

当前中国的通货膨胀是输入型的吗？

刘元春 阎文涛

【本文摘要】自 2003 年以来中国开始了新一轮的通货膨胀，本文在文献回顾的基础上，总结了此轮通货膨胀具有显著的全球性及国际输入型的特征，并定性分析了导致此轮通胀的原因，认为国际原油、粮食及金属类等初级产品价格大幅上涨、人民币汇率的大幅升值、外汇储备的增加以及低利率导致的国内投资的放大是此轮通货膨胀的主要原因。在此基础上，笔者使用 2003 年至 2007 年的月度数据通过静态回归模型、向量自回归模型以及方差分解等计量方法探讨了通货膨胀与各影响因素之间的关系，结果表明原油及国际粮食价格的上涨是导致当前通货膨胀的主要因素，因此当前中国的通货膨胀是输入型的。

【关键词】通货膨胀 输入型 方差分解

一、 引言

通货膨胀在宏观经济学中占有相当重要的地位，是国内外众多经济学家长期研究的经济现象。但遗憾的是至今为止对于通货膨胀仍然没有一个准确公认的定义。目前对于通货膨胀的定义主要有两派观点¹。一是物价派，认为通货膨胀是指一般物价水平或物价总水平的上涨，承认货币非中性。另一派是货币主义的观点，认为通货膨胀完全是一种货币现象，物价上涨只是通货膨胀的表现形式，货币是中性的。本文在研究通货膨胀时，将综合两派的观点，即认为通货膨胀既伴随着物价水平的上涨也有货币供应量的持续增加。

输入型通货膨胀是指在开放经济中，由于一国经济与国际市场密切相关，当国际市场上存在通货膨胀、价格上涨的现象时，这种价格上涨就会通过该国与国际市场的传导途径传播到国内从而引起该国国内价格普遍、持续上涨的现象。通常，输入型通货膨胀的传导途径主要有三个，分别是国外商品的价格传导途径、货币供给传导途径以及原材料成本传导途径。就目前来说，这三种传导途径在我国均已存在。

近年来，我国对外商品出口连创新高，对外贸易连年出现顺差，商品的大量出口导致国内总需求膨胀。同时商品的大量出口也给我国带来了巨额的贸易顺差，加上国际游资的大量进入，使得外汇占款不断增加，这进一步放大了货币供应量，加重了通货膨胀的预期。在国际方面，原油和粮食等资源性产品价格屡创新高。在此背景下，分析此轮通货膨胀的特点，判定此轮通货膨胀的性质，即是国际输入型通货膨胀还是由于国内经济结构性原因所导致，对于制定相应的政策

¹ 引自斯蒂格利茨《宏观经济学》

至关重要。

二、 当前通货膨胀原因的文献综述

当前中国新一轮通货膨胀的原因，成为国内众多经济机构及经济学家研究的重点。北大经济中心在今年第二季度宏观经济预测中认为，去年以来我国总需求猛烈增长的原因主要是由货币供给高增长推动，不排除食品价格上升导致消费倾向被动上升引起的额外通货膨胀，但前者是主要原因。

周其仁（2008）²认为目前的通货膨胀问题不是农产品、资源等个别商品价格上涨带动的，而是货币供应过大造成的，将通胀归因于猪肉等农产品价格的上涨，或者将之视为油价现象，是全球性资源价格上涨带来的，是输入型通胀，都是不正确的。他认为目前解决通货膨胀问题的根本办法在于釜底抽薪收紧货币发行，允许人民币一次性升值是目前最佳的办法。以上两个研究都将此轮的通货膨胀归因于货币供给的增加，但却忽略了全球范围内的通货膨胀，首先当前不论是西方国家还是新兴的发展中国家都面临着较为严重的通货膨胀压力，其次国际油价的飞涨以及国际粮食危机导致的食品价格暴涨对日益开放的中国的影响已经不可小视。因此不能简单的把此轮的通胀归因于货币供给的增加。

陈彦斌（2008）认为当前的通货膨胀同时具有需求拉动和成本推动的特征，但流动性过剩对目前通货膨胀的上涨的影响并不明显。但文中并没有就当前通货膨胀的输入型性质进行判断，只是认为国际物价的上涨是当前通胀的一个原因。在此基础上本文将具体量化当前中国通货膨胀的导致因素。

在实证方面，赵庆、徐路（2008）用货币供应量和产出缺口作为因变量对通货膨胀进行解释，结果表明货币供应过快增长和 GDP 缺口过大导致了本轮通货膨胀的上升。但该文忽略了国际市场原油及粮食价格的上涨所导致的输入型的成本推动作用，对于高度贸易依存度的中国来说，忽视国际市场的作用，其研究将具有一定的局限性。

陈国辉、段鹏（2007）以及王红、童恒庆、毛新那（2005）均研究了外汇储备与通货膨胀之间的关系。结果表明外汇储备与通货膨胀之间存在长期均衡关系，外汇储备对通胀的影响不可忽视。王虎、陈峥嵘、冯彩（2008）运用向量自回归模型考察了以股票价格为代表的金融资产价格对我国通货膨胀的影响，实证分析表明，我国股票价格通过总需求渠道对未来通货膨胀产生的影响比较微弱，但股票价格的变动能引起未来 CPI 的同向变化，说明股票价格在一定程度上包含了我国未来通货膨胀的信息。张红、章辉赞（2008）运用北京、上海 CPI 和中房住宅价格指数（HPI）的时间序列数据，用 Granger 因果检验和配对样本均值检

