

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)

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

中图分类号：F822.5 文献标识码：A

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本次金融危机以来世界各国金融救市政策对中国通货膨胀的冲击进行深入分析，但我们认为，更为重要的是需要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）。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，吸收冲击的速度越慢，所需的时间越长，则持久性水平越高。持久性反映了物价总水平持续性上涨的这一主要特征。而且，不同的经济体、同一经济体在不同的宏观经济环境下其通货膨胀的持久性表现出明显的差异（Christiano et al., 2005; Fuhrer, 2005; Blanchard and Gali, 2007; Mishkin, 2007; Benati, 2008; Fernando and Petrassi, 2010; Cogley et al., 2010; Zhang and Clovis, 2010; Zhang, 2011 等）。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。张成思和刘志刚（2007）有关中国 36 个主要城市居民消费价格指数通胀率（CPI）持久性水平差异性的实证研究表明，不同城市之间通货膨胀持久性水平差异较大，同样的一个货币政策冲击，高通胀持久性城市所受的影响会持续相当长的一段时间，而低通胀地区则恰好相反。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久性，并且加速通胀阶段的持久性更高。张成思（2009）对中国 1983-2008 年期间 CPI 通胀率动态持久性特征的研究发现，1997 年之后中国通货膨胀持久性受到外生干扰因素冲击后偏离均衡状态的持续时间缩短，系统性的政策改进是中国通胀持久性减弱的主要动因。进一步地，通过采用对比模拟仿真法，Zhang（2011）证明了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。王君斌等（2011）则基于动态新凯恩斯主义视角，研究了 1992-2009 年中国货币政策对通货膨胀持久性的影响，其研究表明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。

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, Primiceri and Sargent, 2010; Mishkin, 2007 等）²；其次，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，但它无法识别不同来源的通胀持久性。Cecchetti and Debelle（2006）指出，使用单变量估计通货膨胀持久性时，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。再次，上述研究在论及影响通货膨胀持久性动态变化的内部调整因素时，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本身对通货膨胀持久性的冲击和影响。事实上，20 世纪 90 年代以来，伴随着中国经济总量的快速增长，经济结

构也发生了显著的变化。转轨时期，中国经济的增长呈现出总量增长和结构调整并存的特征；在经济增长过程中，宏观经济政策的目标也主要是在保增长、调结构和稳物价三者之间进行权衡。因此，在中国经济总量快速增长和经济结构不断调整的背景下，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）。从理论上看，Schultze（1959）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。本次全球金融危机爆发之后，从结构层面来研究宏观经济波动也日益得到相关学者的极大关注。Blanchard et al（2010）在金融危机后反思主流宏观经济政策时指出，传统政策仅关注总量目标的不足而忽视了结构问题，才导致危机的产生。因为结构变化意味着宏观调控基础的变化以及政策传导机制的变化。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，央行的偏好是一个必要条件，但并不足以保证较低的通货膨胀率变化，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看，我们都有理由相信，在中国经济总量快速增长的过程中，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。

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研究的选取上，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；第三，在影响因素方面，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。

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的静态和动态评估模型的构建；第三部分在合理选取指标变量的基础上，利用1996年第一季度至2010年第四季度的季度数据

对中国通货膨胀缺口持久性的变化特征进行了静态评估，并使用 Blanchard-Quah 的方差分解方法进一步分解出各产业结构变化对通货膨胀缺口持久性的动态影响；第四部分是相关结论与政策含义。

二、中国通货膨胀缺口持久性评估模型

(一) 通货膨胀缺口持久性的相对静态评估模型

通货膨胀缺口持久性程度可以使用通货膨胀缺口调整方程来评估。我们依照 Fernando 和 Petrassi (2010) 评估 27 个发达经济体和发展中国家通货膨胀持久性的方法。不同之处在于，我们在传统自回归 (AR) 单变量通货膨胀调整方程和新凯恩斯混合菲利普斯曲线多变量调整方程中使用通货膨胀缺口而非直接采用通货膨胀实际值来对中国 1996 年至 2010 年的季度通货膨胀缺口持久性进行估计。

2.1 传统自回归方法估计模型

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

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

模型 (1A) 中 π_t^{gap} 表示通货膨胀缺口， 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缺口捕捉了通货膨胀缺口的真实持久性。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(张成思, 2009)。有鉴于此，我们采取 O'Reilly 和 Whelan (2005) 的方法对公式 (1) 重新改写：

