

# 金融—实体经济非均衡与中国的通货膨胀

庞晓波<sup>1,2</sup> 贾非<sup>1,3</sup>

(1. 吉林大学商学院, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012;  
3. 吉林华侨外国语学院 国际经济贸易学院, 吉林 长春 130117)

**摘要:**通过理论与实证分析,考察了金融—实体经济非均衡与中国的通货膨胀之间的关系。研究表明金融与实体经济的失衡程度对2006~2010年的通货膨胀具有稳定的解释力,货币在金融与实体经济之间具有明显的积聚—回吐效应。脉冲响应函数表明货币在金融与实体经济间的流动出现阻滞,表现为货币倾向于积聚在金融市场,这种阻滞在9个月后消失。治理通货膨胀,不仅要最大限度地控制货币供给总量,更要大力疏通货币传导阻滞,实现金融与实体经济均衡发展。

**关键词:**金融市场;实体经济;通货膨胀;货币供给;资产价格

**中图分类号:**F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2012)02-0061-06

## 一、引言

通货膨胀永远是货币现象,2006~2010年的通货膨胀毫无疑问是货币供给推动的结果。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M<sub>2</sub>与名义GDP的比值持续上升,2010年超过1.8。如此长时期的货币总量超过产出总量的增长情形在国际上少见,在中国经济发展史上也未曾有过。但在1997~2005年近十年期间通货膨胀并无明显表现,直至2006年下半年通胀才最终爆发。除累积性爆发外,资本市场大幅波动和相对稳定的经济增长是与此次通胀伴随的显著特征。虽然在资本市场剧烈波动的同时,物价于2009年出现暂时回落(通货膨胀率为-0.7%),但2010年的价格迅速反弹说明市场中的货币总量仍旧充裕。资本市场价格的剧烈波动和物价水平的总体上涨说明金融和实体经济的发展并不均衡,由于资本市场能够分流货币,这种非均衡将会导致实体经济中货币数量的不稳定,从而引致物价波动,近年来的通货膨胀可能与此有关。

对通货膨胀成因的研究常常围绕通胀的均衡性展开。均衡通胀以不存在“货币幻觉”为前提,表现为严格的货币中性,这种思想最早可以追溯到货币数量论的观点;非均衡通胀认为通胀受到多种因素的影响,否认货币中性的存在,其主要代表是凯恩斯主义。对于我国2006年以来通货膨胀成因的解

**收稿日期:**2011-12-05

**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:**庞晓波(1955—),男,吉林榆树人,吉林大学商学院教授,吉林大学数量经济研究中心教授;

贾非(1980—),女,满族,吉林吉林人,吉林大学商学院博士生,吉林华侨外国语学院国际经济贸易学院讲师。

释,两种观点都被激烈讨论过。从货币量的角度来看,货币总量扩张的根源被较为一致地认定是,为平抑汇率所导致的基础货币被动投放和 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<sup>[1][2]</sup>;从其他因素的角度看,有学者认为是开放经济下国际油价和粮价上涨,通过成本渠道形成供给压力,引发了通胀<sup>[3]</sup>,也有人认为原因在于需求方面,主要与食品价格上涨有关<sup>[4]</sup>。

