

中国转轨时期物价波动的实证分析^{*}

高铁梅 刘玉红 王金明

中国近年来出现的通货紧缩有着复杂的背景，既与处于市场化转轨过程有关，又与体制上一些特殊因素有关。本文试图利用 TARCH 模型和变参数模型从货币政策对物价影响的非对称效应、货币原因、总供给曲线和产出缺口，以及消费需求、企业效益对物价的影响等多个视角定量分析和探讨中国转轨时期经济高增长与通货紧缩并存的原因。

关键词 通货紧缩 总供给曲线 产出缺口 非对称效应 TARCH 模型 可变参数模型

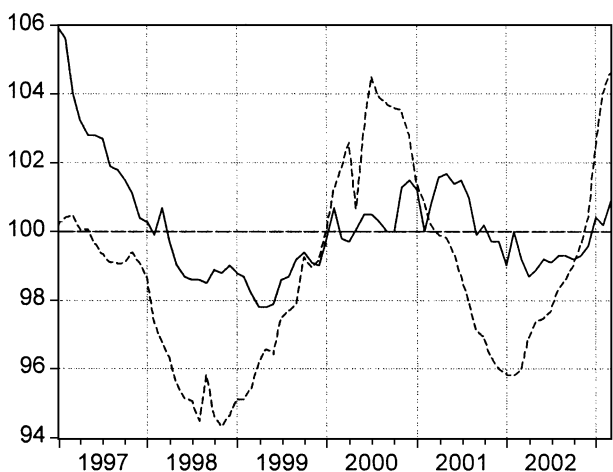
作者高铁梅，女，1951年生，东北财经大学数量经济研究所教授（大连 116025）；刘玉红，女，1978年生，吉林大学商学院数量经济硕士研究生（长春 130023）；王金明，1975年生，吉林大学商学院数量经济博士研究生（长春 130023）。

一、引言

从1996年实现“软着陆”以来，中国经济从通货膨胀的高峰跌入了通货紧缩的低谷。但物价指数并不是一直在谷底徘徊，还是出现了向上波动，而且工业品出厂价格指数还出现了较大的波动（见图1）。近年来，政府一直将克服物价低增长作为宏观经济调控政策的重要目标，但中国经济仍未能摆脱通货紧缩的阴影。近年来国内学者关于通货紧缩成因的讨论很多，概括起来有以下几种观点：（1）社会总需求不足^①；经济体制改革影响了企业和消费者的行为，以及农民收入缓慢等因素的影响减少了需求^②；（2）由于盲目投资、重复建设造成的生产能力过剩^③；企业经济效益低下^④；经济发生阶段性过剩，供给严重大于需求，竞争不断拉动价格下降^⑤；（3）

* 本文得到教育部重点研究基地重大项目的资助，批准号：01JAZJD790003；国家自然科学基金项目的资助，项目号：70171019。

- ① 樊纲：《克服信贷萎缩与银行体系改革——1998年宏观经济形势分析与1999年展望》，《经济研究》1999年第1期。
- ② 张新泽等：《经济结构调整阶段的物价低位运行和货币政策指标调整》，《金融研究》2002年第11期。
- ③ 胡鞍钢：《我国通货紧缩的特点、成因及对策》，《管理世界》1999年第3期；谢平等：《通货紧缩与货币政策》，《经济研究》1999年第8期。
- ④ 余永定：《打破通货紧缩的恶性循环》，《经济研究》1999年第7期。
- ⑤ 张新泽等：《经济结构调整阶段的物价低位运行和货币政策指标调整》，《金融研究》2002年第11期。



数据来源：国家统计局《经济景气统计月报》、
中经网 (www.cei.gov.cn)

图1 消费物价指数(实线)和工业品出厂价格指数(虚线)

货币供应量增幅和货币流通速度的下降,以及存款的超常增长和金融机构贷款增长相对缓慢^①; (4) 由于核算性偏差和体制性压抑(主要是价格管制性因素和市场准入壁垒)造成了需求结构和供给结构的严重扭曲^②; (5) 宏观经济调控政策有所不当,政策调整滞后^③。(6) 生产率提高降低了成本,以及经济全球化带来的冲击^④。这些观点极具理论和实践价值,但是大多数学者是采用定性分析的方法从理论上进行阐述,虽有少数学者采用定量分析的方法,也是采用比较简单的固定参数的计量经济分析方法。本文采用描述非对称冲击的TARCH模型分析了货币政策在经济周期的不同阶段对物价波动的非对称效应,同

时从货币供应量 M_1 和货币流通速度的波动来分析通货紧缩的货币成因。进一步地,根据菲利普斯曲线、生产函数、产出缺口等推导出扩展的总供给曲线,采用可变参数模型估计出中国近年来动态的总供给曲线,还估计了消费需求、企业效益对价格影响的可变参数模型,力图从实证分析的角度深入探讨中国通货紧缩的成因。

二、货币政策对物价影响的非对称效应分析及通货紧缩的货币原因

(一) TARCH 模型

一般线性回归模型关于扰动项 ϵ_t 的假定是零均值,同方差和序列不相关,但是对经济时间序列而言,这种假设很难满足。在经济时间序列数据中,会出现预测误差 ϵ_t 的条件方差 σ_t^2 与 ϵ_{t-1} 存在某种相关性的情况。为了刻画这种相关性,1982年 Engle 提出自回归条件异方差(ARCH)模型(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model)。1990年 Zakoian 和 Glisten, Jafanathan, 1993年 Runkle 又引入门限(Threshold) ARCH 模型,称为 TARCH 模型^⑤:

$$\text{均值方程: } Y_t = a_0 + a_1 X_{1,t} + \dots + a_k X_{k,t} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\text{条件方差方程: } \sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \gamma \epsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

其中条件方差方程中的 $\gamma \epsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ 称为非对称效应项,或 TARCH 项,当 $\epsilon_{t-1} < 0$ 时, $d_{t-1} = 1$; 否则, $d_{t-1} = 0$ 。条件方差方程表明 σ_t^2 依赖于前期的平方误差 ϵ_{t-1}^2 和方差 σ_{t-1}^2 的大小,并且 $\epsilon_{t-1} < 0$

① 范从来:《供给冲击、价格总水平下降与货币量紧缩》,《金融研究》2002年第4期。

② 中国社会科学院经济研究所宏观课题组:《核算性扭曲、结构性通缩与制度性障碍》,《经济研究》2000年第9期。

③ 吕江林:《我国通货紧缩的政策成因》,《经济研究》2001年第3期。

④ 张新泽等:《经济结构调整阶段的物价低位运行和货币政策指标调整》,《金融研究》2002年第11期。

⑤ 参见 Robert F. Engle, Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation. *Econometrica*, vol. 50, 1987, pp. 987-1008.