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

模型 (1B) 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。 ρ 是样本期内通货膨胀缺口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) 通货膨胀缺口对随机冲击的反应。使用 ρ 而不是模型 (1A) 中各滞后项系数和表示的通货膨胀缺口持久性系数，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缺口持久性系数估计值。

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。

2.2 扩展的新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型

前述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，但它无法识别不同来源的通货膨胀缺口持久性，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。因此很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。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（completely forward-looking）变量，通货膨胀可以对产出或者通货膨胀预期的变化立即做出跳跃式调整。通货膨胀所反映的任何动态性质只反映了产出缺口所具有的性质。这意味着没有任何内在意义上的通货膨胀持久性，通货膨胀是以一种完全前瞻性的方式来决定的，通货膨胀的变化是一个完全前瞻的过程，即通货膨胀对其滞后值没有结构性的依赖关系。只要中央银行采取了明确的通货膨胀目标，长期通货膨胀预期不依赖通货膨胀的历史数据。因此不能用来刻画通货膨胀持久性特征。

由于纯粹的前瞻性新凯恩斯主义模型没有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。新凯恩斯菲利普斯曲线建立在理性预期和价格粘性基础之上。该模型保留了标准理性预期模式，同时可以弥补纯粹前瞻性通货膨胀模型在解释通货膨胀持久性等方面的不足，模型中影响通胀的主要因素有超额总需求、通胀预期和通胀持久性。这类模型已被广泛应用于通货膨胀持久性分析。

经过扩展之后的新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型在中国通货膨胀影响因素的分析中得到了广泛的运用。中国经济增长与宏观稳定课题组（2008）在 HNKPC 模型的基础上进行扩展，重点分析了汇率变动和石油价格波动等外部冲击因素对中国通货膨胀的影响。陈彦斌（2008）构建了同时包括通货膨胀影响因素的通货膨胀滞后结构、产出缺口、通货膨胀预期和其他的控制变量（包括货币政策、汇率变动等）四种基本决定因素的模型，使用中国季度数据估计了开放经济条件下基于产出缺口³的扩展型新凯恩斯混合菲利普斯曲线。Porter （2010）采用扩展型新凯恩斯混合菲利普斯曲线对中国 1996 年 1 季度至 2010 年 4 季度的通货膨胀动态性进行了研究，发现产出缺口影响不明显，而通货膨胀预期、汇率缺口和滞后通货膨胀对当期通货膨胀有显著影响，其中滞后通货膨胀和汇率发挥主导作用。综合现有研究成果，出于本文研究的需要，我们构建如下扩展型新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型：

$$\pi_t = \beta_0 + \rho \pi_{t-1} + \sum_{k=1}^{L-1} \phi_k \Delta \pi_{t-k} + (1-\rho) E_t [\pi_{t+1}] + \beta_2 y_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \varepsilon \quad E[\varepsilon_t] = 0 \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (2)$$

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 表示其他的控

制变量，如产业结构变动等冲击变量。

上述研究都忽视了通货膨胀长期趋势的时变特征，而通货膨胀趋势的时变性对于货币政策具有重要启示，通货膨胀长期趋势（通货膨胀目标值）的变化会直接影响通货膨胀持久性（Pinkwart, 2010）。Kiley(2007)、Sbordone (2007)、Cogley and Sbordone(2008)以及 Coibion and Gorodnichenko (2011) 在新凯恩斯菲利普斯曲线方程的基础上，在方程（2）中用通货膨胀缺口来替代通货膨胀的实际值，得到关于通货膨胀缺口的新凯恩斯菲利普斯曲线。为此，我们在上述模型中加入反映通货膨胀缺口持久性特征的通货膨胀缺口的滞后结构，得到关于通货膨胀缺口的新凯恩斯混合菲利普斯曲线。进一步，假定通货膨胀预期和通货膨胀目标值相等（Roberts,2006; Stock and Watson's, 2007, Sophocles and Migiakis, 2011 等），即可得到简化的反映通货膨胀缺口的新凯恩斯混合菲利普斯曲线方程：

$$\pi_t^{gap} = \beta_0 + \rho\pi_{t-1}^{gap} + \beta_2 y_t + \gamma X_t + \varepsilon_t \quad E[\varepsilon_t] = 0 \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (3)$$

