

中国货币供给量与通货膨胀关系的 VAR模型实证分析

马雪彬, 朱东洋

(兰州大学 经济学院, 甘肃 兰州 730000)

摘要:为应对美国金融危机对中国实体经济造成的冲击,运用VAR模型计量方法对货币供给量与通货膨胀的关系进行了实证分析。分析认为:货币供给量与通货膨胀之间存在显著的长期稳定关系,货币供给量变动是引起通货膨胀的格兰杰原因,并且货币供给量变动对通货膨胀的有效影响时期为9个季度,其影响程度于滞后第5期达到峰值。研究结果揭示了中国的通货膨胀仍然是一种货币现象,货币政策仍具有最终影响价格水平的能力。

关键词:金融危机;货币供给量;通货膨胀;VAR模型

中图分类号: F822

文献标志码: A

文章编号: 1671-6248(2010)03-0072-05

为应对美国金融危机对中国实体经济造成的冲击,中国政府于2008年10月开始采取适度宽松的货币政策,导致广义货币供给量急剧增加,从而引发了学术界对未来通货膨胀风险的疑虑。依据货币数量理论和弗里德曼对美国货币发展史的研究成果,货币供给量增长是决定通货膨胀的根本因素,较长时期内货币供给量与通货膨胀成正向变动关系^[1]。本文拟采用VAR模型就中国货币供给量变动对通货膨胀率的影响程度及其有效影响时期进行实证分析,以预测中国急剧增加的货币供给量对通货膨胀率的影响程度。

一、计量方法与数据选取

VAR模型分析方法以一种简捷有效的方法描述了内生变量之间的动态作用。VAR模型可表示为

$$X_t = C + \sum_{i=1}^p \theta_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

式中: X_t 为时间序列构成向量; t 为时间序列; C 为常数项; p 为自回归滞后阶数; i 为具体的变量期数, $i = 1, 2, \dots, p$; θ_i 是系数矩阵; u_t 为白噪声序列向量, 满足 $E(u_t) = 0$, $E(u_t u_s^T) = \sum_s E(u_t u_s^T) = 0$ 。

由于VAR模型能够对货币政策效应进行分析并在检验政策措施对经济的影响作用程度方面特别有效,因此本文选取相关变量指标构建VAR模型,样本取自1996~2008年的季度数据,数据来源于WIND资讯数据库、中宏数据库、中国统计局和《中国人民银行网站统计数据》。选取的变量指标如下:

(1) 通货膨胀率(CPI)。测算CPI的价格指数很多,其中居民消费价格指数可以全面反映多种市场因素变动对居民实际生活费用支出的影响程度,也是国际上测算价格水平和通货膨胀率最常用的指标^[2]。按照国际通行的理论、方法,中国编制和发布CPI已有多年历史,而且数据质量可靠,因此本文选用居民消费价格指数作为衡量中国通货膨胀率的指标。CPI指标以上年同期等于100为标准来衡量,该

收稿日期: 2009-11-26

作者简介: 马雪彬(1961-),女,吉林敦化人,副教授。

指标反映了中国实际经济波动的状况,故在此不对其进行去季度化处理。

(2) 广义货币供给量 (M_2)。国内学者赵留彦、王一鸣等认为,相对于流通中现金量 M_0 、狭义货币供应量 M_1 等货币供给量衡量指标而言, M_2 更具有外生性^[3]。同时考虑到国家信贷规模扩张情况,本文采用广义货币供给量衡量指标 M_2 来反映中国的货币供给量状况。由于季度数据表现出较强的季节性,故本文采用移动平均季节乘法对数据进行去季度化处理。

(3) 股票价格指数 SPI与房屋销售价格指数 HSP。股票、房屋等资产价格可能通过托宾 q 效应^[4]、资产负债表效应、财富效应等渠道引起投资、消费等总需求的扩张,进而可能对通货膨胀产生压力,故有必要对二者加以分析,分别用沪市 A 股市场 SPI 和 HSP 来衡量中国股票市场和房地产市场的发展状况。