² 见 <http://business.sohu.com/20080415/n256297574.shtml>

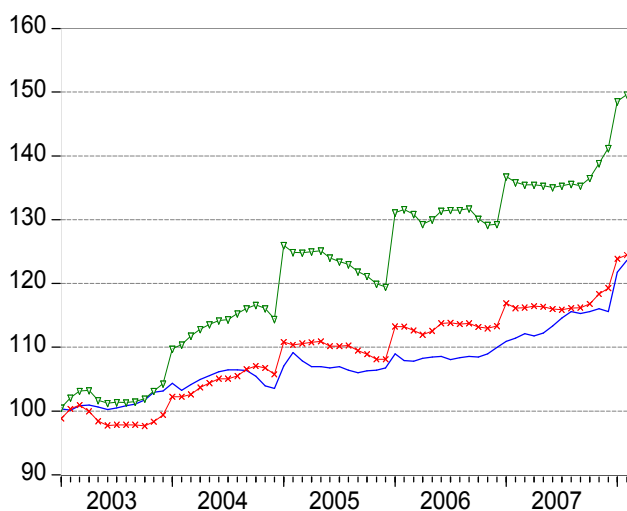
验研究通货膨胀与商品住宅价格的关系。研究表明在北京 CPI 和 HPI 不存在长期均衡关系，但在上海货膨胀与商品住宅价格长期均衡关系显著。

以上实证研究均存在一种缺陷，即只研究一种或两种因素对通货膨胀的影响。理论上来说，影响通货膨胀的因素很多，如果只拿单个的变量对通货膨胀进行计量分析，即使得到的结果比较显著，但在解释力度上还是欠缺，得到的结论也并不能全面的剖析通货膨胀的原因。在此基础上本文将综合多方面的因素对通货膨胀进行解释。

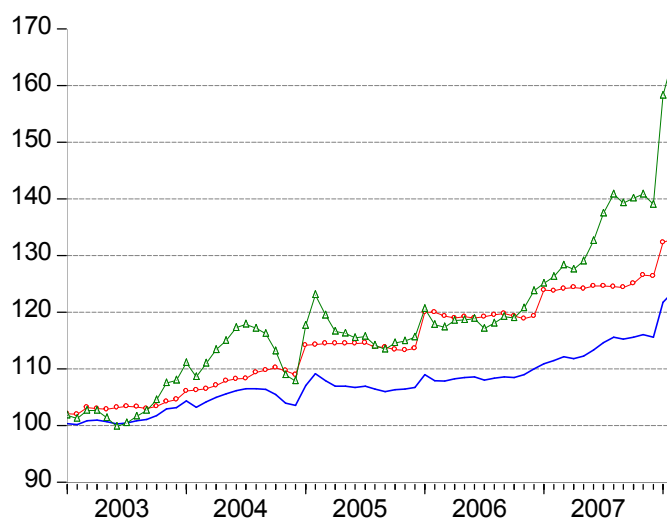
三、 目前通货膨胀的状况及特点

从 2003 年开始，我国的 CPI 指数由负增长转为正增长，并且不断攀升。与此同时，同样作为通货膨胀衡量指标的生产者价格指数（PPI）和原材料、燃料、动力购进价格指数（IMP）也全面上扬。截止到 2008 年 2 月，与 2003 年相比，CPI、PPI 和 IMP 增幅分别达到 22.24%、26%、46.5%。具体见图一-3

图一：CPI、PPI 和 IMP 指数变化



图二：CPI、居民居住消费价格指数和居民食品消费价格指数

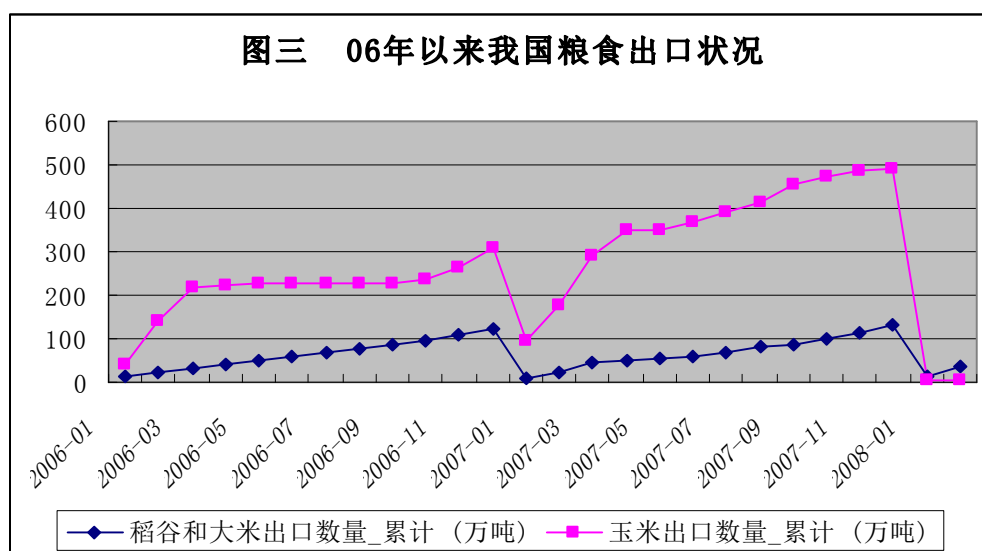


与前几次通货膨胀相比，此轮通货膨胀具有如下几个特点：

1、价格上涨具有明显的结构性，即价格上涨从上游到下游不同环节存在较大差异，表现为原材料、燃料、动力购进价格高于中间产品价格，而中间产品价格又高于最终产品价格。同时，各环节价格指数的内部构成也存在很大的差异，城乡和区域差别也很大。