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。

（二）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。为了考察产业结构冲击对中国通货膨胀缺口持久性的影响，本文利用 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，其方法是在需求冲击和供给冲击的基础上分解出产业结构因素的影响。依据 Enders(2006) 和 Siklos et al (2007) 的方法，我们构建了扩展的三变量 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：

$$Y_t = A(0)\varepsilon_t + A(1)\varepsilon_{t-1} + \dots + \sum_{j=0}^{\infty} A(j)\varepsilon_{t-j} \quad (4)$$

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 代表式(4)式中 ε_t 的总体。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。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：

$$Y_t = e_t + C(1)e_{t-1} + \dots + \sum_{j=0}^{\infty} C(j)e_{t-j} \quad (5)$$

其中 $\text{var}(e) = \Sigma$ ， e 代表式 (5) 式中 e_t 的总体， Σ_e 称为新息的方差/协方差矩阵。比较 (4) 式和 (5) 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 (5) 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间是正交化的。矩阵 $A(0)$ 有 9 个元素，所以我们需要 9 个约束条件才能将其求解出来。由上述条件易知：

$$\Sigma = A(0)A(0)' \quad (6)$$

而对称矩阵 Σ 可以通过上述的 VAR 估计出来，因此，由 (6) 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，理由是依据需求移动理论，即使在需求和估计保持均衡时，产业结构的变化也会导致通货膨胀的出现。因此，在需求冲击和供给冲击的基础上分解出产业结构冲击，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。在规定好三种结构冲击之后，可以将式 (4) 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 (4) 式可以得到如下约束方程：

$$\left(\sum_{j=0}^{\infty} A(j) \varepsilon_{t-j} \right)_{23} = 0 \quad (7)$$

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：

$$\left(\sum_{j=0}^{\infty} A(j) \varepsilon_{t-j} \right)_{12} = 0 \quad (8)$$

$$\left(\sum_{j=0}^{\infty} A(j) \varepsilon_{t-j} \right)_{13} = 0 \quad (9)$$

通过上述 (6) 至 (9) 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、数据说明与实证检验结果

(一) 数据说明

本文借鉴现有文献中常用的 HP (Hodrick-Prescott) 滤波估计通货膨胀缺口和产出缺口。通货膨胀按惯例采用消费者价格指数表示，通货膨胀缺口依据 Cogley et al. (2010) 研究美国通货膨胀持久性时所使用的方法，首先将通货膨胀分为两个部分：(1) 通货膨胀目标值部分 π_t^{target} ⁴；(2) 通货膨胀缺口部分。通货膨胀缺口 $\pi_t^{gap} = \pi_t - \pi_t^{target}$ ，其表示实际通货膨胀率与通货膨胀目标值的暂时偏离（见图 1）。产出缺口 y_t 由 HP 滤波方法得到。同时以第一、二、三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的代理变量⁵。经加权后的中国产业结构变化表现出第

一产业比重逐步减少和第二、三产业协同增长的特征⁶。本文所使用数据来自国际金融统计（IFS）。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)。

（二）通货膨胀缺口持久性的变化特征分析

我们首先估计传统的单变量自回归模型 1B，该模型是只包含通货膨胀缺口 π_t^{gap} 滞后项的自回归 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 $X_i (i=1,2,3)$ 的扩展的新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型 3，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 3，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）。

表 1 通货膨胀缺口持久性的估计

变量名称	变量符号	模型 1B	模型 3A	模型 3B	模型 3C
截距项	β_0	-0.381400 (-2.438210**)	0.876082 (1.962380*)	16.88862 (2.159124*)	-13.12273 (-2.950248***)
		0.663821 (9.863400***)	0.583701 (9.772232***)	0.659261 (10.61525***)	0.645392 (10.91985***)
滞后一期差分通胀率	DCPIGAP(-1)	0.341921 (2.969559***)			
		0.259713 (2.112049**)			
滞后三期差分通胀率	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***)
			-0.976038 (-3.105523***)		
第一产业结构变动	X1(-2)			-4.367208 (-2.216465**)	
第二产业结构变动	X2(-3)				3.382139 (2.851381***)
第三产业结构变动	X3(-3)				
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。

表 1 中模型 1B 的结果显示，调整后的 R² 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而可能高估通货膨胀持久性这一基本判断。