(4) 全社会固定资产投资 SFI。由于政府主导的庞大固定资产投资会在一定程度上影响社会商品价格,进而对通货膨胀率产生影响,故亦应当将其作为控制变量来分析。该指标数据也同样表现出较强的季节性,仍需要采用移动平均季节乘法对数据进行去季度化处理。

二、构建模型和变量的相关检验

(一) 构建模型

以 CPI 值、 M_2 、SPI 值、HSP 值、SFI 值构建一个 VAR 模型,在得到基于水平的 VAR 模型方程前,需

要确定 VAR 模型的滞后阶数。在运用 VAR 模型研究变量之间关系时,最重要也是最难以把握的就是确定滞后时期,即确定货币供给量变动对通货膨胀率的有效影响时期。本文利用 EVIEWS 6.0 统计软件,依据 AIC 和 SC 信息准则以及 LR、FPE、HQ 等判断标准确定的最优滞后时期为滞后 9 期,并对 VAR 模型中的残差是否服从正态独立分布进行了检验,结果显示通过了诊断检验。依据前文分析可知,本文构建相应的 VAR 模型方程为

$$I_{CPI_t} = C + \sum_{i=1}^p \theta_i I_{CPI_{t-i}} + u_t \tag{2}$$

式中: I_{CPI} 为 CPI 的值; t 为时间序列。

(二) 变量的平稳性检验

本文采用基于残差的 ADF 检验方法对时间序列数据进行平稳性检验。通过观察各变量的走势,本文发现解释变量不存在时间趋势但是均值非零,故其数据生成应该只有截距项。变量的平稳性检验结果见表 1。表 1 中 I_{SPI} I_{HSP} I_{SFI} $I_{\Delta CPI}$ $I_{\Delta SPI}$ $I_{\Delta HSP}$ 和 $I_{\Delta SFI}$ 分别表示 SPI I_{HSP} I_{SFI} ΔCPI ΔSPI ΔHSP 和 ΔSFI 的值。从表 1 中可以看出,所检验的 5 个变量在 5% 的置信水平下均为一阶单整序列,满足存在协整关系的前提条件。

(三) 变量的协整检验

本文采用 Johansen 提出的检验方法来检验通货膨胀方程的各变量之间是否存在长期协整关系。由于 VAR 模型中涉及到大量关于适用条件的选择,为了保证结论的客观性,本文依据 AIC 和 SC 信息准则确定滞后阶数以及用观察法判断是否存在时间趋势、截距项等。具体检验结果见表 2。

表 1 各变量平稳性检验结果

变量	$I(c, t, d)$	ADF 值	临界值			\bar{p}	稳定性
			1%	5%	10%		
I_{CPI}	$I(c, 0, 4)$	-2.539 235	-3.577 723	-2.925 169	-2.600 658	0.113 0	不稳定
M_2	$I(c, 0, 1)$	1.550 185	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	0.999 2	不稳定
I_{SPI}	$I(c, 0, 0)$	-1.971 691	-3.769 597	-3.004 861	-2.642 242	0.296 1	不稳定
I_{HSP}	$I(c, 0, 0)$	-1.340 943	-3.752 946	-2.998 064	-2.638 752	0.592 5	不稳定
I_{SFI}	$I(c, 0, 0)$	-1.457 850	-3.565 430	-2.919 952	-2.597 905	0.546 7	不稳定
$I_{\Delta CPI}$	$I(c, 0, 3)$	-2.945 696	-3.577 723	-2.925 169	-2.600 658	0.047 7	稳定
ΔM_2	$I(c, 0, 0)$	-10.943 370	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	0.000 0	稳定
$I_{\Delta SPI}$	$I(c, 0, 0)$	-4.769 665	-3.769 597	-3.004 861	-2.642 242	0.000 7	稳定
$I_{\Delta HSP}$	$I(c, 0, 0)$	-4.596 513	-3.769 597	-3.004 861	-2.642 242	0.001 6	稳定
$I_{\Delta SFI}$	$I(c, 0, 0)$	-5.448 375	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	0.000 0	稳定