关于非均衡的通货膨胀,越来越多的研究者开始从金融与实体经济的发展失衡及相互影响的角度进行解释。一般而言,资产价格影响“通胀缺口”存在两个途径:一是通过财富效应<sup>[5](P1-6)</sup>、托宾 Q 效应以及“金融加速器”效应等影响总需求<sup>[6][7]</sup>;二是资产价格作为贴现值包含未来的经济信息,对未来价格有预期作用<sup>[8]</sup>。此外,还有研究者从货币量的角度分析资产价格对通货膨胀的影响,原因是资本市场能吞吐货币,起到分流实体经济货币量的作用。其基本观点是,过多的货币如果不进入商品与服务的消费领域,必将进入资本市场,因而会带来资产价格的泡沫而不是消费品价格上涨,当货币从资本市场回吐至实体经济时,就会引发通胀<sup>[9]</sup>。在国内,也有学者对资本市场的货币分流作用进行了探讨,主要包括易纲的货币政策股市传导机制模型和伍志文的资本市场货币积聚假说<sup>[10][11]</sup>。他们认为,货币供给的增加并没有完全转化为普通商品价格的上涨,而是相当一部分在股票市场溢出了,货币在股票市场的积聚造成了货币结构失衡,导致货币供应量与物价关系的异化发展。2007 年以来,货币在金融与实体经济间分布不均衡的现象愈发突出,金融与实体经济的非均衡发展逐渐得到重视。传统的计量研究只揭示了资产价格和通货膨胀的一般关系,普遍观点是资产价格对通货膨胀有显著的正向影响<sup>[12][13]</sup>,但这些研究并没有明确指出金融与实体经济非均衡发展的衡量方式及其对通货膨胀的影响程度。本文将在上述文献基础上,对金融与实体经济的非均衡程度进行度量,探讨其原因,通过计量方法检验金融与实体经济的非均衡对通货膨胀的影响程度及机制,并为宏观调控提供政策建议。

本文第二部分将实证检验金融与实体经济的非均衡程度对通胀的解释力;第三部分研究金融与实体经济非均衡的原因;第四部分总结主要观点,并提出政策建议。

## 二、金融—实体经济非均衡对通货膨胀的影响

近期被提及的通货膨胀通常是指起自 2009 年下半年的物价上涨。图 1 显示,2008 年下半年货币供给的增长路径出现拐点,这常被认定为导致通胀的根源。其实,在金融危机之前我国的通货膨胀更为明显。2006 年我国物价水平迅速上升,一直持续至 2008 年初,后在金融危机的冲击下才出现短暂的回调。由于危机时的价格回调比较短暂,危机后价格反弹又比较强劲,因此本文将 2006 年作为本轮通货膨胀的起点,将 2006 年 1 月至 2010 年 12 月的时段设定为一个通胀区间。

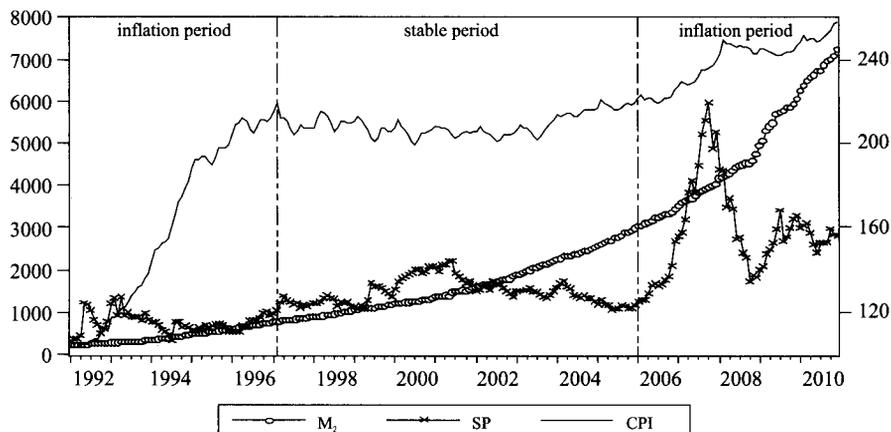


图 1 1992~2010 年经济走势

注:  $M_2$  为广义货币供给, SP 为上海证券股票价格指数, CPI 为以 1991 年 1 月为基期的定基消费者价格指数, 以上数据均来自国研网。其中  $M_2$  (单位为百亿元) 和 SP 数据参考左轴, CPI 数据参考右轴。

在本轮通货膨胀之前,显著的通货膨胀区间要追溯到1992~1996年。由图1可知,1992~1996年间价格增长迅猛,至1997年宏观经济实现软着陆,物价才恢复稳定。由于物价增长率于1997年3月由正转负,本文将1992年1月至1997年2月这段时期设定为一个通胀期,以便与本轮通货膨胀相比较。

