

累积性通胀与货币 - 价格关系变化

——基于 2007 年通货膨胀背景的分析

贾 非, 庞晓波

(吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

摘 要: 将要素货币化进程引入易纲的货币化模型, 对 1997-2006 年高货币供给量和低通货膨胀并存的现象给出了解释。边限协整检验结果显示, 要素货币化进程吸收了货币, 证实了金融市场的货币累积效应。基于扩展的资本市场均衡模型给出的 13 种资本市场状态, 对货币在要素市场和产品市场之间的累积和流转给出了解释, 发现金融市场累积的货币与危机后宽松的货币政策共同形成了 2007 年通货膨胀的货币压力。治理通货膨胀, 短期内必须最大限度地控制货币量, 长期内则应引导资产市场体系恢复均衡。

关键词: 货币化; 资本市场均衡模型; 边限协整; 通货膨胀

中图分类号: F821.5 文献标识码: A 文章编号: 1005-0892 (2012) 09-0054-07

一、引言

对于起自 2007 年的通货膨胀, 学术界解释不尽一致。有学者认为是输入性的, 主要原因是国际油价和粮价上涨并通过成本渠道形成供给压力, 从而引发了通胀 (樊纲, 2008; 吴剑飞、方勇, 2010); 有学者认为主要原因在于需求方面, 与投资需求和消费需求有关 (陈丹丹、任保平, 2008); 也有学者归因于货币因素, 对货币扩张的原因给出了解释, 如我国货币总量扩张的根源在于平抑汇率 (卢锋, 2008), 或 2008 年下半年为了应对美国金融危机而采取的强力救市政策加剧了货币量扩张 (易宪容, 2011)。^[1-5]

通货膨胀永远是货币现象, 这是许多经济学家反复论证的一个命题。但是, 这个命题的实际含义并非意味着一旦货币扩张过度便会立即引发通胀, 而是强调任何形式通胀的爆发一定是货币供给过量了; 也可以解释为, 货币供给过量是通货膨胀的必要条件, 但不是充分条件。由于现实经济的复杂性, 价格水平的波动是一个动力学过程, 它与货币量的联系既可能以简单的线性关系表现出来, 也可能以复杂的非线性关系表现出来; 既可能同步显现, 也可能存在较长时间的累积性爆发。

中国自 1978 年以来, 货币供给增长率一直大于产出增长率, 最高时超过 24 个百分点。广义货币与名义货币的比值持续上升, 已超过 1.8。如此长时期的货币总量超过产出总量的增长情形, 国际上都少见, 在中国经济发展史上也未曾有过。但是, 在 1997-2006 年大约十年期间里, 通货膨胀率表现平缓, 一直处在 -1.4%~3.9% 之间。这正是 2007 年以来通货膨胀率显著上升的历史背景。如果从货币

收稿日期: 2012-05-24

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“金融稳定的内生机制和外部条件与金融危机防范体系研究”(10JJD790033)

作者简介: 贾 非, 吉林大学博士研究生, 吉林华侨外国语学院国际经济贸易学院讲师, 主要从事金融与货币经济研究; 庞晓波, 吉林大学教授, 博士生导师, 主要从事金融与宏观经济研究。

量来解释价格水平的变化，这个背景表明中国的货币量与价格的关系已经变得复杂化。鉴于此，面对 2007 年通货膨胀需要研究两个问题：一是货币量与价格关系复杂化背后的根源；二是是否存在货币累积效应。

二、经济货币化与货币 - 价格关系复杂化

(一) 经济货币化的模型解释

易纲 (1995) 率先通过“货币化假说”对 1978-1984 年高货币供给与低通胀并存的货币 - 价格关系进行了解释。^[6]“货币化假说”是基于商品交易总量小于实际收入提出的，如果 $Q=\lambda Y$ 中的 $\lambda < 1$ ，货币量的增大不直接作用到价格而使 λ 增大，则为产品市场的货币化。显然，此处的货币化概念与市场概念联系紧密，是产品从不进行市场交易到市场交易从而需要更多货币媒介的过程。本文所谓的货币化沿用这一含义。若将 $Q=\lambda Y$ 引入交易方程式 ($MV=PQ$)，则有：

$$MV=\lambda YP \quad (1)$$

对(1)式取对数再求导，得：

$$m+v=\lambda+y+p \quad (2)$$

其中， m 、 v 、 λ 、 y 、 p 分别为货币供给增长率、货币流通速度增长率、货币化比率增长率、实际收入增长率和价格增长率。通常假设 V 不变，即 $v=0$ ，于是，货币化过程的具体体现是：

