

我国证券市场价格与货币 供给量互动关系的研究*

金德环,李胜利

(上海财经大学金融学院,上海 200433)

摘要:文章使用协整检验和因果关系检验的方法研究了中国证券市场价格和货币供应量的关系,以期研究我国货币市场和资本市场直接的相互关系,检验货币供应量这一中间目标在我国中央银行调控证券市场过程中的适用性。实证结果显示我国证券市场价格和M0、M2之间存在着长期稳定的协整关系。证券市场价格可以用货币供应量M0和M2来解释,而证券市场价格变化不是引起货币供应量变化的原因。中央银行可以利用货币供应量和证券市场价格存在的长期稳定的关系,把货币供应量作为调控证券市场的中间目标,灵活调控证券市场。

关键词:货币供应量;协整检验;因果关系检验

中图分类号:F830.91;F82 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2004)04-0005-11

一、引言

长期以来,影响股价波动的因素是学者们和投资者所关注的焦点问题。投资者总希望能凭借自己的信息优势在股市获取超额报酬。然而,股票报酬是否具有可预测性,或者说股市是否具有效率?哪些因素可以作为预测股市报酬的指标?这个问题一直是学者们深入探讨的课题。

国外有关股市报酬预测的研究很多,如 Paetlis(1997)以 Long-Horizon Regressions 和 Short-Horizon VAR_s 方法针对美国市场探讨股市报酬的预测能力与货币政策的角色。Ho, Y. K. (1983)结合 Granger 的因果关系定义及 Hisao(1981)的检定方法进行二元的自回归分析(Bivariate AR)探讨澳大利亚、中国香港、日本、新加坡、菲律宾及泰国等国家和地区的货币供给与股价的关联性。不论采取的计量模型为何,大部分的研究结果都显示股票市场的变动是具有可预测性的。根据 Perarce 和 Roley(1985)及 Hardouvelis(1987)的

收稿日期:2004-02-16

作者简介:金德环(1953—),男,上海人,上海财经大学金融学院教授,博士生导师;

李胜利(1977—),男,山东菏泽人,上海财经大学金融学院博士生。

研究结果显示,在所有的相关信息中,与货币政策有关的信息对证券市场价格的影响最为显著。

货币政策是政府用来调节经济走向,刺激或者收缩经济的重要政策工具,而证券市场的波动又是经济景气循环的领先指标。央行可以通过公开市场操作、存款准备金和再贴现率等政策工具来调节货币市场以达到调控证券市场的目的。然而,从货币政策的决策、执行到政策目标的达成,需要漫长的过程,并且会有许多外来的经济扰动影响货币政策的预期效果。因此必须借助货币政策的中间目标以掌握货币政策的传递效果,这些中间目标也是投资者判断股价变动的重要依据。美国在1970年代和1980年代初采用货币供应量作为货币政策的中间目标,以掌控金融市场乃至整个宏观经济的运行。

由于我国尚未真正地建立起完善的市场经济体系,证券市场也处于初期发展阶段,相关的法规不完善、投资环境未臻成熟、投资者的理念不健全等原因,造成了违规操作、信息披露不及时的现象时有发生,从而导致了证券市场的过度波动,同时也损害了广大中小投资者的利益。在目前的局势下,货币政策是否有效?央行实施货币政策能否有效地影响证券市场以实现其调节市场的目的?各类货币政策中间目标与股价波动又是什么样的关系?这些都是目前我们急需解决的问题。

各国政府部门都需要实施各种经济政策来调节证券市场的运行,以保护投资者的利益。在这些政策中,货币政策因具有很大的灵活性经常被政府所采用。有鉴于此,探讨货币政策与证券市场报酬之间的互动关系,进而判断货币政策是否可以解释证券市场的波动,是本文的主要目的所在。

一般来说,中央银行究竟选择利率还是货币供应量作为中间目标来调控证券市场一直存在着争议,凯恩斯主义和货币主义的观点迥然不同。凯恩斯主义认为,货币政策首先影响利率水平,进而影响产出和证券市场;而货币主义则认为货币政策通常是先改变货币供应量,然后引起支出的变化,最后影响产出和证券市场。因此,凯恩斯主义主张把利率作为货币政策的中间目标,而货币主义则推崇货币供应量。