(一) 货币供给对两次通胀影响的比较

每一轮通货膨胀的背后一定有超额货币供给作为支持,但在不同的经济背景下,货币供给对通货膨胀的影响方式和影响程度不尽相同。与上一轮通货膨胀相比,本轮通货膨胀的经济背景更复杂,经历了国际金融危机和资产价格的剧烈波动。货币与物价的关系是否会因此发生变化呢?我们使用三个层次的货币供给(单位为亿元)和以1991年1月为基期的CPI定基数据(所有数据均经过对数化处理)对本次与上次通货膨胀过程中货币供给的贡献度进行了对比检验。结果如下:相关性检验结果显示1992年1月至1997年2月LM<sub>0</sub>、LM<sub>1</sub>和LM<sub>2</sub>与物价LP的相关系数分别为0.962、0.977和0.982,2006年1月至2010年12月LM<sub>0</sub>、LM<sub>1</sub>和LM<sub>2</sub>与LP的相关系数分别为0.905、0.886和0.885,可见两个时段货币供给与价格水平都高度相关,但本轮通胀时期相关性有所下降;回归分析结果见表1,t统计量显示两轮通胀期货币供给对物价均有显著影响,但从回归系数来看,本轮通胀期间影响程度显著降低,调整R<sup>2</sup>显示方程的拟合程度也明显下降。

表1 两轮通胀期间货币供给与价格水平的关系比较

待估方程: $LP_t = \gamma_1 + \gamma_2 \cdot LM_t + \epsilon_t$						
时段	1992.1~1997.2			2006.1~2010.12		
LM	LM <sub>0</sub>	LM <sub>1</sub>	LM <sub>2</sub>	LM <sub>0</sub>	LM <sub>1</sub>	LM <sub>2</sub>
$\gamma_1$	-1.471*** (-6.120)	-2.151*** (-10.660)	-2.064*** (-11.529)	3.071*** (20.471)	3.629*** (28.307)	3.451*** (24.460)
$\gamma_2$	0.750*** (27.155)	0.739*** (35.716)	0.668*** (39.764)	0.232*** (16.039)	0.154*** (14.410)	0.155*** (14.355)
调整 R <sup>2</sup>	0.924	0.954	0.963	0.815	0.781	0.780
F-test	737.420***	1275.607***	1581.177***	257.234***	207.661***	206.070***

注:括号内的数据为t统计量,\*\*\*表示在1%的显著性水平上通过检验。

检验结果表明,在本轮通货膨胀期间货币对价格的影响减弱。由于资产价格的剧烈波动能够影响实体经济中的货币数量,会导致货币供给与物价的关系复杂化。与资产价格剧烈波动的经济背景相结合,本文有理由认为本轮通胀期间货币与价格关系的弱化可能与此有关。资产价格的剧烈波动和商品价格相对稳定的现象在本文中被称为金融与实体经济的非均衡,为证实上述猜测,本文构造了描述金融与实体经济非均衡的变量,并在回归模型中引入多项式分布滞后模型(PDLs项)来考察金融与实体经济非均衡对价格水平的影响。

(二) 非均衡指标构造与数据选择

金融与实体经济非均衡的直观表现是资产价格(以下用股价代替)波动比商品价格波动强烈。从短期来看,由于制造业生产率提高很快,商品供给弹性较高,因此价格不易波动;相比之下股票的供给弹性较低,因此价格波动强烈。但从长期来看,由于股票价格通过财富效应、托宾Q效应、价格预期效应等影响实体经济价格,实体经济价格又通过企业的投资价值渠道影响股票价格,因此,股价和物价在长期应具有均衡关系。故理论上可以认为股票价格和商品价格主要表现为长期均衡和短期调整关系,若统计数据支持股票价格SP<sub>t</sub>与物价P<sub>t</sub>之间具有协整关系,那么基于协整向量的残差序列就包含了所有股价SP<sub>t</sub>和物价P<sub>t</sub>间的非均衡信息。构造价格非均衡指标u<sub>t</sub>,衡量资产价格和商品价格的不均衡程度,则u<sub>t</sub>可设定为:u<sub>t</sub>=SP<sub>t</sub>-δ·P<sub>t</sub>,其中(1,δ)为协整向量。