模型 3A 至 3C 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中（3A），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 3A 相较于模型 1B 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。而第一产业结构系数为负，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 3B 相对于模型 1B，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 3C 相对于模型 1B，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 3A、模型 3B 和模型 3C 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 1B 有不同程度的降低，这与 Cecchetti 和 Debelle (2006) 的推断一致。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。

综合上述模型 1B 至模型 3C 的估计结果，我们可以看出，与现有的研究相比，无论从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。

（三）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

短期内，第一产业冲击为负、第二和第三产业冲击为正，但第三产业的作用更为显著。

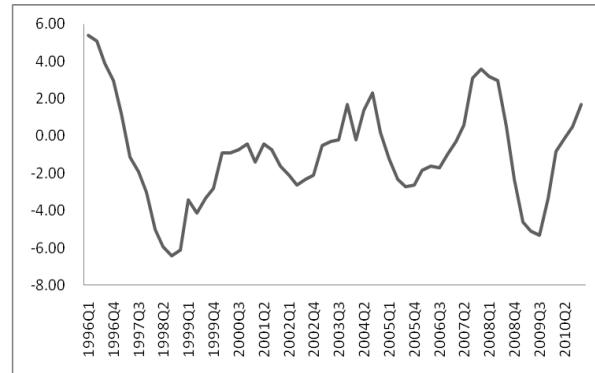


图 1 中国通货膨胀缺口

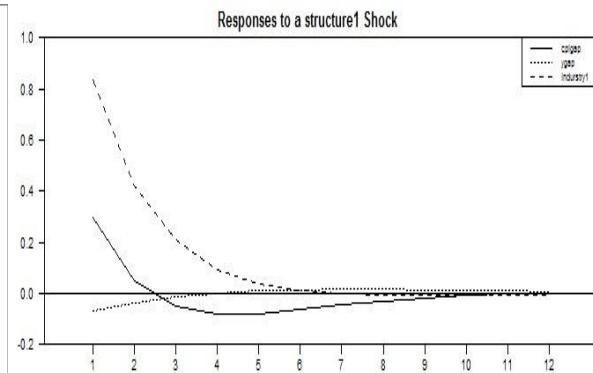


图 2 第一产业结构冲击的脉冲响应

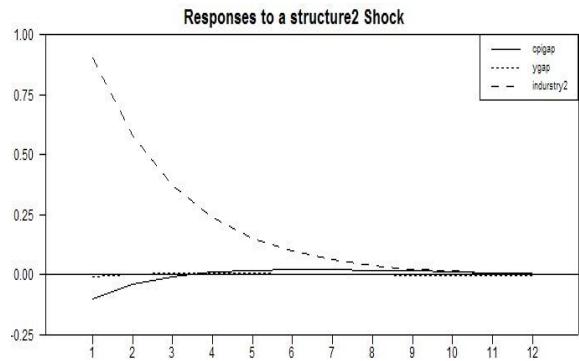


图 3 第二产业结构冲击的脉冲响应

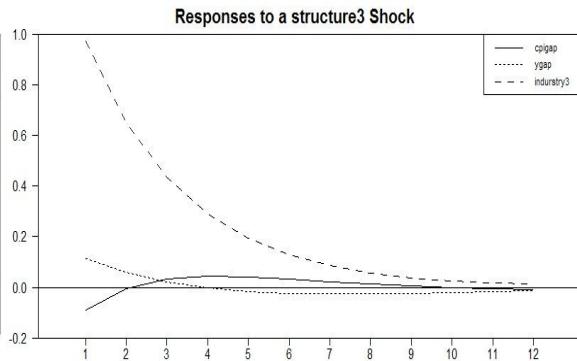


图 4 第三产业结构冲击的脉冲响应

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 3A 至 3C，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，这与 Blanchard 和 Gali(2007) 等的研究结论相符。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最小。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的视角，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 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充分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，稳定第二产业的主导地位，这样才能在保增长、调结构和稳物价三者之间达到平衡。