研究中央银行货币政策中间目标的选择问题,一般是借助研究证券市场和货币市场的关系进而分析货币政策的传导机制来进行的。国外的研究发现,作为货币政策中间目标之一的货币供应量和证券市场的价格存在着密切的联系,并且货币供应量的变化会影响股票的价格。当货币供应量增加时,真实利率下降,导致持有货币的机会成本增加,这样会产生货币的寻租现象,即资金会由货币市场流向资本市场,从而使股票的需求量增大,推动股市上涨。

国外有关证券市场价格和货币供应量的研究是从20世纪80年代兴起的,大部分研究结果都表明二者存在着较为明显的相互关系。Cramer(1986)、Friedman(1988)、Schwartz(1992)等人的研究表明,美国的货币

供应量可以用来解释股票价格的变动。Huang(1994)研究发现,东京股票市场的股价与货币供应量之间存在着正相关关系。Mookerjee 和 Yu(1999)使用协整分析和 Granger 因果关系分析检验了新加坡股票价格和各种宏观经济变量的关系,其结果显示股价和货币供应量之间存在长期的协整关系,并且股价变动领先于货币供应量。

本文的主要目的是借助计量经济模型,来探讨我国的证券市场和货币供应量的协整关系和因果关系,以检验货币供应量这一中间目标在我国中央银行调控证券市场过程中的适用性。

二、实证检验模型

1. 数据说明

本文旨在检验我国各个层次的货币供应量和证券市场的相互影响关系。在货币供应量方面我们分别选取 M0、M1 和 M2 作为研究对象,证券市场方面,由于沪深股市存在着密切的正相关关系,因此我们选择上证综合指数作为研究对象。所有数据均采用月度资料,上证综指月度数据采用每月的收盘价,样本期间为 1997 年 1 月至 2003 年 7 月,共 79 组数据,数据来源为中国人民银行网站和证券之星软件。本文中的所有数据处理均使用 Eviews3.1 软件。

根据《中国人民银行货币供应量统计和公布暂行办法》(1994),我国的各层次货币供应量的统计口径如下:

M0:流通中现金(货币供应量统计的机构范围之外的现金发行);

M1: M0+企业存款(企业存款扣除单位定期存款和自筹基建存款)+机关团体部队存款+农村存款+信用卡类存款(个人持有);

M2: M1+城乡居民储蓄存款+企业存款中具有定期性质的存款(单位定期存款和自筹基建存款)+外币存款+信托类存款。

2001 年 7 月后,将证券市场上的客户保证金计入 M2。

而股价指数以及货币供应量的月收益率和增长率用相邻两月数据对数的一阶差分来表示,其计算方法如下:

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

其中, P_t 、 P_{t-1} 分别为第 t 月和 $t-1$ 月的股价指数或货币供给量。

2. 单位根检验

以时间序列数据为依据的实证研究工作都必须假定有关的时间序列是平稳的(stationary),否则会导致谬误回归(spurious regression)问题的出现,以此所作出的预测是无效的。

传统的检验时间序列平稳性的方法是 DF 单位根检验法(1979),后来,Engle 和 Yoo(1987)发展了 ADF 检验以修正 DF 检验中的自相关问题,并且指出具有高价自相关问题的时间序列需要使用 ADF 检验(Augmented Dick-

ey-Fuller)。ADF 方法加入了漂浮项(drift)与时间趋势项(trend),更具有科学性。根据以往学者们的检验结果,大多数经济变量的时间序列都具有非平稳性的特征。当时间序列具有平稳性时,此序列对任何外在的冲击仅会有暂时性的影响;反之,非平稳性的时间序列则会对外来的冲击产生累积效果,进而逐渐偏离其均值。

因此在研究中,我们首先以 ADF 检验,分析各个变量是否具有平稳性。其回归方程式为:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad H_0 : \delta = 0$$