数据选择上,股票价格SP<sub>t</sub>由上证股票价格指数代替,物价P<sub>t</sub>以1991年1月为100的消费价格定基指数代替,两个指标均经过对数化处理。样本空间为2006年1月至2010年12月,单位根检验结果(见表2)显示在1%的显著水平上LSP<sub>t</sub>和LP<sub>t</sub>均为一阶单整序列,若LSP<sub>t</sub>和LP<sub>t</sub>基于(1,δ)的线性组合为平稳序列,则可断定LSP<sub>t</sub>和LP<sub>t</sub>具有长期协整关系。

对回归方程  $LSP_t = \delta \cdot LP_t + \epsilon_t$  进行估计得到:

$$LSP_t = 1.444LP_t + u_t$$

$$t = (174.348)$$

(1)

于是:

$$u_t = LSP_t - 1.444LP_t$$

(2)

$u_t$  的单位根检验结果如表 2 所示,若将显著水平设为 5%, $u_t$  为平稳序列,其取值可能大于、小于或等于零。 $u_t > 0$  时,表示股票价格高于与物价相均衡的水平; $u_t < 0$  时,表示股票价格低于与物价相均衡的水平; $u_t$  处于 0 值附近时,表明股价没有明显偏离与物价相均衡的水平。

表 2 LSP<sub>t</sub>、LP<sub>t</sub> 和 u<sub>t</sub> 的 ADF 单位根检验

原序列	检验形式(C,T,N)	ADF 统计量	差分序列	检验形式(C,T,N)	ADF 统计量	结论
LSP <sub>t</sub>	(C,0,0)	-2.131	ΔLSP <sub>t</sub>	(C,0,0)	-6.850***	I(1)
LP <sub>t</sub>	(C,T,1)	-1.689	ΔLP <sub>t</sub>	(C,T,0)	-5.573***	I(1)
u <sub>t</sub>	(0,0,0)	-1.975**	-	-	-	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 5% 和 1% 的显著水平上拒绝原假设。

### (三)金融与实体经济非均衡对通货膨胀的影响

为判断金融与实体经济的非均衡能否成为价格水平的解释变量,需要对非均衡变量  $u_t$  与价格水平  $LP_t$  进行 Granger 因果关系检验。由于检验结果对滞后期的长度反应非常灵敏,为确保检验结果的准确性和稳健性,我们分别得到 4 个滞后期的结果(见表 3)。检验结果表明,价格水平  $LP_t$  对非均衡指标  $u_t$  的 Granger 影响逐渐减弱,在滞后 4 期时消失;非均衡指标  $u_t$  对价格水平  $LP_t$  的 Granger 影响始终保持稳定,在影响最弱的滞后 3 期,也能保证在 10% 的显著性水平下 Granger 影响  $LP_t$ 。因此我们可以将金融与实体经济非均衡指标作为价格水平的解释变量引入估计方程,如果方程的拟合程度有显著的增强,则说明  $u_t$  对于解释物价是有意义的。

表 1 中的结果显示,本轮通胀期  $LM_2$  与价格水平  $LP$  的拟合程度最差,为了更好地判断  $u_t$  是否对通货膨胀有显著影响,在下述的估计方程中我们仅选用  $LM_2$  代替货币供给。由于金融与实体经济非均衡的当期值和滞后值都会影响价格水平,需要引入  $u_t$  的当期值及滞后值作为自变量,则估计方程为:

$$LP_t = C + \beta \cdot LM_{2t} + \gamma_0 \cdot u_t + \gamma_1 \cdot u_{t-1} + \dots + \gamma_j \cdot u_{t-j} + \epsilon_t \quad (3)$$