$$m>y+p \quad (3)$$

在易纲“货币化假说”的基础上，张文 (2008) 补充性地提出 20 世纪 90 年代中期以后，中国进入了生产要素市场快速货币化时代，并认为 1997-2006 年物价稳定的现象是要素货币化的结果。^[7]但是，他没有基于交易方程式对此做出解释。中国自 1990 年设立股票市场和进行企业股份制改造，开始了资本要素的货币化过程。之后，土地和住房也相继进入货币化过程，由非市场化交易转为市场化交易，从而进行了市场化估值。除了资本要素货币化以外，人力资本要素也在一定程度上经历了货币化。随着中国经济市场化改革进程的深入，货币化是必然与之相伴的过程，这也是导致较长历史阶段的货币需求迅速增长的过程，从而形成持续上升的流动性需求。

Allen (1994) 最早将证券市场交易量指标加入交易方程，于是交易方程可改写为： $MV=P \cdot Q+SP \cdot SQ$ 。^[8]基于同样的逻辑，为了一并考虑产品市场和要素市场的交易需求，本文把交易方程式改写成：

$$MV=P \cdot Q+\sum_{i=1}^n FP_i \cdot FQ_i \quad (4)$$

其中， FP_i 为要素价格、 FQ_i 为要素数量、 i 表示要素序号、 n 表示要素种类数。(4) 式两边对 t 求导再同时除以 MV ，整理后得：

$$m+v=\gamma_0(p+q)+\sum_{i=1}^n \gamma_i(fp_i+fq_i) \quad (5)$$

其中， $\gamma_0=\frac{PQ}{MV}$ ， $\gamma_i=\frac{FP_i \cdot FQ_i}{MV}$ ($i \neq 0$)，且 $\sum_{j=0}^n \gamma_j=1$ 。

若 $v=0$ ，货币供给增长率是产品及不同要素增长率和价格增长率和的加权平均。于是，若全部要素满足条件 $fp_i+fq_i>p+q$ ，则货币化过程的识别条件 $m>y+p$ 必然成立。其基本含义是：在要素货币化阶段，由于各项资产的市场化，其价格和成交数量快速上涨，速度会远远超过产品市场，产生超额货币需求。

受数据可得性的限制，本文只给出了 2000-2006 年的消费价格指数增长率(p)、实际 GDP 增长率

(q)、股票价格指数增长率($f p_1$)、股票成交量增长率($f q_1$)、房屋交易价格指数增长率($f p_2$)及商品房销售面积增长率($f q_2$)数据(如图1),并粗略检验上述关系的存在性。

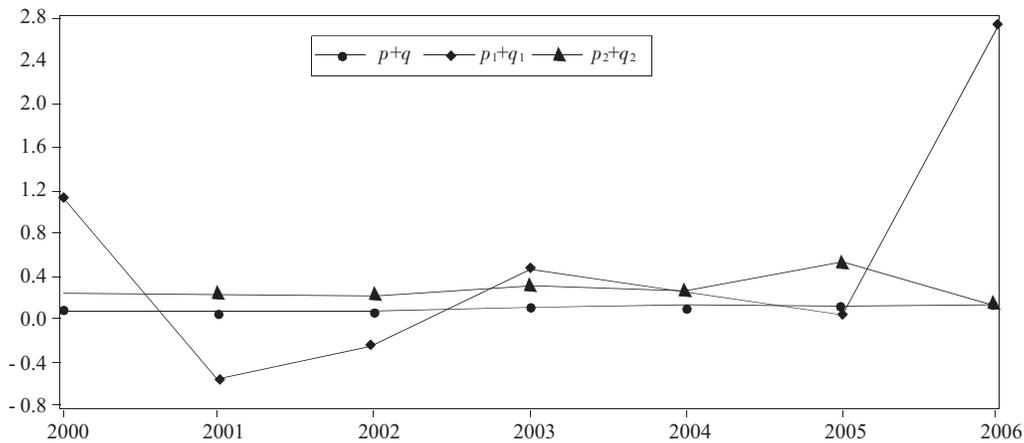


图1 产出、股票市场和房地产市场数量增长率与价格增长率之和的比较

从图1中可以看出,在大多数年份里,股票市场和房地产市场满足 $f p_i + f q_i > p + q$ 。进一步地,从表1中可见,2000-2006年间,平均值比较结果满足 $E(f p_i + f q_i) > E(p + q)$ 。可以判断2000-2006年间 $m > \gamma + p$ 关系成立,即存在要素货币化进程,这便在模型与实证层面证实了张文(2008)的判断。