其中, ΔY_t 为变量序列的一阶差分, t 是时间或趋势变量,因为金融时间序列数据往往具有自相关性,因此加入 ΔY_{t-i} 项以消除变量自相关的影响。若检验结果 δ 显著为 0,则说明变量是单位根过程 I(1),否则,若 δ 显著异于 0,则表明变量是一稳定过程 I(0)。

3. Granger 因果关系检验(Granger Causality Test)

我们采用 Granger 双变量因果关系检验法,建立二元变量自回归模型以探讨我国货币供应量变量与股票报酬率之间的线性因果关系,并借此观察变量之间的影响大小。其模型建构如下:

Granger 因果关系检验法假定有关变量的预测信息全部包含在这些变量的时间序列之中,检验要求估计下面的两个回归方程式:

$$Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + \epsilon_1, H_0 : \sum_{j=1}^k \beta_j = 0$$

$$X_t = c_2 + \sum_{i=1}^k \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^k \delta_j Y_{t-j} + \epsilon_2, H_0 : \sum_{j=1}^k \delta_j = 0$$

其中,X、Y 分别表示两个不同的变量,在第一个方程式中,假定 Y 与其自身以及 X 的过去值有关,如果估计结果表明 X 项的系数和 $\sum_{j=1}^k \beta_j$ 显著异于零,则说明有 X 到 Y 的单向因果关系,即变量 X 引致变量 Y。同样,在第二个方程式中如果估计结果表明 Y 项的系数和 $\sum_{j=1}^k \delta_j$ 显著异于零,则说明有 Y 到 X 的单向因果关系。如果两者都显著异于零,则说明变量 X 和 Y 有双向因果关系。

Granger 因果关系检验法是通过计算 F 值来进行的,这里:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)}$$

其中, RSS_R 为没有包含 X 项的 Y 的受约束回归残差的平方和, RSS_{UR} 为包含 X 项的 Y 的无约束回归残差的平方和,它遵循自由度为 m 和(n-k)的 F 分布,m 为滞后期数,k 为无约束回归中待估参数的个数。如果在选定的显著

性水平上估计的 F 值超过临界 F 值,则拒绝原假定。

4. Johansen 协整检验模型

Granger(1986)指出,当时间序列为非稳定的,如果以差分方式使其变为稳定状态,则会使隐含在其中的长期信息丧失,从而仅保留短期信息。协整检验提供了另一种检验变量间是否具有长期均衡稳定关系的检验方法。一般检验协整关系的方法可以分为两种,其一是 Engel 和 Granger 的二阶段分析法,其二是 Johansen 的多变量协整检验方法。本文采用 Johansen 和 Juselius (1990)建立的最大似然估计检验法(Maximum Likelihood Estimation)来检验变量间的协整关系。因为这种方法不但可以完全获得隐含于时间序列中的所有信息,并且可以估算出其协整向量,并给统计量提供一个正确的分布。Johansen 的最大似然估计检验法的推导过程如下:

假定变量群中最多有 r 个向量存在协整关系(r 称为协整秩, cointegrating rank),以此作为虚无假设,并使用最大似然比法对此假定做检验。变量 X_t 是由 N 个服从正态分布的随机变量所组成的向量,且有 K 阶的落差 VAR 过程产生。将货币政策工具变量与股价报酬率等内生变量带人 X 矩阵中,以向量自我 VAR 表示如下:

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} + \cdots + \pi_k X_{t-k} + \mu + \phi D_t + \epsilon_t \\ t=1, 2, \cdots, T。$$

其中, k 为滞后期, μ 为 $N \times 1$ 向量, D_t 为中心化期望值为 0 的季节虚拟或其他变量, $\epsilon_t \sim iid N_p(0, \Delta)$, Δ 为 $N \times N$ 的残差项变异数矩阵。将上式改为一阶差分形式为:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \pi X_{t-k} + \mu + \phi D_t + \epsilon_t \\ = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-k} + \mu + \phi D_t + \epsilon_t$$

其中, $t=1, 2, \cdots, k$ 。

$$\Gamma_i = -I + \pi_1 + \pi_2 + \cdots + \pi_i, i=1, 2, \cdots, k-1 \\ \pi = -I + \pi_1 + \pi_2 + \cdots + \pi_k。$$