³本文所有数据除特别说明外均来自于中经网统计数据库，并且 CPI、PPI、IMP 和其中各分类指数均被转化为以 2000 年为 100 的定基比序列。

2、国际粮食供给短缺背景下的国内粮食出口增加主导此轮结构性通货膨胀的发生。在国际粮食价格不断上涨以及国内粮食价格管制的背景下，由于国内外粮食价格出现了较大的剪刀差，因此在巨额的利润驱动下国内粮食出口不断增加，从一个粮食进口国转变为粮食出口国。如图三



由上图可以看出，06年以来我国的粮食出口不断增加，尤其是07年出口增幅加快。由于国内出口增加导致了国内粮食供给的减少导致了国内粮食的价格上涨，进而推动了食品价格的升高。由粮食价格上涨所主导的结构性通货膨胀也不断加剧。因此，政府在07年12月份取消了我国粮食的出口退税，希望以此抑制我国的粮食出口，平抑国内的粮食价格。在此政策的调控下，08年一二月份的粮食出口大减。

3、居民消费价格上涨主要集中于居民居住消费价格和食品消费价格的上涨，尤其是食品消费价格的上涨最快，截至到2008年2月，与2003年价格相比，食品消费价格上涨60.5%，而居民居住消费价格也达到了28.9%。居民烟酒及用品消费价格、居民家庭设备用品及服务消费价格、居民医疗保健和个人用品消费价格和居民娱乐教育文化消费价格与2003年价格相比都有小幅上涨，但均低于CPI的涨幅，分别为6.5%、3.79%、6.14%和1.1%。而居民衣着消费价格和居民交通和通信消费价格则不升反降，其下降幅度分别为5.64%和4.78%。由此可见，食品及居住价格上涨是导致此轮通货膨胀的重要原因。

4、物价上涨与人民币升值并存。在物价迅速上涨的同时，人民币也出现了较大幅度的升值。2003年—2007年年末人民币汇率分别为8.2767、8.2765、8.0702、7.8087和7.3046。2008年4月10日，人民币对美元汇率中间价“破7”，以6.992改写了汇改以来的新高纪录。在全球关注的目光中，人民币汇率毫无悬念地进入了“6时代”。与2007年年初相比，升值幅度达10.1%。其升值幅度接近同期的CPI

增长，11.4%。这也成为此轮通货膨胀中值得关注的一个新特点。

5、从世界范围看，物价上涨已经成为一种全球现象。据美国商务部公布的数据，2007年10月份美国CPI涨幅达到3.5%，2008年3月份欧元区CPI涨幅达到2.6%，比前一个月上升0.5个百分点，连续两个月超过欧洲央行2%的预期目标。在新兴市场经济国家和地区，物价快速上涨，俄罗斯、南非、阿根廷、越南CPI超过8%。通胀的压力逐渐成为摆在世界各国和地区面前的棘手问题。

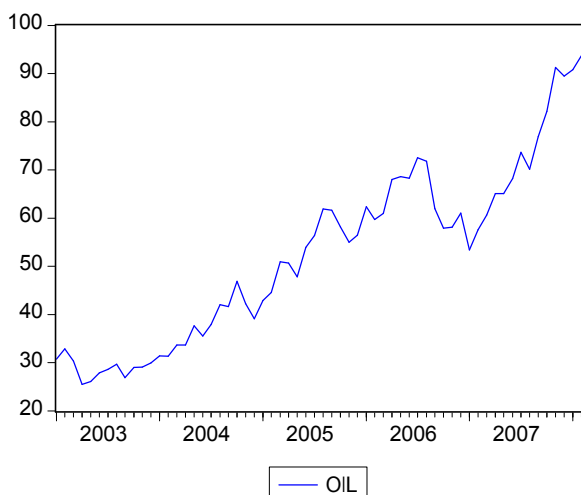
6、此轮通货膨胀还表现出很强的货币性特征。近些年来，FDI和国际热钱大量流入中国，同时伴随着巨额的贸易顺差，中国目前已经积累了世界第一的外汇储备，截止到2008年2月末，中国外汇储备已达1.64万亿美元。

四、 当前通货膨胀的原因分析

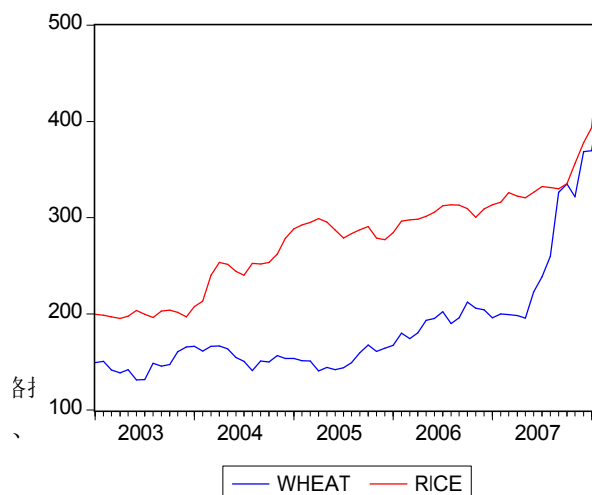
从2003年开始的这轮通货膨胀，其原因可主要归纳为国际因素和国内因素两部分。在国际因素方面，主要有以下两个原因：