和 $\epsilon_{t-1} > 0$ 对条件方差有不同的影响：当 $\epsilon_{t-1} > 0$ 时有一个 α 倍的冲击；当 $\epsilon_{t-1} < 0$ 时有一个 $\alpha + \gamma$ 倍的冲击。只要 $\gamma \neq 0$ ，就存在非对称效应。如果 $\gamma > 0$ ，我们说存在杠杆效应，非对称效应的主要效果是使得波动加大；如果 $\gamma < 0$ ，则非对称效应的作用是使得波动减小。

(二) 货币政策对物价影响的非对称效应

由于货币政策及其它政策的实施力度以及时滞导致经济中出现了不同于货币政策开始实施阶段的条件因素，以致货币政策发生作用的环境发生了变化，此时，货币政策在产生一般的紧缩或者是扩张的政策效应基础上，还会产生一种特殊的效应，我们称之为“非对称”效应。表现在经济中，就是使得某些经济变量的波动加大或者变小。本文分析了货币政策对于物价的非对称效应，进而探讨中国转轨时期物价波动的特点及其成因。

本文使用 1991 年第一季度至 2003 年第一季度的数据^①建立了通货膨胀率 (π_t) 的 TARCH 模型。采用居民消费物价指数 (CPI, 上年同期=100) 减去 100 代表通货膨胀率 π_t ，货币政策变量选用狭义货币供应量 M_1 的增长率 ($M_1 R_t$)、银行同业拆借利率 (7 天) (R_t)，模型中解释变量还包括货币流通速度 (V_t) ($V_t = \text{GDP}_t / M_{1t}$)、通货膨胀率的第一期滞后 (π_{t-1})。使用银行同业拆借利率代替存款利率，是由于目前中国基本上是一个利率管制国家，中央银行对利率直接调控，因此名义存款利率不能够反映市场上货币供需的真实情况。全国银行间同业拆借市场于 1996 年 1 月成立，1996 年 7 天以内的同业拆借的比重为 28.78%，而 2001 年已上升为 82.23%，同业拆借市场已成为金融机构之间调节短期头寸的重要场所。由于同业拆借市场能够较为迅速地反映货币市场上资金的供求状况，因此可以将同业拆借利率作为金融市场的基础利率。^②由于中国的银行同业拆借利率时间较短，我们计算出一年期存款利率与银行同业拆借利率 (7 天) 之间的相关系数为 0.97，高度相关，所以我们根据一年期存款利率的趋势，将同业拆借利率由 1996 年向前外推至 1991 年第一季度。

由 TARCH 模型的回归方程和方差方程得到的估计结果为：

$$\pi_t = -3.035 + 0.96 \times \pi_{t-1} + 0.074 \times M_1 R_{t-1} - 0.255 \times R_{t-3} + 6.28 \times V_{t-2} + \epsilon_t \quad (3)$$

(-2.13) (22.77) (1.82) (-3.4) (1.66)

$$\sigma_t^2 = 0.0066 + 0.104 \times \epsilon_{t-1}^2 - 0.271 \times \epsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 1.05 \times \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

(0.12) (1.58) (-4.92) (7.12)

$$R^2 = 0.96 \quad D.W. = 1.83$$

在 (4) 式中，TARCH 项 γ 的系数显著不为零，说明货币政策的变动对物价具有非对称效应。需要注意，方差方程中非对称项的系数 γ 是负的。这就说明，货币政策对于通货膨胀率 π_t 的非对称影响是使得物价的波动越来越小。观察图 2，我们还可以发现货币政策的非对称作用在不同阶段对通货膨胀率表现是不同的：在经济过热时期，如 1992—1994 年期间，通过 (3) 式货币政策变量的紧缩作用，导致了货币政策对通货膨胀的减速作用非常明显，但是由于通货膨胀率方程的残差 ϵ_t 非常大，由方差方程 (4) 可知这一时期物价波动很大，但 $\epsilon_{t-1} > 0$ ，则 $d_{t-1} = 0$ ，所以 TARCH 项不存在，即不存在非对称效应。1995—1996 年初 $\epsilon_{t-1} < 0$ ，则 TARCH 项存在，且其

① 本文所采用数据来源为《中国人民银行统计季报》、中经网 ([www. cei. gov. cn](http://www.cei.gov.cn)) 和国家统计局《经济景气统计月报》。由于 GDP 缺少 1991—1994 年的季度数据，本文利用 1991—1994 年的年度 GDP 数据，用数值方法近似推算出相应期间的季度 GDP 数据。除利率和银行同业拆借利率外，所采用数据均做了季节调整，所有的模型均采用美国 QMS 公司开发的、在国际上广泛使用的著名计量经济软件《EViews 4.0》计算的。并且本文所有的模型都进行了协整检验，变量之间满足协整关系，以下不再说明。