I 为单位矩阵, π_i 为 $N \times N$ 阶系数矩阵。 πX_{t-k} 为一阶差分之 VAR 模式加上误差项。 π 为长期冲击矩阵(Long-term impact matrix), 包括所有隐含在 X 中的长期信息, 而其秩则决定于存在于 X_t 中协整向量的数目。有关 π 的秩, 可以分为三种情况:

- 一是, 当 $\text{rank}(\pi) = N$ 时, 满秩, 表示向量 X_t 为稳定序列;
- 二是, 当 $\text{rank}(\pi) = 0$ 时, 为零秩, 表示向量 X_t 不具有长期的协整关系;
- 三是, 当 $0 < \text{rank}(\pi) = r < N$ 时, 表示变量间有 r 个协整向量。

此时, π 可以写为 $\pi = \alpha \beta'$, α 、 β 为 $N \times r$ 阶矩阵, α 表示误差修正系数矩阵 (adjustment coefficient matrix), β 为协整向量矩阵 (cointegration vector ma-

trix)。

在协整检验中, Johansen 最大似然估计法首先以轨迹检验(trace test)和最大特征根检验法加以决定协整向量的数目。

(1) 轨迹检验

H_0 : 变量间最多存在 N 个协整向量, 即, $H_0: r \leq N$,

H_1 : n 个变量间至多存在 N 种长期协整趋势关系。

$$\text{Trace Stat.} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \lambda_i)$$

如果接受 H_1 , 则表示变量间最多存在 N 种长期协整趋势关系。

(2) 最大特征根检验法(Maximum Eigenvalue Test)

H_0 : $\text{rank}(\pi) = r$, 有 r 个协整向量;

H_1 : $\text{rank}(\pi) = r+1$, 有 $r+1$ 个协整向量。

我们将货币供给量以及股价报酬等内生变量所形成的 X_t 向量序列, 使用 Johansen 最大似然估计检验法, 可以检验各内生变量之间是否具有协整关系的存在。

三、实证检验结果与分析

1. ADF 检验实证结果

通过滞后的选取, 采用可消除残差自相关的 ADF 单位根检验法, 可以检验变量是否为稳态。单位根检验的最适滞后期是在残差符合无序列相关下 (P-Value 大于 0.05), 选择 AIC (Akaike information Criterion) 的最小值所产生的。由于单位根检验有三种形式: 有截距项、有截距项并有时间趋势项以及无截距和时间趋势项, 因此检验的顺序为先选择有截距和时间趋势项, 若截距项与时间趋势项不显著 (P-Value 大于 0.05), 再选择有截距项, 若截距项不显著, 最后选择无截距项与无趋势项, 假如在无截距项与无趋势项的情况下仍无法形成稳态, 必须进行一阶差分重复以上检验顺序一直达到稳态为止。以下是我们对各变量进行 ADF 检验的结果。

表 1 上证综指收益率 (R) ADF 检验结果

ADF 检验统计量	-6.030304	1% 临界值*		-2.5937
		5% 临界值		-1.9446
		10% 临界值		-1.6180
变量	系数	标准误	T 值	P 值
R(-1)	-1.105655	0.183350	-6.030304	0.0000
D[R(-1)]	0.091696	0.151590	0.604898	0.5471
D[R(-2)]	0.137606	0.110542	1.244829	0.2172
R ²	0.534649	调整后的 R ²		0.521722

表 2 M0 增长长期率(M0) ADF 检验结果

ADF 检验统计量	-10.27220	1% 临界值*		-2.5950
		5% 临界值		-1.9448
		10% 临界值		-1.6181
变量	系数	标准误	T 值	P 值
M0(-1)	-2.000172	0.194717	-10.27220	0.0000
D[M0(-1)]	0.335718	0.112515	2.983747	0.0039
R ²	0.777134	调整后的 R ²		0.773950

表 3 M1 增长率(M1) ADF 检验结果

ADF 检验统计量	-8.015470	1% 临界值*		-3.5226
		5% 临界值		-2.9017
		10% 临界值		-2.5879
变量	系数	标准误	T 值	P 值
M1(-1)	-1.293218	0.161340	-8.015470	0.0000
D[M1(-1)]	0.227945	0.111104	2.051627	0.0440
C	0.015751	0.003166	4.974347	0.0000
R ²	0.566340	调整后的 R ²		0.553770