式(3)中, $j$  表示最高滞后阶数。由于  $u_t$  的滞后值与当期值之间可能存在共线性,所以本文使用多项式分布滞后模型来进行估计,用  $pdl(u, j, n)$  替代  $\gamma_0 \cdot u_t + \gamma_1 \cdot u_{t-1} + \dots + \gamma_j \cdot u_{t-j}$  项,其中  $n$  代表多项式阶数,这里  $n$  取 2,表示  $u_t$  的滞后项系数服从 2 阶多项式。由于  $u_t$  对价格的影响将逐渐减弱,这里对模型施加远端约束,估计结果见表 4。

表 3  $u_t$  与  $LP_t$  的 Granger 因果关系检验

原假设	滞后期	F 统计量	概率值
LP <sub>t</sub> 不能 Granger 引起 u <sub>t</sub>	1	6.306	0.015**
u <sub>t</sub> 不能 Granger 引起 LP <sub>t</sub>		10.163	0.002***
LP <sub>t</sub> 不能 Granger 引起 u <sub>t</sub>	2	2.950	0.061*
u <sub>t</sub> 不能 Granger 引起 LP <sub>t</sub>		3.744	0.030**
LP <sub>t</sub> 不能 Granger 引起 u <sub>t</sub>	3	2.232	0.096*
u <sub>t</sub> 不能 Granger 引起 LP <sub>t</sub>		2.457	0.074*
LP <sub>t</sub> 不能 Granger 引起 u <sub>t</sub>	4	1.874	0.131
u <sub>t</sub> 不能 Granger 引起 LP <sub>t</sub>		2.681	0.043**

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上拒绝原假设。

表 4 金融与实体经济非均衡与价格水平的回归结果

变量	C	LM <sub>2</sub>	u <sub>t</sub>	u <sub>t-1</sub>	u <sub>t-2</sub>
估计值	3.721 (41.712)	0.135 (19.783)	-0.031 (-6.691)	-0.010 (-4.268)	0.006 (6.320)
变量	u <sub>t-3</sub>	u <sub>t-4</sub>	u <sub>t-5</sub>	u <sub>t-6</sub>	调整 R <sup>2</sup>
估计值	0.016 (11.407)	0.021 (10.769)	0.019 (10.330)	0.013 (10.065)	0.922

注:表中给出对应变数系数的估计值,括号内数据为 t 统计量。

表 4 的结果显示,各变量系数的估计结果都很显著,调整 R<sup>2</sup> 由未加入解释变量  $u_t$  时的 0.780 提升至 0.922,拟合程度明显增强,说明  $u_t$  及其滞后项能够解释除货币供给外影响价格水平的大部分原因。观察  $u_t$  各期的系数,发现在滞后 2

期时  $u_t$  的系数发生由负转正的结构性变化。这表明较高的  $u_t$  会在当期和滞后 1 期引起物价下跌, 在滞后 2 期后引起物价上涨。这是因为较高的  $u_t$  表示股票价格高于与物价相均衡的水平, 货币大量向股市积聚, 分流了实体经济的货币量, 对物价产生了负向影响。滞后 2 期后获利资金为规避股价过高的风险而流出股市, 向相对价格较低的实体经济回吐, 又引起物价上涨。该结果证实了金融与实体经济之间具有明显的货币积聚—回吐效应, 这种效应的存在是金融与实体经济非均衡能够对通货膨胀做出解释的主要原因。