表1 $p+q$ 与 $f p_i + f q_i$ 的均值比较

时间段	$E(p+q)$	$E(f p_i + f q_i)$	$E(f p_2 + f q_2)$
2000-2006	0.1123	0.5574	0.2346

(二) 要素货币化与货币需求关系的实证检验

对于要素货币化进程是否形成明显的货币需求,经验研究给出的答案并不统一。有学者认为金融市场的交易形成了货币需求(王曦,2001;高莉、樊卫东,2001),有学者却给出了相反的实证结果(伍戈,2009)。^[9-11]这些研究大多用股票市场作为金融市场的代表,且选用的样本空间较为随意。本文对包括了股票市场、房地产市场和信贷市场的要素市场进行货币需求检验,样本为2002-2010年要素市场发展较快阶段的季度数据,选用的计量方法为对数据平稳性不做要求且具有较好小样本性质的边界协整方法。

1. 模型设定与数据选择

若选择股票市场、房地产市场和信贷市场代表要素市场,假设货币流通速度不变,则式(5)可改写成:

$$m = \gamma_0(p+q) + \sum_{i=1}^3 \gamma_i(f p_i + f q_i) \quad (6)$$

由于存在下述关系: $y_i = p_i + q_i$ 和 $f y_{i,t} = f p_{i,t} + f q_{i,t}$,^①其中 y_i 为名义收入增长率、 $f y_{i,t}$ 为第 i 种资产交易的增长率,若选择金融机构各项贷款总额(CR)、商品房销售额(HC)和股票市场交易总额(SC)作为信贷市场、房地产市场和股票市场交易额的替代,可得到本研究的基本计量模型:

$$m_t = c + \alpha c r_t + \beta h c_t + \gamma s c_t + \delta y_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中, m_t 是狭义货币需求M1或广义货币需求M2的增长率、 $c r_t$ 是金融机构各项贷款同比增长率、 $h c_t$ 是商品房销售额同比增长率、 $s c_t$ 是股票市场交易总额同比增长率、 y_t 是名义GDP同比增长率。金融机构各项GDP贷款总额、商品房销售额和股票市场交易总额取自CSMAR数据库,货币供给取自中国人民银行网站,GDP取自国家统计局网站。

表 2 变量平稳性检验结果

原序列	检验形式(C,T,N)	T 检验值	差分序列	检验形式(C,T,N)	T 检验值	结论
$m1_t$	(C,0,1)	-3.5955**	--	--	--	$I(0)$
$m2_t$	(C,0,4)	-0.4553	$\Delta m2_t$	(C,0,3)	-6.7640***	$I(1)$
y_t	(C,0,0)	-2.2467	Δy_t	(C,0,0)	-6.9848***	$I(1)$
cr_t	(C,0,1)	-2.8075*	--	--	--	$I(0)$
hc_t	(C,0,0)	-3.1528**	--	--	--	$I(0)$
sc_t	(0,0,0)	-1.9772**	--	--	--	$I(0)$

注：检验形式(C,T,N)中的 C、T、N 分别表示检验中的常数项、时间趋势和滞后阶数；*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下拒绝原假设。

根据表 2，在 10%的显著性水平下，上述变量中 $m2_t$ 和 y_t 为单位根过程， $m1_t$ 、 cr_t 、 hc_t 和 sc_t 是平稳序列，符合协整检验的要求。基于 ARDL 的误差修正模型(ECM)如下：

$$dm_t = c + \sum_{i=1}^n \theta_{0,i} dm_t + \sum_{i=0}^n \theta_{1,i} dcr_t + \sum_{i=0}^n \theta_{2,i} dhc_t + \sum_{i=0}^n \theta_{3,i} dsc_t + \sum_{i=0}^n \theta_{4,i} dy_t + \eta_0 m_{t-1} + \eta_1 cr_{t-1} + \eta_2 hc_{t-1} + \eta_3 sc_{t-1} + \eta_4 y_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