注: c 表示有截距项; t 表示有时间趋势; d 表示滞后项数; \bar{p} 为平稳性检验值。

表 2 各变量协整检验结果

原假设 协整方 程数目	迹统计量	迹统计量临 界值 (5% 的 置信水平)	最大特 征值	最大特征值 临界值 (5% 的置信水平)
无	63.289 98	47.856 13	81.599 48	53.876 87
至多 1 个	35.719 33	39.797 07	23.570 65	28.584 34
至多 2 个	14.606 00	15.494 71	21.113 33	25.131 62
至多 3 个	3.346 169	6.841 466	11.259 83	14.264 60

由表 2 可知,迹统计量和最大特征值统计量检验结果都表明,在 5% 的置信水平下变量间存在一个协整关系,正规化后的协整关系方程为

$$I_{CP1} = 0.543\ 725 \times M_2 - 0.003\ 124 \times I_{SPI} + P\text{ 值 } (-23\ 293\ 4) \quad (8\ 932\ 4) \\ 0.065\ 447 \times I_{HSP1} + 0.000\ 223 \times I_{SP1} - 4\ 718\ 30 \\ (-18\ 784\ 3) \quad (-24\ 255\ 3) \quad (3)$$

从式 (3) 可以看出:通货膨胀率与货币供给量等解释变量之间存在着长期的均衡关系。货币供给量系数显著,即广义货币供给量 M_2 每变动 1 万亿元对通货膨胀率的影响程度约为 0.543 725 个百分点;股票价格指数每变动 1 个百分点对通货膨胀率的影响程度约为 -0.003 124 个百分点,房屋销售价格指数每变动 1 个百分点导致通货膨胀率上涨 0.065 447 个百分点,而社会固定资产投资 I_{SP1} 系数相对而言不太显著。

三、向量误差修正模型

为了进一步分析货币供给量变动对通货膨胀率的短期影响,本文在上述分析的基础上建立通货膨胀率方程的向量误差修正 (VECM) 模型,并且将有约束的 VECM 模型写成矩阵形式:

$$I_{\Delta CPI_t} = C + \sum_{i=1}^p \theta_i I_{\Delta CPI_{t-i}} + u_t = \\ C + \prod_1 I_{\Delta CPI_{t-1}} + \prod_2 I_{\Delta CPI_{t-2}} + \\ \prod_3 I_{\Delta CPI_{t-3}} + \prod_4 I_{\Delta CPI_{t-4}} + \prod_5 I_{\Delta CPI_{t-5}} + \\ \prod_6 I_{\Delta CPI_{t-6}} + \prod_7 I_{\Delta CPI_{t-7}} + \prod_8 I_{\Delta CPI_{t-8}} + \\ \prod_9 I_{\Delta CPI_{t-9}} + u_t \quad (4)$$

考虑到本文分析的目标是中国货币供给量变动与通货膨胀的关系,故货币供给量与通货膨胀率关系的误差修正 (VECM) 模型用方程可以表示为

$$I_{\Delta CP1} = 0.028\ 9 I_{\Delta CP1}(-1) + 0.455\ 9 I_{\Delta CP1}(-2) + \\ 0.391\ 4 I_{\Delta CP1}(-3) - 0.452\ 3 I_{\Delta CP1}(-4) + \\ 0.189\ 3 I_{\Delta CP1}(-5) - 0.326\ 6 I_{\Delta CP1}(-6) - \\ 0.547\ 6 I_{\Delta CP1}(-7) - 0.197\ 7 I_{\Delta CP1}(-8) -$$

$$0.146\ 3 I_{\Delta CP1}(-9) + 0.014\ 4 \Delta M_2(-1) + \\ 0.018\ 4 \Delta M_2(-2) + 0.145\ 2 \Delta M_2(-3) + \\ 0.182\ 1 \Delta M_2(-4) + 0.221\ 3 \Delta M_2(-5) + \\ 0.217\ 4 \Delta M_2(-6) + 0.192\ 1 \Delta M_2(-7) + \\ 0.156\ 7 \Delta M_2(-8) + 0.135\ 2 \Delta M_2(-9) - \\ 2\ 321\ 3 \quad (5)$$