参考文献

- [1] 陈彦斌. 中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究[J]. 经济研究, 2008, (12).
- [2] 黄桂田、赵留彦. 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[J]. 金融研究, 2010, (6).
- [3] 欧阳志刚、史焕平. 中国经济增长与通货膨胀的随机冲击效应[J]. 经济研究, 2010, (7).
- [4] 王君斌、郭新强、蔡建波. 扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性[J]. 管理世界, 2011, (3).
- [5] 王松奇. 宏观调控应避免“反应过度”倾向[J]. 银行家, 2011, (4).
- [6] 谢平、罗雄. 泰勒规则及其在中国货币政策中的检验[J]. 经济研究, 2002, (3).
- [7] 袁江、张成思. 强制性技术变迁、不平衡增长与中国经济周期模型[J]. 经济研究, 2009, (12).
- [8] 殷剑锋. 二十一世纪中国经济周期平稳化现象研究[J]. 中国社会科学, 2010, (4).
- [9] 张成思. 中国 36 个城市通货膨胀持久性研究[J]. 中国人民大学学报, 2008, (6).
- [10] 张成思. 外生冲击、货币政策与通胀持久性转变[J]. 管理世界, 2009, (7).
- [11] 张成思、刘志刚. 中国通货膨胀率持久性变化研究及政策含义分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007, (3).
- [12] 张屹山、张代强. 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[J]. 管理世界, 2008, (12).
- [13] 郑挺国、刘金全. 区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策中的应用[J]. 经济研究, 2010, (3).
- [14] 中国经济增长与宏观稳定课题组. 外部冲击与中国通货膨胀[J]. 经济研究, 2010, (5).
- [15] Altissimo, F., Ehrmann, M., and Smets, F., Inflation persistence and price-setting behavior in the Euro area[J], ECB Occasional paper series, 2006,(46).
- [16] Benati Luca, Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes[J], *Quarterly Journal of Economics*, 2008,123(3):1005-60.
- [17] Blanchard Olivier, Giovanni Dell'ariccia and Paolo Mauro, Rethinking Macroeconomic Policy[J], *Journal of Money, Credit and Banking*, September,2010,42(6).
- [18] Blanchard, O. J., and J. Gali , Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model[J], *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007,39(1):35-65.
- [19] Blanchard O. J. , and D., Quah, The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances[J], *American Economic Review*,1989, 79 (4) :655-673 .
- [20] Christiano, Lawrence, Einchenbaum, Martin and Charles, Evans, Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of Shocks to Monetary Policy[J], *Journal of Political Economy*, 2005,113:1-45.
- [21] Cogley, T. and A. M.,Sbordone, Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve[J], *American Economic Review*, 2008, 98:2101-26.
- [22] Cogley Timothy ,Giorgio Primiceri and Thomas Sargent, Inflation-Gap Persistence in the US[J], *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010,2(1):43-69
- [23] Coibion, Olivier and Yuriy Gorodnichenko, Monetary policy, trend inflation and the Great Moderation: An alternative interpretation[J], *American Economic Review*, 2011,101, (1):341-70.
- [24] Fang Yao, Monetary Policy, Trend Inflation and Inflation Persistence[J], SFB Discussion Paper No.649 2011-008, 2011 .
- [25] Fernando N. de Oliveira, Myrian Petrassi,2010, Is Inflation Persistence Over?[J], *Working Paper Series* 230, Research Department, Banco Central do Brasil, December 2010.
- [26] Fuhrer, C. Jeffrey, Intrinsic and Inherited Inflation Persistence[J], Federal Reserve Bank of Boston, *Working Paper Series* Federal No 05, 2005.
- [27] Fuhrer, C. Jeffrey, and Moore, George, Inflation Persistence[J], *Quarterny Journal of Economics*,