② 杨英杰：《泰勒规则与麦克勒姆规则在中国货币政策中的检验》，《数量经济技术经济研究》2002 年第 12 期。

系数 γ 是负值，于是非对称效应使得物价的波动迅速减小。当处于经济增长的下滑阶段，它的残差只在零上下波动，虽然 ϵ_t 出现负值比较多，但是这一时期的货币政策非对称扩张作用非常小。近年来中央银行的稳健的货币政策为什么没有达到预期的效果，不能仅简单地从货币政策的传导机制来分析，还要从体制转轨所带来的货币化过程和金融技术发展滞后进行深入研究。

(三) 通货紧缩的货币原因

在通货膨胀率 π_t 方程(3)中，通货膨胀率的货币供应弹性和货币流通速度弹性都是正的，说明它们的变化和通货膨胀率是同

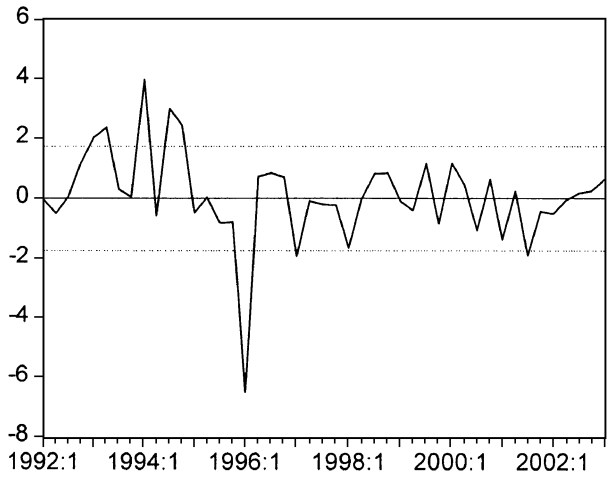


图2 通货膨胀率方程的残差 ϵ_t

向的，货币供应量和货币流通速度的增长会使物价上升，减少会使物价下降。而通货膨胀率的利率弹性是负的，说明实施紧缩的货币政策时，利率的上升将使通货膨胀率下降，而实施扩张的货币政策时，利率的下降将使通货膨胀率上升。1996年第一季度至2003年第一季度同业拆借利率(7天)由12.49%降为2.23%，下降了10.26个百分点，为了简单起见，不考虑(3)式中 π_{t-1} 的传递效应，由(3)式中通货膨胀率的利率弹性为-0.255，可以计算出利率的下调使得物价上升了近2.62%，如果考虑 π_{t-1} 的传递效应，利率政策对缓解通货紧缩的作用会更大些。本文认为，中央银行近年来连续下调存贷款利率对抑制通货紧缩起到了良好的效果，但是由于存在着体制上和结构上的许多相当复杂的因素，抵消了利率政策的效应，因此货币政策只能起到减少物价波动的作用。下面依据方程(3)中对1994年第一季度至2003年第一季度物价波动的货币因素进行如下实证分析：

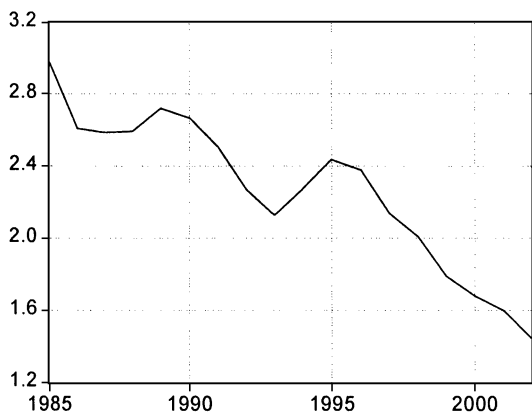
1. 货币化进程快速推进，导致对货币需求的增加；而现实流通中的货币量又呈现出明显的紧缩状态

M_1 是流通中的货币量，体现市场总需求的水平，对消费物价和生产资料价格有着重要的影响。从本次通货紧缩的情况看，流通中的货币呈现出明显的紧缩状态。改革开放以来，由于货币化进程加快，1983—1993年，货币供应量 M_0 、 M_1 、 M_2 的年均增长率分别为26.48%、21.96%、27.17%。而1994—1998年，货币供应量增幅一直在下降。 M_2 的增长率从1994年的34.4%下降到1998年的14.84%； M_1 的增长率从26.8%下降到11.9%； M_0 的增长率从24.3%下降到10.1%。从理论上说，由于经济增长率保持7%—8%，物价涨幅又很低，货币供给量的增长不算少。但是由于这次通货紧缩处于从计划经济向市场经济转轨过程中，在市场化的同时，还经历着经济货币化的过程。许多在计划经济时期不进入市场交易的服务和商品相继开始交易，如通讯、证券、房地产、旅游、文化教育、私人汽车等等，货币化和市场化的快速发展对货币的需求量大幅度增加。显然，在制定货币政策时，如果仅仅考虑通常情况下经济对货币的需求量，按西方主流经济学中的货币数量公式来考虑货币政策，将货币供给量控制在与实际GDP同步增长的水平上，就会使货币供给量与其需求量之间不匹配，从而出现物价的波动。^①由于在中

① 刘骏民等：《从虚拟经济角度看通货紧缩》，成思危主编《成因与对策：透析中国的通货紧缩》，经济科学出版社，2002年，第233—272页。

国现阶段只有 M_1 才具有交易手段和支付手段，所以中央银行对 M_1 控制最有意义，从 (3) 式可以看出，如果 M_1 增长 1%，忽略 π_{t-1} 的传递效应，物价增长率 π 将上升 0.074%。因此，中国在处于货币化进程中时，货币供给量的严重不足是本次通货紧缩的因素之一。

2. 货币流通速度下降



数据来源：《中国人民银行统计月报》

图3 货币流通速度 V (年度)