式中:相关系数 R^2 为 0.824 749,修正后的相关系数 \bar{R}^2 为 0.754 649, F 统计量的值为 11.765 26,

$$\Delta M_2 = -0.324 I_{\Delta CPI}(-1) - 0.465 I_{\Delta CPI}(-2) - \\ 0.668 I_{\Delta CPI}(-3) - 0.723 I_{\Delta CPI}(-4) - \\ 0.231 I_{\Delta CPI}(-5) + 0.113 I_{\Delta CPI}(-6) + \\ 0.232 I_{\Delta CPI}(-7) + 0.335 I_{\Delta CPI}(-8) + \\ 0.452 I_{\Delta CPI}(-9) - 0.919 \Delta M_2(-1) - \\ 1.075 \Delta M_2(-2) - 1.571 \Delta M_2(-3) + \\ 1.534 \Delta M_2(-4) - 2.414 \Delta M_2(-5) - \\ 1.118 \Delta M_2(-6) + 1.302 \Delta M_2(-7) + \\ 0.759 \Delta M_2(-8) + 0.535 \Delta M_2(-9) - \\ 1\ 386 \quad (6)$$

式中: $R^2 = 0.739\ 315$, $\bar{R}^2 = 0.635\ 042$; F 统计量的值为 7.090 133,

VECM 模型中相关回归系数间存在正负协整关系,符合误差修正模型的反向修正机制,模型拟和度较高,故模型的结果是可以接受的。由式 (5) 可知,广义货币供给量变动对通货膨胀率的影响程度系数呈现倒 U 型走势;具体而言,前 5 季度的影响程度系数逐渐加大并于第 5 季度达到峰值,随后影响程度系数逐渐降低。

四、格兰杰因果检验

对于解释变量与被解释变量因果关系的考察,本文借助格兰杰因果检验工具对其进行分析^[5]。检验结果见表 3 表中箭头表示所检验变量的因果关系方向。由表 3 的检验结果可知:在滞后 6 期到 9 期的情况下,货币供给量是通货膨胀的单向格兰杰原因,而通货膨胀在检验期内都不是货币供给量的格兰杰原因,反映了在相当长的时期内货币供给量变动是导致通货膨胀的原因并存在滞后性;在滞后 2 期到 4 期的情况下,股票价格指数 SPI 房屋销售价格指数 HSPI 均与通货膨胀互为格兰杰原因,反映了短期内股票市场与房地产市场是引起通货膨胀率变动的原因,而通货膨胀也导致了股票市场与房地产市场的波动;在滞后 2 期和 4 期的情况下,全社会固定资产投资是通货膨胀的单向格兰杰原因。