### 三、货币流动阻滞决定金融—实体经济非均衡

金融与实体经济价格非均衡的根本原因是货币在金融市场与实体经济之间的非理性分配。对此, 伍超明认为虚拟经济和实体经济对货币的吸引力是不对称的<sup>[14]</sup>; 伍志文则认为中国的货币虚拟化进程出现了问题, 使大量非交易性货币积聚在以资本市场为核心的虚拟经济部门, 从而推高了资产价格<sup>[11]</sup>。两种解释的核心意义都可以理解为货币在金融与实体经济之间的流动阻滞导致了局部堆积, 若货币堆积在金融市场会推高资产价格, 堆积在实体经济则会引发通胀。下文利用脉冲响应函数分析货币供给对物价和资产价格的影响, 以检验这种货币流动阻滞的现实表现。

脉冲响应函数是用来衡量来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值影响的一种计量方法, 我们需要在 VAR 模型中描述其所含成分变量扰动之间的冲击影响。本文所建立的模型包括广义货币供给  $M_2$ 、价格水平  $P$  和资产价格  $SP$  三个内生变量, 每个变量均以对数差分的形式出现在模型中, 近似替代相应变量的增长率。经检验, 在 1% 的显著水平上,  $\Delta LM_2$ 、 $\Delta LP$  和  $\Delta LSP$  均为平稳序列, 以  $\Delta LM_2$ 、 $\Delta LP$  和  $\Delta LSP$  为内生变量构建的 VAR 模型的最佳滞后期为 4, 模型满足稳定性条件, 且扰动项不存在同期相关性。选取滞后长度为 15 期, 可以得到如图 2、图 3 所示的冲击反应轨迹。图中横坐标表示冲击发生后的时间间隔(月份), 纵坐标表示冲击反应程度, 虚线表示正负两倍标准差偏离带。

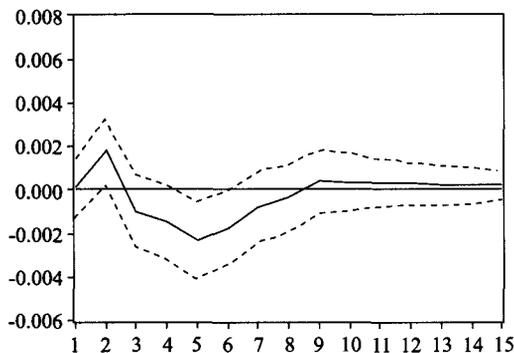


图 2 货币供给冲击引起物价水平的响应

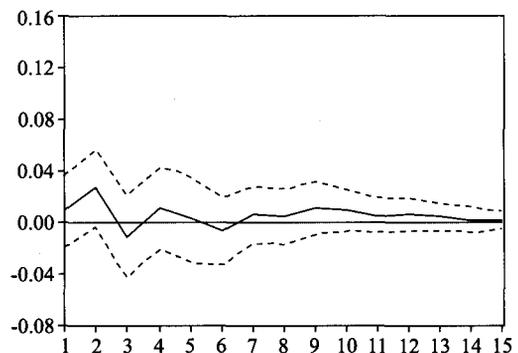


图 3 货币供给冲击引起股票价格的响应

从图 2 和图 3 可以看出, 当货币供给增长率受到 1 个百分点的正向冲击后, 物价和股票价格快速上涨, 并在第 2 期达到最高点 0.002 和 0.027, 随后逐渐回落, 在第 3 期分别降为 -0.001 和 -0.012。从第 4 期开始, 物价和股票价格对货币供给增长冲击的反应出现了分化: 股票价格增长率出现小幅波动, 除第 6 期外, 其他时期均为正增长; 物价增长率则在第 4 期进一步回落, 第 5 期达到最低点 -0.002, 持续到第 9 期才恢复为正。可见物价和股票价格增长率对货币供给增长冲击的反应在第 3 期后出现不对称性, 表现为股票市场更易吸收货币从而股价维持较长时期的正增长, 而实体经济对货币的吸引力不足从而物价维持较长时期的负增长, 这就是货币流动阻滞的表现。直至第 9 期后, 货币供给增长对物价和股价的冲击效应才同时为正, 并随时间推移逐渐消失。这说明货币供给冲击最终表现为价格中性特征。