货币流通速度是影响市场总需求的一个重要因素，这种关系在费雪交易方程式中表现得最为明显。从费雪交易方程式 $MV=PY$ 可以看出，与总需求相对应的是 MV ，即货币量和货币流通速度的乘积表现为市场总需求。在货币量和产出一定的条件下，由 $P=MV/Y$ 可知，货币流通速度上升，会导致物价上涨；反之，若货币流通速度下降，物价就会随之下降。货币流通速度也是影响着价格总水平的重要因素。从图3中可以看出中国货币流通速度不是一个常量，1985年以来，总的趋势是下降的。从 (3) 式可以看出货币流通速度的下降将导致物价增长率的下降。而近年来货币供应量 M_1 的增长速度和货币流通速度的同时下降，导致实际的货币流通量 MV 下降是中国这次通货紧缩的货币成因。

为什么在中国经济转轨时期货币流通速度会出现下降趋势，这需从体制因素、金融技术状况、利率水平、经济不稳定程度、通货膨胀预期等诸多因素进行分析。在几乎所有的国家，货币流通速度先是随着货币化的深入下降，然后又随着金融创新和经济的稳定化程度提高而上升。如美国的货币流通速度在二战前呈现下降趋势，而在二战后又大幅上升。其货币流通速度的最初下降应归因于随着农业相对重要性程度降低和城市化的进一步发展，实物交易和实物支付逐渐被货币所取代。虽然二战后收入的提高、较高的利率和经济的稳定增长对美国货币流通速度的大幅上升起了一定的作用，但是在很大程度上应归因于金融技术的提高。^① 中国在市场化的进程中，由于货币化和金融深化是从一个非常低的水平上起步，随着改革的不断深化，货币化和市场化的进程必然导致货币需求量激增，而 GDP 的增幅又大大地低于货币需求量的增长，所以在转轨过程中不可避免的会出现货币流通速度的大幅下降。从 (3) 式可以看出，如果货币流通速度下降 0.1，忽略 π_{t-1} 的传递效应，物价增长率 π 将下降 0.628%。因此，货币流通速度的大幅下降也是本次通货紧缩的重要货币因素。

三、总供给曲线的估计和产出缺口弹性的实证分析

(一) 总供给曲线

研究中国的物价波动绝不能忽视对总供给曲线和产出缺口的分析。由菲利普斯曲线、生产

^① 劳埃德·B·托马斯：《货币、银行与金融市场》，马晓萍等译，机械工业出版社，1999年，第375—412页。

函数和工资加成定价方程可以推出价格水平和产出缺口的关系^①：

$$P = P_{-1} \left[1 + \alpha \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right) \right] \quad (5)$$

式中，P 为当年价格水平， P_{-1} 为上年价格水平，参数 α ($\alpha > 0$) 衡量了产出缺口对物价水平的反应程度。Y 代表实际产出， Y^* 代表潜在产出， $(Y - Y^*) / Y^*$ 是产出缺口。实际产出和潜在产出之间的缺口是决定价格的重要变量，实际 GDP 高于（或低于）潜在产出常常被认为会导致通货膨胀（或通货紧缩），而成为货币当局应该采取紧缩（或扩张）的货币政策的信号。潜在产出常常与产出的长期成分（或趋势成分）相联系，这样产出缺口就与产出的短期成分（或波动成分）有关。持续形成的正缺口将产生一定的通货膨胀压力，正缺口越大，则通货膨胀率越高；反之，持续形成的负缺口则会使物价下降，负缺口越大，物价下降越多，甚至到了一定程度会发生负通货膨胀，即通货紧缩。利用通货膨胀率 $\pi = (P - P_{-1}) / P_{-1}$ 将 (5) 式变换为：

$$\pi = \alpha \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right) \quad (6)$$

影响实际通货膨胀率的另一个因素是通货膨胀率的预期，在 (6) 式中加入预期通货膨胀率 π^e 及外生的价格冲击因素 ϵ 的影响，得到如下形式：

$$\pi = \pi^e + \alpha \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right) + \epsilon \quad (7)$$

在方程 (7) 中，如果定义 $\lambda = \alpha / Y^*$ ，我们就得到了如下形式的总供给方程：

$$\pi = \pi^e + \lambda(Y - Y^*) + \epsilon \quad (8)$$

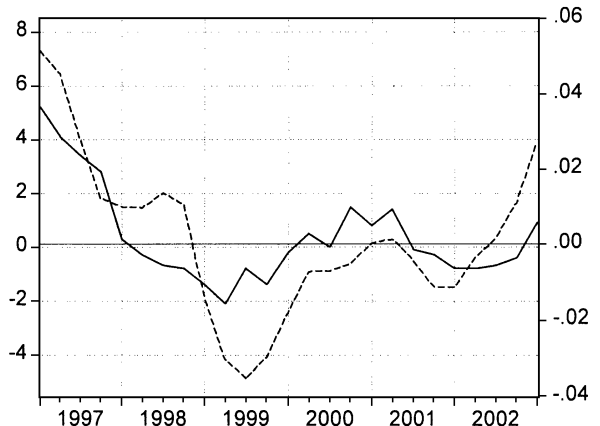
系数 λ 表示了总供给曲线的斜率。 λ 越大，总供给曲线就越陡峭，总需求曲线的较小变动，也会导致物价的大幅波动；而 λ 越小，总供给曲线越平缓，此时即使总需求曲线的变动较大，物价的波动也相对较小。

(二) 潜在产出的估计和产出缺口的计算

Hodrick-Prescott 滤波（简称为 H-P 滤波）是经常使用的经济变量趋势分解方法。利用 H-P 滤波可以将经济变量序列中长期增长趋势和短期经济波动成分分离出来。设 $\{Y_t\}$ 是包含趋势成分和波动成分的经济时间序列， $\{Y_t^T\}$ 是其中含有的趋势成分， $\{Y_t^c\}$ 是其中含有的波动成分。则

$$Y_t = Y_t^T + Y_t^c \quad (9)$$

计算 H-P 滤波就是从 $\{Y_t\}$ 中将 Y_t^T 分离出来。^② 设 $\{Y_t\}$ 为季度 GDP 指标，本文的潜在产出 Y^* 以利用 H-P 滤波计算出来的 Y_t^T 代替，则产出缺口 Gap_t 由下式计算：