2. 协整关系存在性检验

根据 Pesaran (2001) 的 F 统计量比照方法，确定变量协整关系的存在性。^[12]原假设是货币需求增长率与各影响变量之间不存在协整关系，即 $\eta_0 = \eta_1 = \eta_2 = \eta_3 = \eta_4 = 0$ ；备择假设是货币需求增长率与各影响变量之间存在协整关系，即 $\eta_0 \neq \eta_1 \neq \eta_2 \neq \eta_3 \neq \eta_4 \neq 0$ 。由于滞后阶数的不同取值会得到不同的统计量，因此可以根据 AIC/SC 准则确定最佳滞后阶数，并将 F 统计量与 Pesaran 提供的参照表进行比对，结果如表 3。可以看出，AIC 准则显示在滞后阶数为 2 时， $m2$ 与各影响因素之间存在长期协整关系，而 $m1$ 与各影响变量之间不存在长期协整关系。

表 3 协整检验不同滞后阶数下的 AIC/SC 值和 F 统计量

		$n=1$	$n=2$	$n=3$	$n=4$
$m1$	AIC	81.5892	79.9929	87.0405	75.1385*
	SC	76.8386	71.4385	65.8296	59.9401*
	F 统计量	2.3800	0.90969	0.82200	2.5021
$m2$	AIC	84.6354	81.4476*	84.8512	89.8369
	SC	79.8848	72.8932	72.6403*	74.1235
	F 统计量	4.4617	6.2313**	3.5969	2.4906

注：* 表示 AIC 和 SC 的最小值，** 表示在 5%水平下大于 Pesaran 表中上限值的 F 统计量。

3. 最优 ARDL 模型及长期估计结果

由于每个变量可能具有不同的阶数，因此以 $m2$ 为被解释变量的模型具有 3⁵ 种可能形式。根据 AIC/SC 准则确定最优的 ARDL 模型形式为 ARDL(1,0,0,1,2)。长期均衡方程为：

$$m2_t = 0.02846 + 0.61849cr_t + 0.039046hc_t - 0.002851sc_t + 0.24756y_t \quad (9)$$

(1.4731) (13.6361) (5.0046) (-1.6884) (2.7879)

[0.152] [0.000] [0.000] [0.103] [0.010]

式(9)中, (·)内为 T 统计量, [·]内为相应的概率。除常数项与 sc_t 系数的统计结果不够显著外, 其他变量系数的统计结果都非常显著。 cr_t 、 hc_t 、 y_t 和 $m2_t$ 具有正向的长期稳定关系, 说明信贷、房地产和实体经济的货币化都形成了明显的货币需求, 其中货币需求对金融机构各项贷款的弹性最大; 而 sc_t 与 $m2_t$ 之间具有不显著的负影响关系。这种结果的产生可能与样本选取有关。在 2002-2010 年间, 中国股市经历了史无前例的暴涨和暴跌过程。股市暴涨和暴跌分别代表了对货币的吸收和释放, 整体来看, 影响关系并不显著; 另外, 股市大跌时期, 其他资产也会对股票形成一种替代从而导致不显著的负弹性出现。

上述实证分析说明, 近年来要素市场货币化与产品市场货币化一样形成了大量的货币需求, 吸收了超额货币, 从而导致了货币 - 价格关系的异化。在资金增值的本性驱动下, 当要素市场收益率降低, 累积于要素市场的货币具有反吐产品市场的需求, 仍对通货膨胀构成较大压力。这就是通货膨胀的货币累积效应。本文第三部分将结合资本市场均衡模型对 2007 年通货膨胀的货币累积效应进行具体描述。

三、2007 年通货膨胀的货币累积效应

本文扩展了 Abel 和 Bernanke (2005) 的资本市场均衡模型^[13]对 2007 年通货膨胀的货币累积效应进行了具体分析。Abel 和 Bernanke (2005) 的资本市场均衡模型描述了货币资产供求与非货币资产供求之间的对偶关系: $(M^d - M^s) + (NM^d - NM^s) = 0$, 认为流动性过剩(不足)与资产市场非均衡具有内在的一致性。若将非货币资产细分为非货币金融资产(FM, 如股票、债券等)和实物资产(RM, 如企业资本、大宗商品等), 可以对资本市场均衡模型进行扩展。

从经济拥有的总资产角度看, 有: $M^d + FM^d + RM^d =$ 名义总资产; 从资产供给的角度看, 有: $M^s + FM^s + RM^s =$ 名义总资产。二式联立可得:

$$(M^d - M^s) + (FM^d - FM^s) + (RM^d - RM^s) = 0 \quad (10)$$

(10)式将货币市场、非货币金融资产市场和实物资产市场的供求关系联系在一起, 表示在三个市场的供求关系相互制约下达到经济整体的资产均衡。具体可以分为表 4 所示的 13 种不同情况。给定货币环境和预期收益, 便会有唯一的资产市场供求状态相对应。这 13 种不同市场供求组合涵盖了所有的经济状态, 2007 年通货膨胀的货币累积效应可以通过表中的市场状态变化来解释。