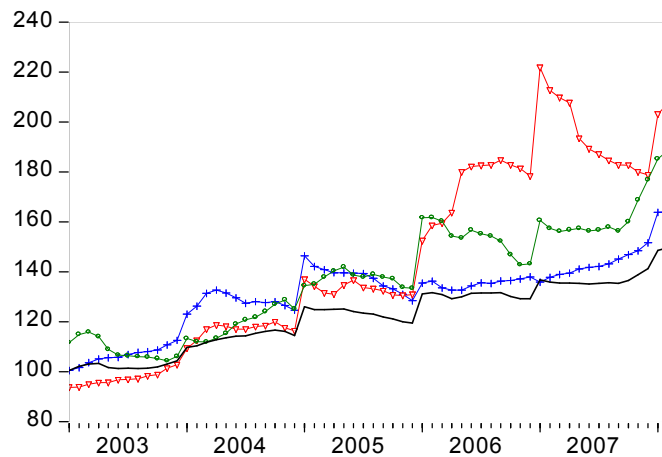
1、国际原油、粮食及金属类等初级产品价格大幅上涨，导致国内成本推动，进而带动国内消费价格的上涨。2007年中国石油进口量近2亿吨，石油进口步伐呈现超速度。在石油进口量大幅攀升的同时，石油价格也屡创新高，并出现了100美元/桶的高位。同时2008年4月全球大米贸易价格再次大幅上涨，作为全球大米贸易价格基准的泰国大米价格从580美元/吨，暴涨到760美元/吨，一些机构预测，其可能在短期内突破1000美元/吨的大关。2003年至2008年2月国际原油及大米、小麦价格的增幅见图三图四⁴。在原材料、燃料、动力购进价格指数指数中，燃料价格、黑色金属和有色金属价格均高于平均水平，成为拉动原材料、燃料、动力购进价格指数上涨的主要因素，结果见图五。

图四 国际原油价格



图五 国际大米和小麦价格





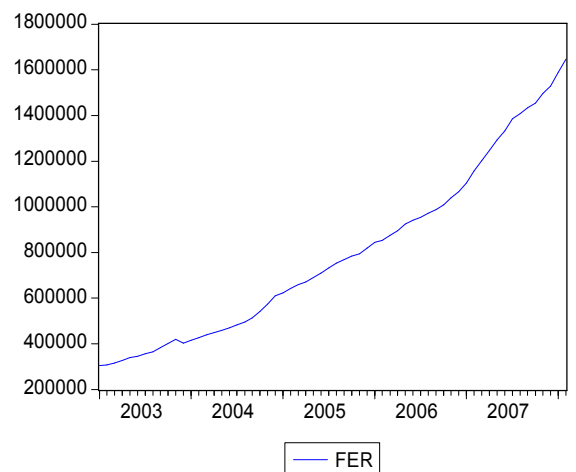
2、人民币汇率大幅升值及巨额的外汇储备导致了货币供应量的增大，进而加重了通货膨胀的压力。按照货币主义的观点，货币供应量的增加是导致通货膨胀的根本原因。当前人民币的升值预期，不断的促使国际热钱大量涌入国内，与此同时FDI也不断增加，再加上持续的贸易顺差，使得我国的外汇储备不断增加，2008年2月末外汇储备达1.64万亿美元，是2003年初的5.41倍。见图六

可以用资本项目的差额来表示我国外资流入，外资净流入表现为资本项目贷方差额，而资本净流出则表现为借方差额。通过资本流入和外汇储备增加额可以计算出外资流入对外汇储备的作用系数。同时外汇储备的增加也必然会形成外汇占款，从而增加国内货币供给。目前，

外汇占款已成为我国央行提供基础货币的主要途径。货币供给的增加将会加大国内通胀的压力。因此可以计算出资本流入对国内通货膨胀的作用系数。见表一

同样，可以利用这种方法近似衡量我国贸易顺差所形成的外汇量在央行货币供给中的比重，进而粗略估计贸易收支对国内通货膨胀的作用系数。见表二

图七 外汇储备单位为百万美元



表一 资本流入对通货膨胀的作用系数

	2003	2004	2005	2006	2007. 1-6
资本净流入 C	52726	110660	62964	10036.77	90200
外汇储备增加额 F	116844	206681	208940	247472	266281
$a = C / F$	0.451251241	0.535414479	0.30134967	0.040557194	0.338739903
外汇占款增加额 ΔM	11623.58	17745.72	18618.48	27769.15	15469.36
M2 增加额 ΔM_2	36215.5	31984.9	45547.78	46822.43	32254.24
$b = \Delta M / \Delta M_2$	0.320955944	0.554815554	0.408768111	0.593073661	0.479607022
$\gamma = a * b$	0.144831768	0.297056281	0.123182135	0.024053404	0.162462036