数据来源：国家统计局《经济景气统计月报》、中经网 (www.cei.gov.cn)、《中国人民银行统计季报》

图 4 通货膨胀率 π_t (实线, 左坐标) 和产出缺口 Gap_t (虚线, 右坐标)

① 多恩布什、费希尔：《宏观经济学》，李庆云等译，中国人民大学出版社，1997 年，第 188—191、403—425 页。

② 刘金全：《现代宏观经济冲击理论》，吉林大学出版社，2000 年，第 46—47 页。

$$Gap_t = \frac{Y_t - Y_t^T}{Y_t^T} \quad (10)$$

观察图 4, 可以发现中国从 1997 年以来, 产出缺口 Gap_t 和通货膨胀率 π_t 之间存在着明显的正相关关系。从 1998 年到 1999 年, 由于受到亚洲金融危机的影响, 中国的出口增长速度近于停滞, 宏观经济增长持续减速, 出现了生产能力过剩的现象, 1998 年底实际产出开始低于潜在产出, 即产出缺口由正缺口转为负缺口, 并且逐渐变大, 使得这一阶段的通货膨胀率也大幅降低, 从 1997 年第一季度的 5.2% 下降到 1999 年第二季度的 -2.1%。2000 年以来, 中国经济形势持续好转, 经济增长加快, 负产出缺口逐渐变小, 在 2002 年下半年实际产出再次高于潜在产出, 出现了正缺口, 这就部分缓解了通货紧缩压力, 导致物价水平也相应出现了小幅上扬的趋势。

(三) 可变参数模型的状态空间表示

由于经济改革、各种外界冲击和政策变化等因素的影响, 中国的经济结构发生了很大的变化, 而这种变化用以往的 OLS 等固定参数模型是无法表现出来的, 因此, 我们就需要考虑可变参数模型 (Time-varying Parameter Model)。下面利用状态空间模型来构造可变参数模型:

$$\text{量测方程: } y_t = z_t' \alpha + x_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\text{状态方程: } \beta_t = \Psi \beta_{t-1} + \eta_t \quad (12)$$

$$(\varepsilon_t, \eta_t)' \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & R \end{pmatrix} \right], t = 1, \dots, T \quad (13)$$

在 (11) 式中 z_t 是具有固定系数 α 的解释变量的集合, x_t 是有随机系数的解释变量集合, 随机系数向量 β_t 是状态向量, 称为可变参数。 β_t 是不可观测变量, 必须利用可观测变量 y_t 和 x_t 来估计。由于 y_t 和 x_t 是季度时间序列, 其中包含季节变动要素, 所以还应从中除去季节变动要素。在 (12) 式中假定参数 β_t 的变动服从于 AR (1) 模型 (也可以简单地扩展为 AR (p) 模型)。根据 (13) 式 ε_t 和 η_t 是相互独立的, 且服从均值为 0, 方差为 σ^2 和协方差矩阵为 R 的正态分布。^①

(四) 产出缺口弹性的动态分析和总供给曲线的估计

本文利用通货膨胀率的滞后 π_{t-1} 代替通货膨胀率的预期 π_t^e , Gap_t 表示产出缺口, 为了减少舍入误差, 令 $Gap'_t = Gap_t \times 100$ 。这里的序列 $\{D_t\}$ 是一个虚拟变量, 它在 1996 年第一季度至 1999 年第四季度为 0, 2000 年第一季度至 2003 年第一季度为 1。我们加入这个虚拟变量是为了体现中国加入 WTO 前预期所带来冲击和加入 WTO 之后的结构变化。对前述 (7) 式进行估计, 得到:

$$\pi_t = \underset{(15.88)}{\alpha_{1,t}} \times \pi_{t-1} + \underset{(-2.48)}{\alpha'_{2,t}} \times Gap'_t + \underset{(1.95)}{0.625} \times D_t - \underset{(-1.95)}{0.45} \quad (14)$$

$$R^2 = 0.84 \quad D.W. = 2.22$$

方程 (14) 中, $\alpha_{2,t}$ 是产出缺口弹性 ($\alpha_{2,t} = \alpha'_{2,t} \times 100$)。从图 5 中可以看出 $\alpha_{2,t}$ 从 1997 年开始到 2003 年第一季度, 一直呈平稳下降趋势, 从 17 下降到 1.25, 表明中国产出缺口的变动对物价的影响越来越小。从图 4 可以看出, 1999 年中国呈现出较大的负的产出缺口, 产出缺口的这种变化使得通货紧缩趋于恶化。但是到了 2000 年以后, 随着经济形势逐渐好转, 在 2002 年末开始出现正缺口, 到了 2003 年第一季度, 产出缺口已达 0.0267, 这就缓解了通货紧缩压力。

由总供给方程 (8) 及 (14) 可计算出动态的总供给曲线的斜率 $\lambda_t = \alpha_{2,t} / Y_t^T$, 图 6 显示了 λ_t 的曲线。由于产出缺口弹性 $\{\alpha_{2,t}\}$ 逐渐变小, 而近些年的潜在产出不断加大, 导致了总供给曲