2007 年以前, 中国经济已经存在流动性过剩的担忧, 股价和房地产价格均达到史无前例的高位, 非货币金融市场表现出很强的货币累积效应。这种经济状态接近表 4 中的第 10 种情况, 即金融资本市场收益率预期较高, 致使 $FM^d > FM^s$ 。虽然此时的货币环境较为宽松, 但货币大多积聚在收益较高的金融资本市场上, 实物资本市场供求基本保持平衡, 从而形成一段价格平稳期。

当国际经济危机影响到中国, 非货币资产的预期收益率迅速降低, 货币资产需求迅速上升, 经济出现了短暂的流动性不足。这种状况可以用表 4 中的第 4 种情况描述, 即人们纷纷抛售金融资产和实物资产(股市大跌和投资下降)转而持有货币资产, 流动性迅速紧缩。

为缓解流动性不足, 2008 年第 4 季度中国央行先后三次下调大型金融机构存款准备金率、四次下调小型金融机构存款准备金率, 分别累计下调 2 和 4 个百分点。2009 年货币供给增长率高达 27.58%。随着经济基本面好转, 市场信心逐渐恢复, 2009 年非货币资产市场需求逐渐增加, 股价、楼价以及消费价格均有所上升。但是, 受政策和国际股市的影响, 中国股价并没有反弹至危机前的高位, 而是在短暂反弹后迅速回归至合理范围, 这说明以股票市场为代表的金融资产市场并没有将危机

时释放的货币全部收回。2009 年下半年至 2010 年，中国能源、粮食及贵金属的价格出现大幅度上涨，说明由金融资本市场流出的大量货币被实体经济吸收。表 4 中的第 13 种情况能更好地说明 2007 年通胀的成因，即宽松的货币流动性与金融市场释放的大量货币在实体经济预期收益较高的情况下，共同流向实体经济，助推了物价水平。

表 4 三个市场供求的 13 种不同组合

货币资产市场		预期收益	非货币金融资产市场	实物资产市场
$M^d = M^s$ (均衡)	1	$r^e - \pi^e = 0$	$FM^d = FM^s$	$RM^d = RM^s$
	2	$r^e - \pi^e > 0$	$FM^d > FM^s$	$RM^d < RM^s$
	3	$r^e - \pi^e < 0$	$FM^d < FM^s$	$RM^d > RM^s$
$M^d > M^s$ (紧缩)	4	$r^e \downarrow, \pi^e \downarrow$	$FM^d < FM^s$	$RM^d < RM^s$
	5	$r^e \downarrow, \pi^e \rightarrow$	$FM^d < FM^s$	$RM^d = RM^s$
	6	$r^e \rightarrow, \pi^e \rightarrow$	$FM^d = FM^s$	$RM^d < RM^s$
	7	$r^e \uparrow, \pi^e \downarrow$	$FM^d > FM^s$	$RM^d < RM^s$
	8	$r^e \downarrow, \pi^e \uparrow$	$FM^d < FM^s$	$RM^d > RM^s$
$M^d < M^s$ (宽松)	9	$r^e \uparrow, \pi^e \uparrow$	$FM^d > FM^s$	$RM^d > RM^s$
	10	$r^e \uparrow, \pi^e \rightarrow$	$FM^d > FM^s$	$RM^d = RM^s$
	11	$r^e \rightarrow, \pi^e \uparrow$	$FM^d = FM^s$	$RM^d > RM^s$
	12	$r^e \uparrow, \pi^e \downarrow$	$FM^d > FM^s$	$RM^d < RM^s$
	13	$r^e \downarrow, \pi^e \uparrow$	$FM^d < FM^s$	$RM^d > RM^s$

注： r^e 为非货币金融市场一般预期收益率， π^e 为实物资产市场预期收益率，即通货膨胀率预期。符号 \uparrow 、 \downarrow 、 \rightarrow 分别表示上升、下降和不变。

综上，2007 年通货膨胀具有明显的货币累积效应，即经济危机爆发前的货币流动性过剩没有直接引起通货膨胀的原因是大量货币在金融资本市场中累积，而危机后宽松的货币政策加之金融市场累积的货币向实体经济回吐，共同导致了 2007 年通货膨胀的爆发。