表二 贸易收支对通货膨胀的作用系数

	2003	2004	2005	2006	2007. 1-6
净出口额	25377	32841	101774	177615	112738
外汇储备增加额 F	116844	206681	208940	247472	266281
$\alpha = \text{净出口} / F$	0.217187019	0.158897044	0.487096774	0.71771756	0.423379813
外汇占款增加额 ΔM	11623.58	17745.72	18618.48	27769.15	15469.36
M2 增加额 ΔM_2	36215.5	31984.9	45547.78	46822.43	32254.24
$\beta = \Delta M / \Delta M_2$	0.320955944	0.554815554	0.408768111	0.593073661	0.479607022
$\lambda = \alpha * \beta$	0.069707465	0.088158552	0.199109628	0.425659381	0.203055931

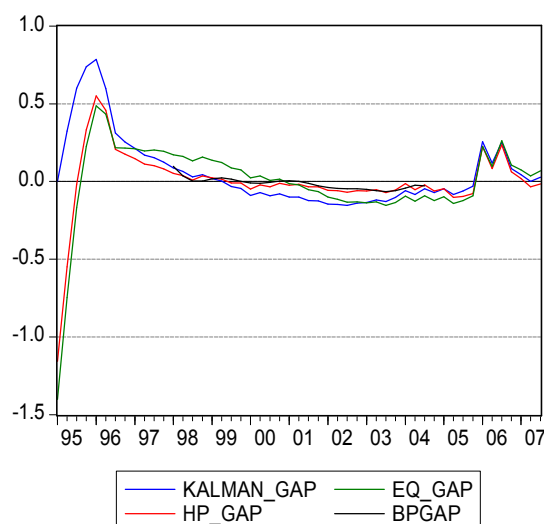
从表一表二可以看出，2003 年至 2007 年上半年，外资流入对通货膨胀的作用系数分别为 0.145、0.297、0.123、0.024 和 0.162，整体而言，虽然作用系数有所下降，但外资流入对 2004 年和 2007 上半年的通货膨胀确实起了较大的作用。对于贸易顺差所导致的通货膨胀，从上表很容易看出，其作用系数是不断加大的，在 2006 年甚至达到了 0.426，贸易收支顺差对通货膨胀的影响很显著。

国内因素导致通货膨胀的原因，也可分为两个方面：

3、国内经济过热，GDP 产出正缺口变大，导致社会总需求大于总供给，从而拉动国内物价水平的上升。2003 年以来国内经济继续高速增长，2003 年至 2007 年经济增长速度分别为 9.1%、9.5%、9.9%、11.6%和 11.9%，增长速度逐年加大，国内经济过热趋势明显。从 2006 年一季度开始，国内经济开始出现正的缺口，

缺口为 22.48%，到 2007 年第三季度，缺口有所下降，但仍达到了 6.9%⁵。由此可看，近期通货膨胀部分原因是由经济过热导致的。我国产出缺口估计见图七

图八 四种方法得到的产出缺口



4、低利率导致国内股市和房地产投资过热，这在一定程度上导致了国内货币流动性增强，同时由于股市和房地产的高涨，使得人们的财富效应增强，这也在一定程度上导致了国内总需求的增加。2007 年以来，我国股市屡创新高，泡沫不断增大，2007 年 10 月 16 日，沪指更是突破 6000 点大关，另外房地产市场泡沫也不断膨胀。日益增长的泡沫不断加大了国内通胀的压力。

五、当前通货膨胀原因的计量分析

鉴于以上分析，同时为了避免因使用少数变量带来的解释的非全面性，本文选取了多个解释变量，并在计量模型的基础上定量分析此轮通货膨胀的原因。首先笔者将使用回归方程来静态分析当前通胀的原因，其次将继续使用向量自回归模型（VAR）动态分析各因素对通货膨胀的影响，并在此基础上利用方差分解，具体得出当前通货膨胀的国际输入因素和国内经济因素两方面的贡献率。

1、解释变量的选取

根据上文中的分析，解释变量将主要从导致此轮通货膨胀的国际因素和国内因素两个方面中选取。在国际因素方面，本文主要选取国际原油价格（oil）、国际大米价格（rice）、人民币汇率（e）及我国的外汇储备（fer）作为解释变量；需要说明的是，为了能更好地得到国际因素对通货膨胀的影响，同时由于外汇储备对货币供应量的作用系数达到了 50%左右，故本文选用外汇储备而不是货币供应量作为解释变量。在国内因素方面，主要选取 GDP 产出缺口（gdpgap）、利率

⁵ 此处省去产出缺口的计量估计，具体参见刘元春、闫文涛(2007)用线性趋势法、BP 滤波、HP 滤波和 Kalman 滤波四种方法得到的产出缺口。

(i)、上证综合指数 (stock) 和房地产开发景气指数 (realty) 作为解释变量。值得说明的是产出缺口和利率的选取也符合泰勒规则的原则,这使得在数据选取方面能具有说服力。

2、数据处理及平稳性检验

本文国际原油价格和国际大米价格数据均来自于 IMF 网站,其余变量数据均来自于中经网统计数据库,其中 CPI 数据被转化为以 2000 年为基准的定基比数列。为了保证足够的样本数据,本文选取月度数据,由于 GDP 只有季度数据,故通过 Eviews 的频率调节功能将其转化为月度数据,进而估计出月度的 GDP 缺口。数据区间为 2003 年 1 月至 2007 年 12 月,共 60 个样本。同时为了防止异方差性,以上述各数列均经过指数化处理。使用 ADF 检验对各数列进行平稳性检验,发现各数列均是 $I(1)$ 过程。

