetary Policy Framework to Meet Domestic Objectives.” OECD Economics Department Working Papers, No 822.
- [23] Cover J.P. , Enders W. and C. James Hueng ,2006, “Using the Aggregate Demand-Aggregate Supply Model to Identify Structural Demand-Side and Supply-Side Shocks: Results Using a Bivariate VAR”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 38, issue 3, pp. 777-790 .
- [24] Fuhrer C. J., 2010, “Inflation Persistence”, *Handbook of Monetary Economics Volume 3*, pp. 423-486.
- [25] Fuhrer C. J., and M. George, 1995, “Inflation Persistence”, *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp.127-159.
- [26] Gali J., and M. Gertler, 1999, “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 44(2), pp.195—222.
- [27] Korenok O., S. I. Radchenko and N. R. Swanson, 2010, “International Evidence on the Efficacy of New-Keynesian Models of Inflation Persistence”, *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), pp. 31-54.
- [28] Mishkin S. F., 2007, “Inflation Dynamics”. NBER Working Paper Series, No.13147.
- [29] O Reilly G. and K. Whelan., 2005, “Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?”, *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp.709-720.
- [30] Osama D. S., 2011, “Inflation Variability between Central Bank’s Preferences and the Structure of the Economy: A Note”, *Economic Modelling*, 28, pp. 630–636.
- [31] Porter N., 2010, “Price Dynamics in China”, IMF Working Paper, WP/10/221.
- [32] Sbordone A.M., 2007, “ Inflation Persistence: Alternative Interpretation and Policy Implications”, *Journal of Monetary Economics* 54, pp.1311-1339.
- [33] Schultze C.L.,1960, ”Creeping Inflation Causes and Consequences”, *Business Horizons*, vol. 3, issue 2, pp.65-77.
- [34] Sophocles N. B., and P. M. Migiakis, 2011, “Inflation Persistence and the Rationality of Inflation Expectations”, MPRA Paper No. 29052,.
- [35] Yao F., 2011, “Monetary Policy, Trend Inflation and Inflation Persistence”, SFB 649 Discussion Paper, No. 2011-008.
- [36] Zhang C.S., 2011, “Inflation Persistence, Inflation Expectations, and Monetary Policy in China”, *Economic Modelling* ,28, pp. 622–629.

Changing Industrial Structures and Inflation-Gap Persistence in China

Pan Min, Miao Haibin

Abstract: This paper estimates the dynamic characteristics of inflation gap persistence in China and the effects of industrial structure adjustment on inflation gap persistence from 1996 to 2010, using the hybrid New Keynesian Phillips curve (HNKPC) model and Blanchard-Quah structure decomposition. The results show that the inflation gap persistence, which measured by univariate and multivariate models, are both significantly lower than that of prior literatures. After cooperating the industrial structure variables, inflation gap persistence are decreased significantly. Specifically, with the shocks of the primary ,secondary and tertiary industries, the lasting period of inflation gap back to zero are 3, 3, 2 quarters respectively; In the short run, the primary industry has positive impact on inflation gap persistence, while the secondary and tertiary industries have negative impact. Overall, the primary and secondary industries weakened the inflation gap persistence, while the tertiary industry strengthened it. The contributions of industry structure shocks to inflation gap persistence are the primary, tertiary and secondary industries orderly. Therefore, controlling inflation should consider the influence of industrial structure adjustment.

Key Words: Inflation-Gap Persistence, Industrial Structures, Hybrid New Keynesian Phillips Curve