四、启示与政策含义

本文将要素货币化进程引入易纲(1995)的货币化模型，对 1997-2006 年高货币供给量和低通货膨胀并存的现象给出了解释，即要素货币化进程吸收了货币，形成了货币累积。基于扩展的资本市场均衡模型，对 2007 年通货膨胀的货币累积效应给出了解释，发现金融市场累积的货币与危机后宽松的货币政策共同形成了 2007 年通货膨胀的货币压力。本文得到如下启示与政策含义：

第一，科学、理性地看待货币供给与价格水平之间的关系。货币 - 价格关系复杂化并不能说明通货膨胀不再是一种货币现象。产品货币化和要素货币化都能吸收货币，使超发的货币没有直接表现为价格水平的提高。但经济货币化进程还远未结束，货币化速度也充满不确定性，货币 - 价格关系或将更加复杂。

第二，宏观调控不仅要关注广义货币供给，还应关注金融市场累积的货币量。这部分货币一旦流回实体经济，同样构成通胀压力。从通货膨胀调控的角度讲，扩大货币供给的统计口径是有必要的。治理通货膨胀，短期内必须最大限度地控制货币量；长期内则应引导货币资产、非货币金融资产和实物资产组成的资产市场体系恢复均衡。

注 释：

①对 $Y_t = P_t \cdot Q_t$ 两边取对数求导可得： $y_t = p_t + q_t$ ；对 $FY_{i,t} = FP_{i,t} \cdot FQ_{i,t}$ 两边取对数求导可得： $fy_{i,t} = fp_{i,t} + fq_{i,t}$ 。

参考文献：

- [1]樊 纲. 美国经济衰退对中国经济的影响[J]. 中国金融, 2008, (8): 56.
- [2]吴剑飞, 方 勇. 中国的通货膨胀：一个新开放宏观模型及其检验[J]. 金融研究, 2010, (5): 13-29.
- [3]陈丹丹, 任保平. 需求冲击与通货膨胀——基于中国的经验研究[J]. 当代财经, 2008, (6): 9-13.
- [4]卢 锋. 大国经济与输入型通胀论[J]. 国际经济评论, 2008, (4): 19-23.
- [5]易宪容. 2011 年通货膨胀的压力在哪里[N]. 金融时报, 2011-2-12(2).
- [6]易 纲. 中国的货币、银行和金融市场[M]. 上海：人民出版社, 1995: 124-130.
- [7]张 文. 经济货币化进程与内生性货币供给——关于中国高比率的货币分析[J]. 金融研究, 2008, (2): 13-32.
- [8]Allen R.A. Financial Crises and Recession in the Global Economy[M]. Northampton: Edward Elgar Publishing, 1994: 75-83.
- [9]王 曦. 经济转型中的货币需求与货币流通速度[J]. 经济研究, 2001, (10): 20-28.
- [10]高 莉, 樊卫东. 中国股票市场与货币政策新挑战[J]. 金融研究, 2001, (12): 29-42.
- [11]伍 戈. 中国的货币需求与资产替代：1994-2008 [J]. 经济研究, 2009, (3): 53-67.
- [12]Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J.. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships[J]. Journal of Applied Econometrics, 2001, (16): 289-326.
- [13]Abel A. B., Ben S. B., Croushore D.. Macroeconomics[M]. Hinsdale: Elm Street Publishing Services, 2005: 266-268.

Cumulative Inflation and the Changes of Money-Price Relations: An Analysis Based on the Background of Inflation in 2007

JIA Fei, PANG Xiao-bo

(Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract : By introducing the factor monetization process into the monetization model of Yi Gang (1995), this paper offers an interpretation of the phenomenon of the co-existence of higher money supply and lower inflation during the period of 1997-2006. The results of the bound cointegration test indicate that the factor monetization process has absorbed money, which proves the money cumulative effect in the financial markets. Based on the 13 states of the capital markets given by the extended capital market equilibrium model, it interprets the accumulation and moving of money between the factor market and the product market. It is found that the cumulated money in financial markets and the easy monetary policies after the crisis jointly formed the money pressure of 2007 inflation. To fight inflation, the total quantity of money should be controlled in the short run and the capital market system should be guided to recover equilibrium in the long run.

Key words : monetization; equilibrium model of capital market; bound cointegration; inflation

责任编辑：魏 琳