3、回归分析

建立以 CPI 为因变量,上述其余变量为解释变量的回归方程。同时对残差进行平稳性检验,发现残差数列平稳(见附录)。结果见表三,从表中可以看出整体模型的拟合优度为 95%,同时 F 统计量的概率水平远小于 1%,这说明方程整体是显著的,并且具有很高的解释力度。另外,从单个解释变量的显著性水平来看,国际大米价格、汇率、外汇储备和上证指数都在 5%的水平上显著,但国际石油价格、产出缺口、房地产景气指数和利率因素并不显著,尤其是利率因素显著性水平最低,这说明利率因素在此轮通货膨胀的过程中起到的作用并不大。另外虽然国际石油价格、产出缺口和房地产景气指数的显著性水平大于 15%,并不是特别显著,说明这三个因素在导致国内通货膨胀方面并不具有直接作用,而可能存在一定的时滞,其作用并不能在当期得以放映出来,这也是静态回归方程的一个缺陷所在。

从表三可以看出,汇率与通货膨胀的变动是同向的,人民币升值可以在一定程度上抑制通货膨胀,从进口方面来说,人民币升值能降低进口成本带动国内总体物价水平的下降。另外理论上讲,升值会降低出口产品的竞争力,进而贸易顺差减少,但事实上,我国外贸在汇率持续升值,美国次贷危机以及出口退税政策的多重压力下依然保持稳定增长,因此人民币汇率与通货膨胀的传导存在阻滞。另外,随着人民币升值预期的加重,巨额的套利促使国际游资加速流入,这也在一定程度上更加重了通胀的负担,因此依靠人民币汇率升值来解决当前通货膨胀的问题并不有效。国际大米价格以及国内证券市场的变化都与通货膨胀的存在显著的正向关系,国际米价的上升导致了进口粮价的高涨,进而带动 CPI 的增加。近年来证券市场的高涨,使得财富效应得到极大的反映,证券市场的繁荣在一定程度上推动了 CPI 的上涨。

表三 方程回归结果

Dependent Variable: CPI				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.199101	0.739818	2.972489	0.0045
RICE	0.074451	0.032067	2.3217	0.0243
OIL	0.022089	0.015339	1.440072	0.156
E	0.07569	0.030159	2.509728	0.0153
FER	0.040099	0.015247	2.629982	0.0113
GDPGAP	0.024814	0.019645	1.263107	0.2123
STOCK	0.048699	0.011765	4.139464	0.0001
REALTY	0.116934	0.14142	0.826859	0.4122
I	-2.86E-05	0.004231	-0.00675	0.9946
R-squared	0.950475	Mean dependent var	4.672788	
Adjusted R-squared	0.942707	S.D. dependent var	0.040284	
S.E. of regression	0.009642	F-statistic	122.3491	
Durbin-Watson stat	0.868307	Prob(F-statistic)	0.000000	

4、向量自回归模型（VAR）

虽然静态的回归模型可以在一定程度上解释 CPI 的变化，但由于这种解释关系是同期的，并不能对解释变量的滞后进行反应，故有可能使原本对 CPI 的变化产生影响的变量被排除掉，故本文进而采用向量自回归模型（VAR）分析个变量之间的动态关系，使得本文的研究更加科学准确。

在进行向量自回归模型（VAR）分析时，由于利率对通货膨胀完全没有解释能力，故去掉该因素，选择 CPI、国际原油价格、国际大米价格、人民币汇率、外汇储备、GDP 产出缺口、上证综合指数和房地产开发景气指数等 8 个变量进行 VAR 估计。

在进行 VAR 估计前，对各变量进行协整检验，结果发现存在 4 个长期均衡关系。在此基础上根据模型精简原则以及 AIC、SC 信息准则，选择滞后期为 1 期。同时对模型进行稳定性检验，结果表明模型是稳定的。协整检验、VAR 估计结果和稳定性检验见附录。

从估计结果可以看出各子方程的拟合优度均在 95%，只有产出缺口的拟合优度最低，但仍然达到了 65.7%，这说明模型的拟合效果良好。

5、CPI 的方差分解

本文继续利用方差分解技术分析各变量对 CPI 的影响贡献率。方差分解技术是通过分析每一结构冲击对内生变量变化的贡献度，进而评价不同结构冲击的重要性。因此，方差分解给出对 VAR 模型中的变量产生影响的每个随机扰动的相对

重要性的信息。具体做法是将系统的均方误差分解成各变量冲击所作的贡献，通过将一变量冲击的均方误差分解成系统中个变量的随机冲击所作的贡献，然后计算出每一个变量冲击的相对重要性，即变量冲击的贡献占总贡献的比例。对CPI进行方差分解，具体结果见表四。

表四 CPI的方差分解结果

Period	S.E.	CPI	E	RICE	OIL	FER	GDPGAP	STOCK	REALTY
1	0.007088	100	0	0	0	0	0	0	0
2	0.008691	93.64679	0.318915	0.757867	4.621422	0.079736	0.373661	0.05627	0.145343
3	0.009455	85.8076	0.871596	1.494138	9.740079	0.323577	0.797838	0.354651	0.610517
4	0.009866	79.97888	1.390804	1.643623	12.81451	0.777829	1.041919	0.955068	1.397369
5	0.010122	76.08868	1.714667	1.569977	13.954	1.449564	1.117739	1.744467	2.360905
6	0.010338	72.93653	1.819246	2.025495	13.9937	2.297135	1.106666	2.533501	3.287725
7	0.010575	69.70704	1.775995	3.482779	13.5575	3.244633	1.0642	3.168227	3.999624
8	0.010849	66.23625	1.687865	5.883999	12.95067	4.217521	1.012385	3.588874	4.422436
9	0.011152	62.6918	1.639085	8.83472	12.31093	5.168869	0.95891	3.815846	4.57984
10	0.01147	59.26965	1.676991	11.9054	11.71297	6.080886	0.907629	3.902871	4.543601