表 4 M2 增长率(M2) ADF 检验结果

ADF 检验统计量	-5.062921	1% 临界值*		-3.5281
		5% 临界值		-2.9042
		10% 临界值		-2.5892
变量	系数	标准误	T 值	P 值
M2(-1)	-1.405037	0.277515	-5.062921	0.0000
D[M2(-1)]	0.047270	0.212759	0.222176	0.8249
D[M2(-2)]	-0.109322	0.130181	-0.839773	0.4042
C	0.016723	0.003524	4.745960	0.0000
R ²	0.671088	调整后的 R ²		0.655670

从以上检验结果我们可以看出,上证综指收益率、各货币供给量增长率的滞后一期变量的 t 统计量绝对值都大于 1%、5% 和 10% 的临界值,所以我们拒绝这些变量具有一个单位根的虚无假设,也就是,这些变量是稳定的。

2. Granger 因果关系检验结果

我们根据双变量 Granger 因果关系检验法,分析我国的货币供应量增长率与股价收益率之间的因果关系。

我们使用 Granger 因果关系检验法分别对三组数据(上证综指月收益率、M0 月增长率)、(上证综指月收益率、M1 月增长率)、(上证综指月收益率、M2 月增长率)进行因果关系检验,滞后期选 4 期,检验结果实证结果如下:

表 5 因果关系检验结果

检验项目	F 值	F 的 P 值	检验结果
上证综指月收益率→M0 月增长率	0.423 20	0.791 27	拒绝
M0 月增长率→上证综指月收益率	3.030 56	0.068 15	不拒绝
上证综指月收益率→M1 月增长率	0.855 45	0.496 06	拒绝
M1 月增长率→上证综指月收益率	1.387 40	0.249 35	拒绝
上证综指月收益率→M2 月增长率	1.343 22	0.265 16	拒绝
M2 月增长率→上证综指月收益率	2.439 03	0.057 22	不拒绝

注:在 5% 水平下, $F(4,68) \approx 2.51$, $F(4,66) \approx 2.51$, $F(4,20) = 2.87$ 。

我们取5%的显著性水平,检验结果分别拒绝了上证综指月收益率是M0、M1和M2的原因,但接受了M0和M2月增长率是引起上证综指月收益率变化的原因。这表明,M2和M0可以解释上证综指的变化。而M1与上证综指则没有相互因果关系,同时,上证综指的变化并没有导致货币供应量的变化。

3. Jonansen 协整检验结果

Granger(1986)指出,当时间序列为非稳定时,以差分方式使其达成稳定状态,将可能使隐含在变量间的长期信息丧失。协整检验提供了另一种检验变量间是否具有长期均衡稳定关系的方法,在本研究中,我们采用Johansen的最大似然估计法检验变量间的协整关系。

我们首先将上证综指收益率分别和货币供给量增长率M0、M1、M2进行配对,得到三组数据,然后我们分别对每组数据作轨迹检验和最大特征根检验,其检验结果分别列示在以下表格中。

表6 上证综指和M0协整检验结果

轨迹检验	检验项目	特征值	统计量	5%临界值	1%临界值
轨迹检验	H0:秩(Π) \leq 0	0.293 214	27.819 93*	15.41	20.04
	H0:秩(Π) \leq 1	0.038 596	2.833 975	3.76	6.65
最大特征根检验	H0:秩(Π)=0	0.293 214	24.985 96*	14.07	18.63
	H0:秩(Π)=1	0.038 596	2.833 975	3.76	6.65

注:*表示在5%水平下拒绝原假设(下同);各临界值引自Johansen和Juselius(1990)的论文(见参考文献)。

表7 上证综指和M1协整检验结果

轨迹检验	检验项目	特征值	统计量	5%临界值	1%临界值
轨迹检验	H0:秩(Π) \leq 0	0.063 823	7.189 707	15.41	20.04
	H0:秩(Π) \leq 1	0.033 338	2.441 256	3.76	6.65
最大特征根检验	H0:秩(Π)=0	0.063 823	4.748 451	14.07	18.63
	H0:秩(Π)=1	0.033 338	2.441 256	3.76	6.65