① 董文泉、高铁梅等:《经济周期波动的分析与预测方法》第 11 章, 吉林大学出版社, 1998 年。

② 由于篇幅所限, 本文没有列出状态方程。

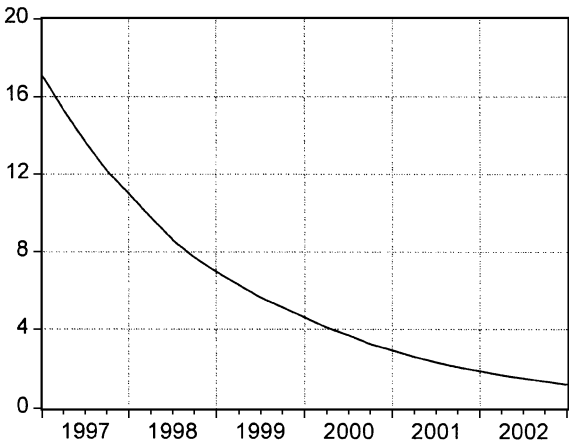
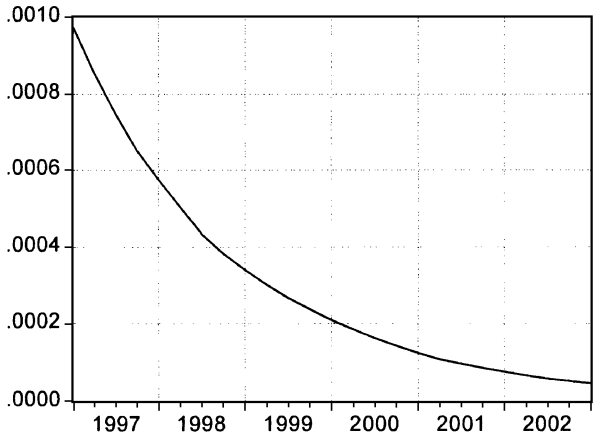


图 5 菲利普斯曲线方程中的产出缺口弹性 $\{\alpha_{2,t}\}$



数据来源:《中国人民银行统计季报》

图 6 总供给曲线的斜率 $\{\lambda_t\}$

线的斜率 λ_t 呈下降趋势,这说明近几年总供给曲线逐渐变得平缓。由供需理论可知,当总供给曲线斜率较小时,需求的增加只能使得均衡物价向上提高很少,也就是说,需求的变动带来的通货膨胀压力不是很大。为了应对长时期的通货紧缩,政府采取了稳健的货币政策和积极的财政政策,加大投放基础货币,增加货币供应量,降低利率。但是如前所述,由于货币政策力度不够,并没有达到提升物价的预期作用。这主要是因为央行担心在大量投放货币之后,会引发新一轮的通货膨胀。事实上,根据我们计算的结果,由于目前的总供给曲线的斜率很小,即使实施扩张性的宏观经济政策使得需求迅速升高,通货膨胀的压力也不会很大,不会引发物价的大幅上涨。所以,应该继续加大货币的投放量,加大实施扩张性货币政策的力度,提高货币流通速度,使中国尽快走出通货紧缩的阶段。

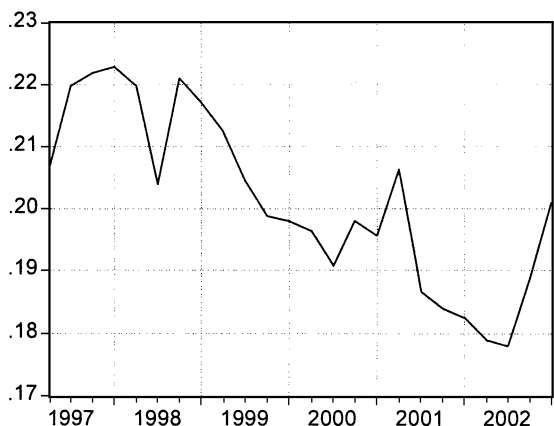
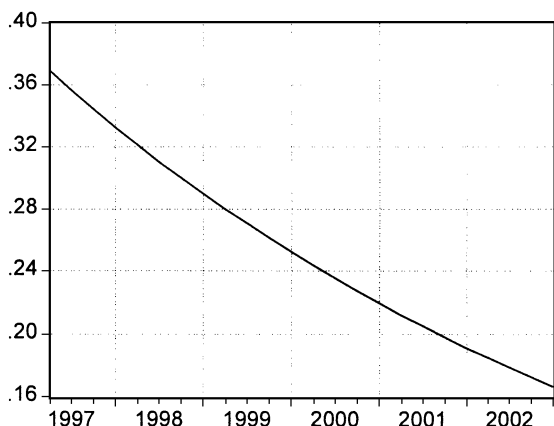
四、消费需求对物价影响的动态分析

本次通货紧缩的一个重要特征是需求不足,而消费需求不足更为突出。我们将物价变量选择为商品零售价格指数 RPI_t (上年同期=100) 减去 100,消费变量选择城镇消费品零售总额增长率 CTR_t 和农村消费品零售总额增长率 CUR_t ,序列 $\{D_2\}$ 是一个虚拟变量,它在 1997 年第一季度至 2000 年第二季度为 0,2000 年第三季度至 2003 年第一季度为 1。我们加入这个虚拟变量是因为前一阶段 3 个变量的变化大体相同,在 2000 年第三季度至 2003 年第一季度 CUR_t 出现反向变化。变参数模型如下:

$$RPI_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} \times CTR_{t-1} + \beta_{2,t} \times CUR_{t-1} + 0.332 \times D_{2t} \quad (15)$$

$R^2 = 0.99$ $D.W. = 1.73$

从图 7 可以看出物价指数的城镇消费品零售额弹性 $\beta_{1,t}$ 在 1997—2002 年上半年虽有小幅波动,但基本处于下滑的状态,这一期间由于体制改革,职工下岗压力增大,企业经营状况恶化,特别是住房、医疗、养老保险和教育四大政策的同时出台,进一步加剧了城镇居民对未来收入和支出不确定性的预期,表现为即期消费下降、预防性储蓄大量增加。2002 年下半年后消费弹性 $\beta_{1,t}$ 有所上升,同时城镇居民收入稳定增加,2003 年第一季度达到 10.79%,加上政府采取了多项启动内需的政策,使得城镇消费品零售额增长率也在稳步回升,2003 年第一季度达到