以上分析说明, 货币在金融与实体经济之间的流动阻滞在滞后 9 期后才逐渐消除, 在第 9 期之

前,金融市场比实体经济积聚了更多货币,其直观表现就是金融与实体经济之间的非均衡。

#### 四、结论与政策建议

本文考察了金融—实体经济非均衡与中国的通货膨胀之间的关系。主要得到以下两点结论:

第一,金融与实体经济的失衡程度对 2006~2010 年的通货膨胀具有稳定的解释力。多项式分布滞后模型回归结果的系数变化说明,失衡指标对通货膨胀的影响在滞后 2 期时发生结构性变化,在当期和滞后 1 期金融与实体经济的失衡表现为货币向金融市场积聚,引起物价下跌;在滞后 2 期后,金融市场的货币向实体经济回吐,表现为物价上涨。

第二,金融与实体经济非均衡是货币在金融市场与实体经济之间流动阻滞造成的。脉冲响应函数的结果表明货币供给增长率的一个冲击,会在第 3 期后带来股票价格的同向反应和物价的反向反应。可见股票价格和物价对货币供给增长冲击的反应是不对称的,这说明金融市场比实体经济积聚了更多货币,形成了货币流动阻滞。这种货币在金融与实体经济之间的流动阻滞现象会在滞后 9 期后逐渐消失。

总之,为保持宏观经济稳定,货币政策既要严格控制货币总量又要尽量疏通货币流动阻滞,降低金融与实体经济的非均衡程度。对于货币总量的控制,货币当局不能惟物价论,还要考虑到金融市场对货币的分流作用。金融市场中积聚的大量货币可能在短期不会对物价产生明显影响,一旦金融市场的预期收益降低,这些货币就会回吐至实体经济,引发通胀。另外,宏观政策还应尽量疏通货币流动阻滞,促进金融与实体经济尽快恢复均衡。为此,宏观调控应该减少价格管制和对市场直接干预,为市场机制的运行创造良好环境,推动利率市场化改革,建立金融和实体经济的联动机制,实现货币均衡和金融与实体经济的均衡发展。

#### 参考文献:

- [1] 卢锋. 大国经济与输入型通胀论[J]. 国际经济评论, 2008, (4): 19—23.
- [2] 易宪容. 2011 年通货膨胀的压力在哪里[N]. 金融时报, 2011-02-12(2).
- [3] 樊纲. 美国经济衰退对中国经济的影响[J]. 中国金融, 2008, (8): 56.
- [4] 张文朗, 罗得恩. 中国食品价格上涨因素及其对总体通货膨胀的影响[J]. 金融研究, 2010, (9): 1—18.
- [5] Friedman, M. A Theory of the Consumption Function[M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- [6] Tobin, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1969, (1): 15—29.
- [7] Bernanke, B., Gertler, M., Gilchrist, S. The Financial Accelerator and the Flight to Quality[J]. Review of Economics and Statistics, 1996, (78): 1—15.
- [8] Smets, F. Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence[Z]. Bank for International Settlements Working Paper No. 47, 1997.
- [9] Becker, S. Global Liquidity "Glut" and Asset Price Inflation Fact or Fiction? [Z]. Deutsche Bank Research, 2007.
- [10] 易纲. 货币政策与金融资产价格[J]. 金融研究, 2002, (3): 13—20.
- [11] 伍志文. "中国之谜"——文献综述和一个假说[J]. 经济学(季刊), 2003, (10): 39—70.
- [12] Shiratsuka, S. Asset Price Fluctuation and Price Indices[J]. Monetary and Economic Studies, 1999, (12): 103—128.
- [13] Goodhart, C., Hofmann, B. Do Asset Prices Help to Predict Consumer Price Inflation? [Z]. The Manchester School, 2000.
- [14] 伍超明. 货币流通速度的再认识——对中国 1993—2003 年虚拟经济与实体经济关系的分析[J]. 经济研究, 2004, (9): 36—47.

(责任编辑:易会文)