表8 上证综指和M2协整检验结果

轨迹检验	检验项目	特征值	统计量	5%临界值	1%临界值
轨迹检验	H0:秩(Π) \leq 0	0.368 525	34.641 38*	15.41	20.04
	H0:秩(Π) \leq 1	0.034 568	2.462 601	3.76	6.65
最大特征根检验	H0:秩(Π)=0	0.368 525	32.178 78*	14.07	18.63
	H0:秩(Π)=1	0.034 568	2.462 601	3.76	6.65

实证检验结果表明,在四组数据中,除了上证综指和M1之外,其余各组数据的轨迹检验和似然比检验都在5%水平下拒绝原假设秩(Π) \leq 0和秩(Π)=0,而分别在5%和1%水平下接受了原假设秩(Π) \leq 1和秩(Π)=1。这说明M0和M2都和上证综指存在着一个协整向量,它们之间存在着长期的协整关系。而上证综指和M1不存在协整关系。

四、实证研究结论与政策建议

1. 实证研究结论

(1) M0 和 M2 的变化可以引起上证综指的变化,也就是可以解释上证综指的变化。而 M1 与上证综指则没有相互因果关系。这是因为,在我国证券市场中,中小投资者占据主流地位,股市的资金大多都来自于居民储蓄和现金。这样,以企业和机关团体存款为主的 M1 的变化对证券市场的冲击就不是很大。因此央行可以借助调整 M0 和 M2 的数量来调控证券市场,进而影响证券市场的走势。

(2)所有层次上的货币供应量都不能用证券市场价格来解释,也就是说,证券市场价格的变化不会明显引起货币供给量的变化。这是因为影响货币供应量的因素有很多,比如物价指数、GDP 增长、固定资产投资等,这些因素不在本文的研究范围之内;而且,相对于庞大的货币供给量来说,仅仅由于证券市场价格变动导致的货币供给量变动显得微不足道。

(3)总体来说,在我国证券市场上,M2 对股价指数的影响较大,而证券市场的波动,对货币政策变量并不具有明显的解释作用。这说明,在我国证券市场存在着大量的信贷资金,尽管央行明令禁止信贷资金入市,但是仍然有资金通过各种渠道进入了证券市场。同时,货币市场资金也是影响证券市场的一个重要因素。

(4)随着我国证券市场的发展,货币政策的传导对证券市场的影响越来越大,证券市场对货币政策的敏感性不断加强。因此,中央银行应该利用货币供应量和证券市场价格存在的长期稳定的关系,把货币供应量作为调控证券市场的中间目标,灵活调控证券市场。

2. 政策建议

从实证结果来看,由于近年来我国中央银行的货币政策对证券市场的影响越来越大,中央银行作为宏观经济调控的,特别是货币政策制定和决策的重要部门,应该密切关注股市变动,在进行货币政策执行和操作时考虑股票市场这一重要因素。同时,在证券市场出现剧烈波动时,应通过各种货币政策进行调控。

(1)健全央行宏观金融政策调控机制,灵活多样地调控货币和证券市场,使二者协调发展。中央银行的货币政策操作应密切关注股票市场价格的波动,要继续发展货币市场。同时,货币市场与资本市场二者应协调发展。资本市场发展到一定规模,如果没有货币市场发展的支持,则资本市场很难进一步发展。而正是由于我国货币市场发展缓慢,使资本市场在一定程度上不仅要承担长期性的资源配置作用,而且还要承担流动性管理的责任,这又会加剧资本市场的巨大波动。但从长远看,货币市场和资本市场二者早晚是要沟通

的,关键是如何使两个市场既协调发展又不至于引发风险。

(2)建立健全金融市场体系,完善货币政策传导机制。进一步发展以同业拆借市场、银行间债券市场和票据市场为主体的货币市场,鼓励金融机构开发新的金融工具,大力发展直接融资,改善社会融资结构,促进货币市场、资本市场与保险市场有机结合、协调发展。