从结果可以看出，除去CPI自身的影响外，国际石油价格及国际大米价格的上升对CPI的影响贡献度最大，在滞后10期时分别达到了11.7%和11.9%。汇率对CPI的影响比较稳定，在六个月后达到最高值，随后有所下降并稳定在1.65%左右。国际油价对CPI的影响很显著，并在当期就有较大的影响，并在第六个月达到14%的最高值。然而大米价格、外汇储备、证券价格以及房地产市场对CPI的影响均较为滞后，滞后期均在10个月后达到最大值。

把汇率、外汇储备、国际石油价格及国际大米价格四个因素的贡献率相加，得到影响通胀的国际因素贡献率，发现其值在各滞后期都远远大于国内因素的贡献率。在滞后10期，国际因素的贡献率达到31.38%，而国内因素的贡献率仅为9.35%，这一结果充分证明了此轮通货膨胀处于国际输入型通货膨胀，我国近些年来通货膨胀的上涨主要原因应归因于国际石油价格及国际大米价格的上涨，以及我国在巨额国际热钱的涌入下带来的人民币汇率的升值和外汇储备的大幅增加。而国内经济的过热及股市和房地产市场的泡沫并不是导致此轮通胀的主要原因。

六、 结 论

通过本文的对此次通货膨胀原因的分析，以及计量检验，可以得出以下结论：

1、此轮通货膨胀属于输入型的通货膨胀，国际石油价格及国际大米价格的上涨对国内商品起到了成本推动的作用，同时也是当前物价总水平的上扬起到了主要原因。同时此轮通货膨胀还具有明显的结构性，国内粮食的价格上涨主导了

结构性通货膨胀的发生。

2、国际热钱的涌入和巨额的外汇储备在此轮通胀中也发挥着相当重要的作用，其贡献率达到了6%，因此政府要更加关注国际热钱的流向以及调节国内经济结构，减少贸易顺差，妥善解决流动性过剩带来的影响。

3、人民币不能盲目过度升值，一方面升值会加快吸入国际热钱，另一方面也会对物价总水平产生一定的影响。因此人民币升值应该是渐进式的。

4、央行通过利率来完成防止经济过热和反通胀的目标并不现实，利率杠杆并不能有效解决当前国内出现的通胀问题，在此背景下，央行所能发挥的作用及其有限。

参考文献

- [1]陈国辉、段鹏. 我国的外汇储备与通货膨胀[J] 经济管理 2007. (1)
- [2]陈彦斌. 中国当前通货膨胀形成原因经验研究：2003—2007年[J] 经济理论与经济管理 2008. (2)
- [3]乔海曙、邓婷. 我国输入型通货膨胀：形成机理与中国样本[J] 宁夏大学学报（人文社会科学版） 2008. (3)
- [4]王红、童恒庆、毛新那. 外汇储备增长与物价变动[J] 统计观察 2005. (10)
- [5]王虎、陈峥嵘、冯彩. 我国金融资产价格与通货膨胀的关联性检验[J] 证券市场导报 2008. (3)
- [6]张红、章辉赞. 通货膨胀与商品住宅价格关系的实证分析[J] 清华大学学报（自然科学版）2008. (3)
- [7]赵庆、徐路. 当前我国通货膨胀的成因与特点[J] 经济师 2008. (2)

附 录

回归方程的残差数列平稳性检验

残差数列	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.511529	0.00000
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

VAR 模型的 Johansen 协整检验

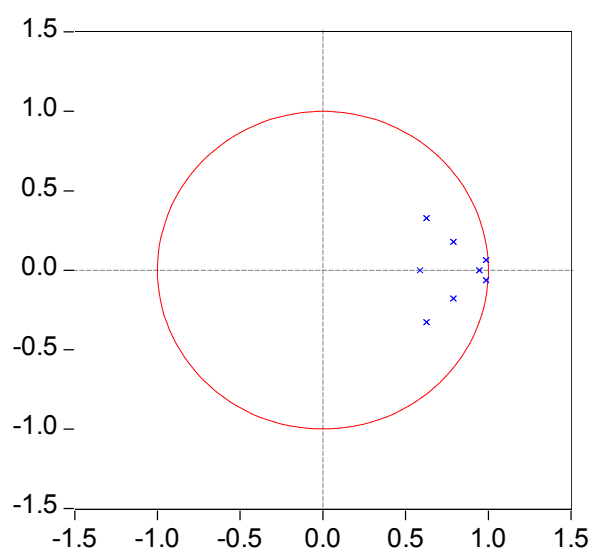
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.636185	214.317	159.5297	0.0000
At most 1 *	0.551242	155.6727	125.6154	0.0002
At most 2 *	0.449472	109.1991	95.75366	0.0043
At most 3 *	0.399693	74.58019	69.81889	0.0198
At most 4	0.301315	44.98197	47.85613	0.0908
At most 5	0.264522	24.18579	29.79707	0.1927
At most 6	0.102888	6.366161	15.49471	0.6522