表 3 各变量的格兰杰因果检验结果

滞后期	主要变量检验形式及 F统计量的值 (P 值)							
	$M_2 \xrightarrow{\quad} I_{CPI}$	$I_{CPI} \xrightarrow{\quad} M_2$	$I_{SPI} \xrightarrow{\quad} I_{CPI}$	$I_{CPI} \xrightarrow{\quad} I_{SPI}$	$I_{HSPI} \xrightarrow{\quad} I_{CPI}$	$I_{CPI} \xrightarrow{\quad} I_{HSPI}$	$I_{SFI} \xrightarrow{\quad} I_{CPI}$	$I_{CPI} \xrightarrow{\quad} I_{SFI}$
2	1 952 2 (0 153 7)	0 002 5 (0.997 4)	0 459 0 (0.634 8)	4 022 5 (0 024 7)	3 834 4 (0.034 5)	3 102 3 (0.034 7)	4 120 4 (0 022 7)	3 445 8 (0 040 5)
3	1 557 5 (0 214 3)	0 033 8 (0.991 5)	1 544 3 (0.217 1)	2 606 7 (0 064 2)	4 034 2 (0.021 3)	3 402 7 (0.032 6)	3 156 1 (0 040 7)	2 358 6 (0 085 2)
4	1 763 7 (0 155 2)	0 182 1 (0.946 3)	3 306 6 (0.045 2)	1 731 3 (0 162 6)	3 554 3 (0.043 4)	2 271 3 (0.132 2)	3 177 0 (0 023 6)	1 646 8 (0 182 0)
5	2 460 6 (0 051 2)	0 414 0 (0.835 8)	3 465 6 (0.042 5)	2 834 2 0 029 4	1 652 6 (0.073 5)	1 834 2 (0.087 4)	2 417 2 (0 054 6)	2 466 3 (0 050 8)
6	4 880 2 (0 001 1)	0 324 8 (0.919 1)	3 759 2 (0.041 3)	1 505 3 (0 207 0)	1 259 1 (0.086 1)	1 505 3 (0.301 7)	2 036 4 (0 088 4)	1 945 2 (0 102 5)
7	4 153 3 (0 002 6)	0 702 3 (0.669 8)	1 562 5 (0.184 3)	1 160 0 (0 354 2)	1 152 5 (0.224 3)	2 216 0 (0.251 4)	1 752 6 (0 134 4)	1 518 6 (0 198 9)
8	4 775 1 (0 000 9)	0 691 1 (0.695 8)	1 383 7 (0.247 9)	1 294 3 (0 287 8)	1 538 2 (0.446 9)	1 690 3 (0.682 7)	1 746 2 (0 132 9)	1 436 1 (0 227 1)
9	5 272 4 (0 000 5)	0 883 1 (0.553 5)	1 258 5 (0.308 4)	1 252 3 (0 311 6)	1 248 2 (0.612 4)	1 653 5 (0.412 1)	2 154 2 (0 064 6)	1 673 7 (0 150 8)

注: $F_{0.05}(52) = 2.53$.

五、异常现象分析

通过对货币供给量与通货膨胀关系的实证分析,发现中国货币供给量与通货膨胀率之间存在长期稳定的显著关系,广义货币供给量变动是引起通货膨胀的格兰杰原因,并且广义货币供给量变动对通货膨胀的有效影响时期为 9个季度。从预测角度看,2009年第 1季度急剧增加的 3 45万亿元广义货币供给量对通货膨胀率的影响程度将于 2010年第 2季度达到最大值,而 2009年前 2个季度急剧增加的 5 2万亿元广义货币供给量对通货膨胀率的影响程度将于 2010年下半年达到峰值。再考虑到 2009年全年急剧增加的广义货币供应量,很显然 2010年下半年中国将面临较为严重的通货膨胀预期。然而统计数据显示,2009年中国的通货膨胀率维持在较低水平,甚至为负值。该现象可以从股票市场与房地产市场对货币供给量的资金分流作用和宏观经济环境恶劣等角度进行综合分析。

(一) 股票市场较大幅度反弹起了分流资金的作用

图 1与图 2分别表示 2008~ 2009年中国沪市 A 股综合价格指数和沪市成交额。从图 1中可以看

现,受全球金融危机的影响,中国股市综合价格指数从 2007年 10月份 6 428点的历史最高位一路狂跌到 2008年 11月份的短期最低点,之后在国家 4万亿元投资计划及宽松货币政策的因素影响下,中国股市经历了新一轮的较大幅度反弹。与此同时,沪市成交量也相应放大,揭示了在全球金融危机肆虐、货币供应量急剧增加的背景下,大量资金流入股市,促使了股市的大幅反弹,并对急剧增加的货币供应量起到了资金分流作用,在一定程度上抑制了通货膨胀率。