要重视对货币政策传导机制的研究。在股票市场发展到一定规模时,股票市场也就成为货币政策传导机制中的重要一环,而目前很多对货币政策传导机制研究的文章几乎都忽视了股票市场这个因素,忽视了股市价格变化而引起的财富效应、预期等因素。因此,在此基础上对货币政策传导机制的研究也是不全面的。

(3)提高货币政策调控效率。在金融分业监管体制下,中央银行的金融调控有赖于各监管当局的密切配合。人民银行应该努力建立健全与财政部及银行、证券、保险等监管部门间的信息交流和政策协调机制。

目前在我国,股票市场货币政策效应的有效发挥,有赖于银行资金同股市之间建立有效的联系,使各种资金能有效出入于股票市场。在这种情况下,货币政策工具将被赋予新的调控职能。一是通过利率水平的市场调节,保持间接融资和直接融资的适当比例,促使资金流动的均衡分布,避免两者之间的此消彼长而引发市场货币供应量的急剧变化,从而对物价水平产生较大影响;二是发挥股票投资贷款数量对股票市场发展的调控作用。股票市场的上涨增加了对银行贷款的需求,一方面可能增加市场的投机,一方面贷款需求的增加提供了利率调高的机会,因此决策者有必要降低贷款进入股市的数量,避免股市过度发展引发泡沫经济。而在股市低迷的情况下,放宽对银行贷款进入股市的限制,保持股票市场的活跃。由此拓展货币政策对经济发展的影响空间,也使股票市场在促进宏观经济发展的积极功能上有新的体现。

(4)要正确处理信贷资金进入股市的问题。过量的信贷资金违规进入股市,会对经济产生严重的负面影响。但应该看到,随着股票市场的发展,股票市场必将成为货币政策传导的一个重要渠道,银行信贷资金与股票市场之间必须建立一种有效的联系。

(5)要进一步改进和完善现行的货币供应量统计制度,以适应经济发展中的新变化。随着股票市场的不断发展以及股票市值和交易量的不断增大,股票价格的变化已经成为中央银行货币政策决策中不能不考虑的一个重要因素。但是现行的货币供应量统计还只能反映对实体经济的货币供应状况,建议对货币供应量统计口径进行调整,增加 M3 层次,以全面反映全社会资金运行,也有利于中央银行正确判断实体经济运行状况与股票市场运行的差异及其对信用规模的影响,从而准确把握货币政策调控的方向和力度。

* 本文受上海市重点学科金融学建设项目资助。

参考文献:

- [1]曹添旺,朱美丽. 货币政策、汇率与股价的动态调整[J]. 经济论文季刊(台湾),1990,(4).
- [2]陆懋祖. 高等时间序列经济计量学[M]. 上海:上海人民出版社,1999.
- [3]米什金(李扬等译). 货币金融学(第四版)[M]. 北京:中国人民大学出版社,1998.
- [4]施东辉. 中国股市微观行为理论与实证[M]. 上海:上海远东出版社,2001.
- [5]Engle R F, Granger C W J. . Cointegration and error correction: Representation, estimation and Testing[J]. *Econometrica* ,Vol. 55,1987,(2).
- [6]Johansen S,Juselius K,Maximum . Likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 52,1990,(2).
- [7]Johansen S. . Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models[J]. *Econometrica*. Vol. 59,1991,(5).

An Empirical Analysis on the Interactive Relationship between Stock Price and Money Supply in China

JIN De-huan , LI Sheng-li

*(School of Finance , Shanghai University of Finance
and Economics , Shanghai 200433 , China)*

Abstract: This paper studies the relationship between the Chinese stock price and money supply by employing the approaches of co-integration regression and test of causality in order to study the direct interrelationship between monetary market and capital market in China and to test the applicability of the intermediate target—money supply—in the process of controlling the stock market by the central government in China. The prices of money supply can be explained by M0 and M2, while the price change in the stock market does not result in the change of money supply. The central government can take advantage of the long and stable relationship between money supply and price in the stock market to flexibly control the stock market by taking money supply as an intermediate target to control the stock market.

Key words: money supply; co-integration regression; test of causality