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values



VAR 模型估计结果

Vector Autoregression Estimates								
	CPI	E	RICE	OIL	FER	GDPGAP	STOCK	REALTY
CPI(-1)	0.669996	-0.002387	0.005613	2.469186	-0.172438	-0.31614	0.98275	0.130246
	-0.10303	-0.25759	-0.37741	-0.95928	-0.23804	-0.72445	-0.96866	-0.05355
	[6.50288]	[-0.00927]	[0.01487]	[2.57401]	[-0.72440]	[-0.43638]	[1.01454]	[2.43219]
E(-1)	-0.005448	1.002031	0.144876	-0.151536	0.138654	-0.591406	-0.540896	0.004444
	-0.0264	-0.06599	-0.09669	-0.24576	-0.06098	-0.1856	-0.24816	-0.01372
	[-0.20639]	[15.1842]	[1.49838]	[-0.61661]	[2.27360]	[-3.18650]	[-2.17961]	[0.32391]
RICE(-1)	0.04351	0.134153	0.748793	-0.046122	-0.116067	0.335342	-0.38363	-0.047283
	-0.02761	-0.06904	-0.10115	-0.2571	-0.0638	-0.19416	-0.25961	-0.01435
	[1.57568]	[1.94321]	[7.40279]	[-0.17940]	[-1.81929]	[1.72713]	[-1.47771]	[-3.29450]
OIL(-1)	-0.029887	-0.034666	0.044573	0.673747	0.017091	-0.018273	-0.230322	0.013702
	-0.01163	-0.02907	-0.04259	-0.10825	-0.02686	-0.08175	-0.10931	-0.00604
	[-2.57060]	[-1.19259]	[1.04656]	[6.22392]	[0.63626]	[-0.22352]	[-2.10704]	[2.26744]
FER(-1)	0.026334	-0.044463	0.111904	0.046202	1.076581	-0.258644	0.175679	-0.002328
	-0.01304	-0.03259	-0.04775	-0.12137	-0.03012	-0.09166	-0.12256	-0.00678
	[2.02008]	[-1.36426]	[2.34346]	[0.38067]	[35.7452]	[-2.82174]	[1.43342]	[-0.34363]
GDPGAP(-1)	0.014845	0.119179	-0.034256	-0.162547	0.015009	0.5487	-0.027038	0.003716
	-0.01472	-0.03681	-0.05394	-0.1371	-0.03402	-0.10354	-0.13844	-0.00765
	[1.00817]	[3.23736]	[-0.63510]	[-1.18564]	[0.44116]	[5.29958]	[-0.19531]	[0.48554]
STOCK(-1)	0.003364	-0.00524	0.030508	-0.111968	0.034678	-0.154601	0.742817	0.003858
	-0.01055	-0.02637	-0.03863	-0.0982	-0.02437	-0.07416	-0.09916	-0.00548
	[0.31891]	[-0.19872]	[0.78965]	[-1.14022]	[1.42312]	[-2.08469]	[7.49118]	[0.70375]
REALTY(-1)	0.110245	0.284807	0.654322	-0.868645	0.069718	-0.45631	0.40844	0.875601
	-0.10637	-0.26594	-0.38964	-0.99036	-0.24576	-0.74793	-1.00005	-0.05529
	[1.03644]	[1.07096]	[1.67929]	[-0.87710]	[0.28369]	[-0.61010]	[0.40842]	[15.8376]
C	0.653371	-1.409734	-4.473611	-4.210315	-1.13648	10.57137	1.072664	0.133042
	-0.56424	-1.41067	-2.06686	-5.25341	-1.30363	-3.96742	-5.30481	-0.29327
	[1.15797]	[-0.99934]	[-2.16445]	[-0.80144]	[-0.87178]	[2.66455]	[0.20221]	[0.45365]
R-squared	0.972563	0.996271	0.982878	0.970098	0.999101	0.657099	0.983676	0.948464
Adj. R-squared	0.968173	0.995674	0.980139	0.965314	0.998957	0.602235	0.981064	0.940218
Sum sq. resids	0.002512	0.015703	0.03371	0.217781	0.01341	0.124209	0.222064	0.000679
S.E. equation	0.007088	0.017722	0.025965	0.065997	0.016377	0.049842	0.066643	0.003684
F-statistic	221.5465	1669.761	358.787	202.7693	6947.346	11.97685	376.6155	115.0242
Log likelihood	213.1738	159.1098	136.5736	81.53578	163.7657	98.10068	80.96122	251.783
Akaike AIC	-6.921147	-5.088469	-4.32453	-2.45884	-5.246295	-3.020362	-2.439364	-8.229931
Schwarz SC	-6.604234	-4.771557	-4.007618	-2.141927	-4.929383	-2.703449	-2.122451	-7.913019
Mean dependent	4.673875	8.062017	5.600878	4.509225	10.9995	0.001313	7.476753	4.641645
S.D. dependent	0.039733	0.26945	0.184245	0.354364	0.507192	0.079028	0.484293	0.015068
Determinant resid covariance (dof adj.)			8.04E-28					
Determinant resid covariance			2.14E-28					

Log likelihood

1209.764

Akaike information criterion

-38.56828

Schwarz criterion

-36.03298

CPI 方差分解图

Variance Decomposition