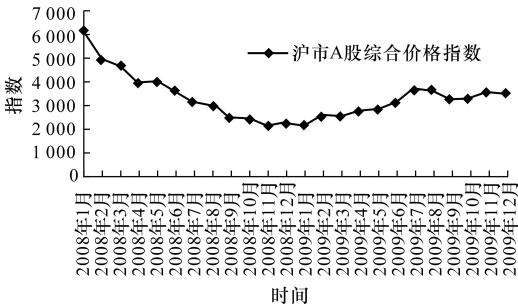


图 1 2008~ 2009年中国沪市 A 股综合价格指数

(二) 房地产市场火爆吸引了大量资金流入

从图 3可以发现,2009年中国房地产企业开发投资完成额度增长率、商品房销售面积增长率与商

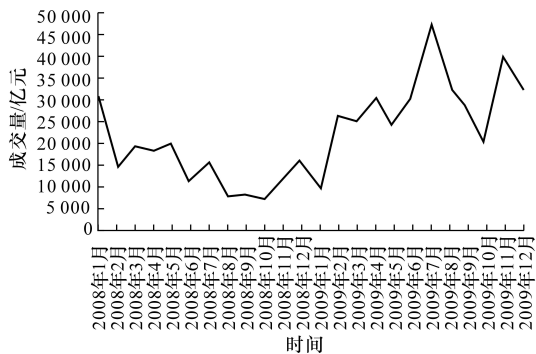


图 2 2008~2009年中国沪市成交额

商品房销售额增长率的增长速度都呈现先加快、后逐步减缓的趋势,并且增长率相对2008年而言都有了较大幅度的增长,这显然与中国恶化的宏观经济形势不符。该现象背后的原因是投资者对房地产市场看好,导致了大量资金流入房地产市场,从而促使房地产市场销售面积和销售额月月攀升,并促使了房地产市场对急剧增加的天量货币供应量起到了显著的资金分流作用,减少了市场上货币的流通数量,抑制了短期内急剧增加的货币带来的通货膨胀压力。

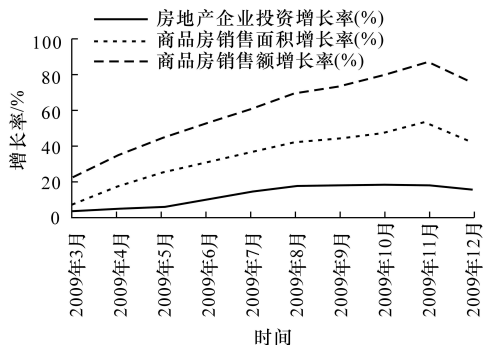


图 3 2009年3~12月中国房地产市场发展程度

(三)消费者信心不振与宏观经济不景气导致了通货膨胀率下降

从图4可以发现,中国居民消费者信心指数基本维持在2008年同等水平,宏观经济景气指数2009年大部分期间显著低于去年同期水平。该指数反映了中国宏观经济受全球金融危机影响深重,处于严重的不景气状态。宏观经济的不景气加剧了失业率,导致国内外需求萎缩,出现了产品供求失衡,从而导致了通货膨胀率趋于下跌甚至为负值。