图7 物价指数的城镇消费品零售额弹性 $\beta_{1,t}$ 图8 物价指数的农村消费品零售额弹性 $\beta_{2,t}$

10.4%，这就使得通货紧缩的压力得到缓解。

从图8可以看出物价指数的农村消费品零售额弹性 $\beta_{2,t}$ 从1997年以来一直处于下降阶段，同时农村消费品零售额增长率除2000年略有上升外，基本处于下降阶段。2003年第一季度弹性为0.167，即农村消费品零售额增长1%只能带动物价增长0.167%。农村消费市场启而不动，依然不振，对其中的原因要认真分析。首先农民收入增长缓慢，严重影响需求增长。农民收入在较长时期内过多依靠农产品价格的提高。农副产品收购价格指数，1995年比1978年上升了4.3倍，而目前国内粮食价格已高于国际价格，在开放程度很强的今天，靠提高价格增加农民收入已难以为继，2002年农副产品价格比1995年下降22.5%。^①1997—2002年农村人均收入年均增幅约为4.2%。农民的收入和购买力上不去，自然就谈不上消费的增长。其次是农村经济结构调整滞后，影响农民收入增加。农村收入增加的根本出路在于农业的产业化、农村的工业化和农产品结构调整。再次是流通渠道不畅，消费环境差，限制了消费增长。农村的水、电、交通、通讯等基础设施落后，消费环境与城市相差甚远，直接影响了现代消费品在农村的普及和推广。我国农村人口占70%，但是农村消费与城镇消费相差很多，2003年第一季度农村消费只占城镇消费的53.68%，因此农村的消费市场蕴藏着巨大的潜力，提高农民收入，扩大农村市场应该是我我国扩大内需的主要途径。

五、企业效益对物价波动的影响分析

本次通货紧缩的另一个重要原因是企业效益低下。我们选月度的工业品出厂价格指数 $IPPI_t$ (上年同月=100) 减去100作为物价变量，效益变量选择工业利润增长率 PR_t 和产成品库存增长率 IR_t ，建立了工业品出厂价格指数变参数模型(样本区间：1996年10月—2003年3月)：

$$IPPI_t = \frac{0.126}{(0.745)} + \frac{\gamma_{1,t}}{(35.57)} \times IPPI_{t-1} + \frac{\gamma_{2,t}}{(2.75)} \times PR_{t-3} + \frac{\gamma_{3,t}}{(-3.59)} \times IR_{t-3} \quad (16)$$

$$R^2 = 0.93 \quad D.W. = 1.48$$

改革开放以来，中国的生产能力有了长足的发展，告别了“短缺”经济，开始向小康社会迈进。但是与此同时由于盲目投资和重复建设，生产能力也出现了严重过剩。据对全国600余种

^① 张新泽等：《经济结构调整阶段的物价低位运行和货币政策指标调整》，《金融研究》2002年第11期。

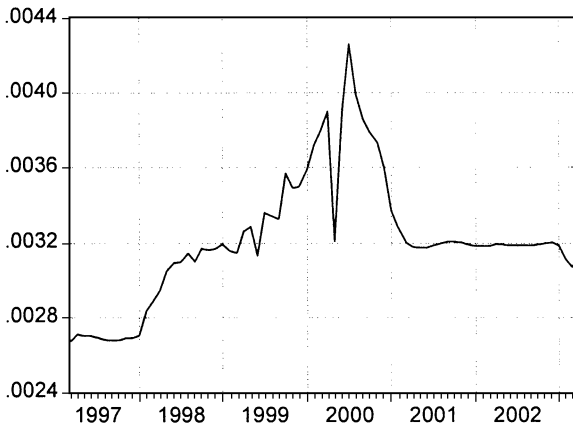


图9 工业品出厂价格指数的利润弹性 $\gamma_{2,t}$

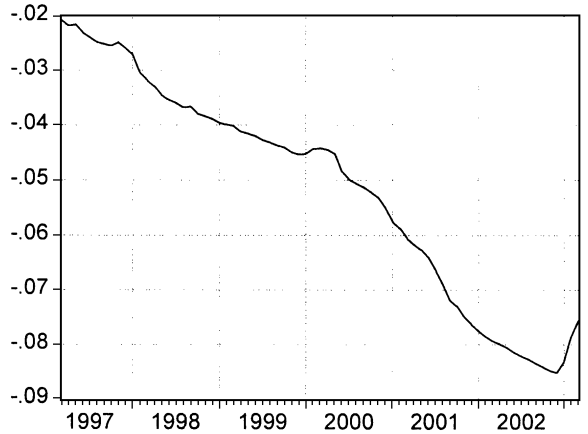


图10 工业品出厂价格指数的产成品库存弹性 $\gamma_{3,t}$

商品调查，从1999年至今，80%以上供大于求，供不应求的为零，其中440种主要工业品供过于求的近90%。^①市场供过于求引发了价格大战，各厂商为了保住已有市场，或占有别人市场，不惜成本竞相降价，导致企业的经济效益下降。衡量企业效益最常用的指标是利润率。1997年5月—1998年3月，工业利润水平一直处于下降阶段，1998年3月降到谷底。虽然1998年4月以后，工业利润仍处于较低水平上，但由于基数较小，使得1998—2000年工业利润的增长率一直处于上升趋势。从图9可以看出，工业品出厂价格指数的利润弹性 $\gamma_{2,t}$ 在1998—2000年也处于上升趋势，因此导致了工业品出厂价格的回升。从图1的工业品出厂价格指数曲线可以看出，1998—2000年工业品出厂价格持续上涨，2000年7月已达到4.5%，这其中工业利润率的上升功不可没。在2000—2001年期间，工业利润的增长率出现了下降趋势，同时这一阶段利润弹性 $\gamma_{2,t}$ 也在下降，使得工业品出厂价格指数开始下滑，2002年2月下滑到-4.2%。因此工业利润率的变化是中国工业品出厂价格指数变动的主要原因。