- 1995,110:127-159,
- [28] Gali, J., and M. Gertler, Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis[J], *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44(2):195-222.
- [29] Gordon Robert J., The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation[J], *Economica*, 2011, 78(309):10-50.
- [30] Kiley, M.T., Is moderate-to-high inflation inherently unstable?[J], *International Journal of Central Banking*, 2007, 3:173-201.
- [31] Korenok Oleg, Stanislav I. Radchenko and Norman R. Swanson, International evidence on the efficacy of new-Keynesian models of inflation persistence[J], *Journal of Applied Econometrics*, 2010, 25(1):31-54.
- [32] Mishkin, S. Frederick , Inflation Dynamics[J], *NBER Working Paper Series* 13147, 2007.
- [33] Porter, Nathan, Price Dynamics in China[J], *IMF Working Paper*, WP/10/221, September,2010.
- [34] O'Reilly, Gerald and Whelan, Karl, Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?[J], *The Review of Economics and Statistics*, 2005,87(4):709-720.
- [35] Osama D. Sweidan, Inflation variability between central bank's preferences and the structure of the economy: A note[J], *Economic Modelling*, 2011, 28:630–636.
- [36] Paul Conway, Richard Herd and Thomas Chalaux, Reforming China's Monetary Policy Framework to Meet Domestic Objectives[J], *OECD Economics Department Working Papers* No 822, 2010.
- [37] Pinkwart, Nicolas, Shifting the Inflation Target with Uncertainty about the Persistence of Inflation[J], *IWE Working Paper* No. 03-2010, Erlangen, November 25,2010.
- [38] Roberts, John M., Monetary Policy and Inflation Dynamics[J], *International Journal of Central Banking*, 2006,2(3) .
- [39] Sbordone, A.M., Inflation persistence: Alternative interpretation and policy implications[J], *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54:1311-39.
- [40] Sophocles N. Brissimis, and Petros M. Migiakis., Inflation persistence and the rationality of inflation Expectations[J], *MPRA Paper* No. 29052, posted 22. February,2011.
- [41] Zhang Chengsi , Inflation persistence, inflation expectations, and monetary policy in China[J], *Economic Modelling* , 2011,28:622–629.
- [42] Zhang Chengsi and Joel Clovis, China inflation dynamics: Persistence and policy regimes[J], *Journal of Policy Modeling*, 2010,32(3):373-388.

Changes of Industrial Structure and Inflation-Gap Persistence in China

Min Pan, Haibin Miao

Abstract: As the most important part of china's economic structure, industrial structure adjustment may induce changes in the inflation gap persistence, defined as the difference between inflation and inflation target. By estimating the hybrid New Keynesian Phillips curve (HNKPC) model and using Blanchard-Quah structure decomposition, we interpret the impact of industrial structure adjustment on inflation gap persistence in1996-2010. The results present evidence that univariate and multivariate models to measure the inflation gap persistence are both significantly lower. After cooperatoring the industrial structure variables, inflation persistence gap 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 structural shocks to inflation-gap persistence are the primary, tertiary and secondary industries orderly. Therefore, controlling inflation must consider the influence of industrial structure adjustment.

Key Words: Inflation-Gap Persistence; Industrial Structure; Hybrid New Keynesian Phillips Curve

作者简介：潘敏，武汉大学经济发展研究中心教授、博士生导师，经济学博士。研究方向：金融经济学、银行管理与宏观经济政策。缪海斌，武汉大学经济与管理学院金融系，博士研究生。研究方向：银行管理与宏观经济政策。

¹ 2011 年中国 CPI 目标值由 2010 年的 3%上调为 4%。

² Fang Yao(2010)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曲线方程中用通货膨胀缺口代替通货膨胀的可行性。

³ 新凯恩斯菲利普斯曲线建立在微观基础上，其核心就是企业的最优定价行为和预期通货膨胀率 (Rotenberg and Woodford, 1997; Gali and Gertler, 1999)，因此需要测量企业生产的边际成本，Rotenberg and Woodford (1997) 认为，在确定条件下，产出缺口是边际成本的一个合理的代理变量。

⁴ 1998 年至 2010 年的通货膨胀目标值来自 Paul, Herd and Chalaux(2010)的估计值，依次为 5%、2%、1%、2%、2%、1%、3%、4%、3%、4.8% 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%。

⁵ 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，加权经济增长率能够更好的反映各产业的动态变化特征 (殷剑峰，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： $X_{it} = \frac{industry_{ii} \times weight_{i,t-4}}{\sum_{i=1}^3 industry_{ii} \times weight_{i,t-4}}$ ， X_{it} 为各产业贡献率， $industry_{ii}$ 为各产业经济增长率。 $weight_{i,t-4}$ 为各产业比重， $i=1,2,3$ 。

⁶ 我们构建一个简单的ADF单位根检验方法进行回归，对各产业加权经济增长率之差进行平稳性检验，拒绝单位根检验说明各产业加权经济增长率差异在受到一次冲击后将回到其长期均衡的水平；否则，各产业加权增长率的差异就是随机的、非平稳的。检验方程为：

$$g_{it} = \mu + \beta t + \rho g_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{L-1} \phi_k g_{i,t-k} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, 3$$

方程中 g_{it} ($i = 1, 2, 3$) 为各产业加权经济增长率之差， g_{1t} 表示第一产业和第二产业加权经济增长率之差，类似地， g_{2t} 和 g_{3t} 分别表示第一和第三以及第二和第三产业加权经济增长率之差。 k 为滞后阶，由SIC准则决定。