六、结 语

基于上述分析可知,2009年在中国宏观经济形

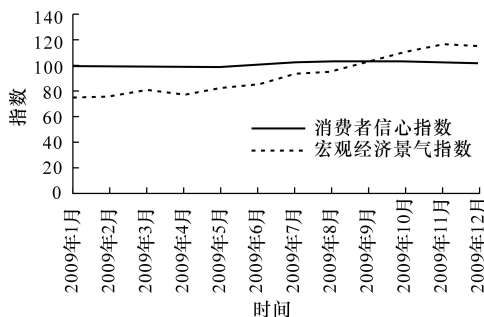


图4 2009年中国消费者信心指数与宏观经济景气指数
势低迷、居民消费信心不振等总体恶化的大环境下,中国股票市场、房地产市场逆势大涨,大量资金流入股票市场和房地产市场,对急剧增加的货币供应量起到了巨大的资金分流作用。同时考虑到出口产品急剧下降、国内需求萎缩、商品供需失衡等因素,故2009年上半年中国通货膨胀率相对2008年出现了负值,这不仅反映了中国整体经济状况的恶化,而且也是相对2008年高通货膨胀率的一定幅度的回落。尽管如此,统计数据显示在宽松货币政策操作与国家4万亿元投资计划的刺激下,2009年下半年以来中国通货膨胀率呈现逐月环比上升趋势,而且增速有所增加。中国政府实施的宽松货币政策而导致的急剧增加的货币供应量,由于其存在滞后性,尽管在2009年中国通货膨胀率仍旧维持在较低水平甚至为负值,但是随着货币供应量滞后期的到来,急剧增加的货币供应量最终将对中国经济带来潜在的通胀威胁。研究结果揭示了中国的通货膨胀仍然是一种货币现象,货币政策仍具有最终影响价格水平的能力。

参考文献:

- [1] 赵留彦,王一鸣. 货币存量与价格水平:中国的经验数据[J]. 经济科学, 2005, 27(2): 26-38
- [2] 国家统计局课题组. 我国新一轮通货膨胀的主要特点及成因:《通货膨胀趋势研究》课题系列之一[J]. 统计研究, 2005, 22(4): 3-9
- [3] 易纲. 中国的货币供求与通货膨胀[J]. 经济研究, 1995, 41(5): 51-58
- [4] 刘霖,靳云汇. 货币供应、通货膨胀与中国经济增长:基于协整的实证分析[J]. 统计研究, 2005, 22(3): 14-19
- [5] 庞如超. 我国货币供给量与通货膨胀关系的实证分析[J]. 河北金融, 2008, 29(5): 31-32

(下转第81页)

- 化进程评价[J].资源科学, 2005, 27(1): 74-79
- [4] 高云峰. 农业产业化发展中的金融约束与金融支持[J]. 农业经济问题, 2003, 24(8): 66-69 78
- [5] 齐成喜, 陈柳钦. 农业产业化经营的金融支持体系研究[J]. 农业经济问题, 2005, 26(8): 43-46
- [6] 沈晓明. 论农业产业化政策的市场性目标与公益性目标的冲突: 兼析农业上市公司的竞争力减弱现象[J]. 农业经济问题, 2002, 23(5): 18-22
- [7] 林万龙, 张莉琴. 农业产业化龙头企业政府财税补贴政策效率: 基于农业上市公司的案例研究[J]. 中国农村经济, 2004, 20(10): 33-40
- [8] Chames A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the efficiency of decision making unit[J]. European Journal of Operational Research, 1978, 20(2): 37-38
- [9] Banker R D, Chames A, Cooper W W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis[J]. Management Science, 1984, 16(3): 50-51.

Efficiency of China's agricultural industrialization and its influential factors

XIANG Lin¹, LI Jirang²

(1. School of Economics and Management, Neijiang Normal University, Neijiang 641000,

Sichuan, China; 2. Post-doctoral Research Center for Applied Economics, Central

University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract Based on the data envelopment analysis (DEA), this paper evaluates the efficiency of the China's agricultural industrialization. The paper uses Tobit regression model to analyze the factors impacting the agricultural industrialization. The authors find that the central region has to perfect the agricultural industrialization's management and rule level and the western region needs to improve the scale efficiency. The authors finally suggest that while quickening the agricultural industrialization, it is more important to improve its efficiency.

Key words agricultural industrialization; efficiency; DEA model; Tobit model

(上接第 76页)

Empirical analysis on the relationship between China's money supply and inflation based on VAR model

MA Xue-bin, ZHU Dong-yang

(School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730000, Gansu, China)

Abstract In order to ease the impact of the USA financial crisis on China's real economy, this paper uses the VAR model to conduct empirical analysis on the relationship between China's money supply and inflation. The analysis finds that there is a stability relationship between them, and the change in money supply is the cause for inflation, and its effective impact period on inflation will last for nine quarters. The authors find that China's inflation remains a monetary phenomenon, and the money policies have the final influence on the level of prices.

Key words financial crisis; money supply; inflation; VAR model