图10显示了中国的工业品出厂价格指数的产成品库存弹性 $\gamma_{3,t}$ 为负值，说明产成品库存的增幅和工业品出厂价格的涨幅负相关。从1997年以来 $\gamma_{3,t}$ 的绝对值处于上升趋势，在1997—2002年之间，由-0.02变化到-0.085。同时分析中国的产成品库存增长率近年来的变化也发现，从1997—2000年产成品库存增长率也在迅速下滑，2000年6月已接近零。这显示了中国这一阶段是处在存货调整阶段。产成品库存增长率的减缓，促使工业品出厂价格指数出现上升趋势。但是随着2000年以后经济的好转，产成品库存率又开始升高，这会对我们刚刚有所回升的物价指数产生一些向下的压力。由于大量过剩的生产能力主要集中在传统产业，是低技术含量、低附加值产品生产能力过剩，而高新技术、高附加值产品的开发创新能力低下。所以加快经济结构调整的步伐，降低低附加值产品生产能力的增长，加大高新技术产业的投入、开发高附加值产品是中国增加有效供给，走向效益型经济的良性循环的根本出路。

六、结 论

分析中国的通货紧缩不能脱离中国正处在经济转轨时期这个客观事实，经济背景的不同决定了中国通货紧缩产生的特殊原因。本文利用TARCH模型分析了中国近年来货币政策的非对称

^① 张新泽等：《经济结构调整阶段的物价低位运行和货币政策指标调整》，《金融研究》2002年第11期。

效应和通货紧缩的货币原因,得出结论:货币政策在经济周期的不同阶段对于物价具有不同的效果,在通货膨胀时期,如1992—1994年,货币政策不存在非对称效应,而在通货紧缩时期,货币政策存在着非对称效应,其非对称影响是使得物价的波动越来越小,并且货币政策在经济过热时对物价的紧缩作用大于经济增长下滑时对物价的扩张作用。由于中国正处在经济转轨时期,在市场化的同时,还经历着经济货币化的过程,其发展是十分迅速的。货币化和市场化的快速发展对货币的需求量大幅度增加。近年来货币供应量 M_1 增长速度和货币流通速度的同时下降,导致实际的货币流通量 MV 下降是中国这次通货紧缩的货币成因。

本文根据变参数模型对中国的总供给曲线进行了估计,得出的结论是中国的产出缺口弹性从1997年以来一直处于下降趋势,由此本文估计出中国当前的总供给曲线斜率序列 λ ,发现总供给曲线斜率正在变小,说明总供给曲线越来越平缓,也就是说,总需求曲线向右移,需求增长所带来的变动不存在通货膨胀压力,不能引发物价的大幅上涨。所以,中国应该继续加大货币的投放量,加大实施扩张性的货币政策的力度,并加快金融制度创新的步伐,提高货币流通速度,尽快走出通货紧缩。

本文分别利用变参数模型从消费需求和企业经济效益两个方面对通货紧缩的影响进行了实证研究,认为消费需求不足,尤其是农村消费需求不振,农村消费市场启而不动是导致通货紧缩的又一个重要的因素。同时我们重点研究了反映企业经济效益的重要指标,以及利润率和产成品库存增长率的波动对物价波动的影响,认为增加需求、提高有效供给、加快经济结构调整才能从根本上解决通货紧缩问题。

参考文献:

- 北京大学中国经济研究中心宏观组:《正视通货紧缩压力,加快微观机制改革》,《经济研究》1999年第7期。
- 刘树成:《通货紧缩:既不能估计不足亦不可估计过重》,《经济研究》1999年第10期。
- 刘金全:《我国货币政策作用非对称性和波动性的实证检验》,《管理科学学报》2003年第6期。
- 成思危主编《成因与对策:透析中国的通货紧缩》,经济科学出版社,2002年。
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.
- Harvey, A. C., *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, 1989.
- Alain, Guay, A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap. *Journal of Macroeconomics*, 1999 (10).

[本文责任编辑:禾立 钱永中]

values, national cultural individuality and modern ecological civilization have become the most important themes for philosophical studies. Universal cultural values provide premise for a steady social and cultural development of the whole world; national cultural individuality is vital for today's world cultures; and ecological civilization makes a sustainable development possible for human beings.

(4) **Game Theory and the Formation of Institutions: Schotter's *Economic Theory of Institutions***

Wei Sen • 43 •

This article serves as a preliminary summary of Professor Wei Sen's theoretical contributions in the field of institution economics in recent years. In his review of *The Economic Theory of Institutions* by an American economist Andrew Schotter, Wei Sen makes a detailed and thorough study of the meaning of "institution" and its proper rendition in Chinese, and offers some deep insights in the mechanisms of spontaneous formation of institutions and their roles in market transactions. Three major schools in contemporary institutional analysis in the world are outlined: neo-institutionalism, neoclassical mainstream studies of transaction costs in the framework of general equilibrium theory, and game-theoretic approaches to institutions. This paper also offers some prospects on the dynamic developments of institutional economics in the future.

(5) **Long-term Change in Private Returns to Education in Urban China** Li Shi Ding Sai • 58 •

Empirical estimate based on a sampling survey shows an annual increase of rates of private returns to education in urban China during 1990 and 1999. We estimate the direct effects of education on income increase of individuals, and show that education plays on the income increase largely by means of occupational selection.

(6) **Price Fluctuation in China's Transitional Economy**

Gao Tiemei Liu Yuhong Wang Jinning • 73 •

Internal contradictions of a new kind emerged as China moved toward a socialist market economy over the past decade. Due both to the transformation and institutional factors, high inflation was replaced by a deflation. A quantitative analysis and discussion of the co-existence of a high growth rate and the deflation is offered here, using the TAR and variation parameter models, from the perspectives of asymmetric effects of monetary policy on prices, monetary causes of deflation, gross supply curve and output gap, and effects of consumption demands and enterprise yields on prices.

(7) **Formulating a Developmental Family Policy in China** Zhang Xiulan Xu Yuebin • 84 •

Social policies aiming to support families have gained wide attention in many Western welfare countries