

股票价格、宏观经济变量与货币政策

——对中国金融市场的协整分析

孙洪庆 邓 瑛*

摘要: 当前中国股市暴涨暴跌从而偏离宏观经济发展方向的现象正引起人们的关注。中国股票价格与宏观经济及货币政策协整关系的实证结果表明,在中国,股票价格指数与国内生产总值及投资之间完全没有协整关系,与消费支出之间有弱协整关系,与货币供应量之间有强协整关系及格兰杰因果关系,从而检验了近几年来中国股票市场的反经济周期现象和“政策市”现象。中国金融市场的这种反经济周期现象的原因主要在于中国股票市场存在的缺陷:股票市场规模小、股市的投机色彩浓重、股市微观结构与宏观经济结构相背离。因此,深化金融市场的改革进程成为当务之急,同时对于中央银行来说,可以将一个包含了股市稳定的长期的低通货膨胀目标作为货币政策新的名义锚。

关键词: 股票价格 宏观经济 货币政策 协整

引言:华尔街金融风暴与中国股市暴涨暴跌

由次贷危机引发的华尔街金融风暴及全球金融动荡最近似乎有一发不可收的态势,美联储最新发布的“黄皮书”显示,由于消费支出放缓、制造业活动下降和地产需求疲软,美国最新一个月的经济状况持续面临困难重重的窘境。而与其萎靡不振的宏观经济相映衬,2008年10月初美国股市连续8个交易日下挫,期间道·琼斯工业价格平均数近四年来首次跌破万点大关,累计下跌近2400点,为该指数112年历史中最糟糕的单周表现。次贷风暴仿佛就是在颠覆历史,继五大投行成为过去时后,美国最老牌的货币基金也遭清盘。

与美国因次贷危机造成的经济衰退形成鲜明对比,中国自2001年以来宏观经济一直保持高速增长,伴随着近两年通货膨胀率的大幅上升,各项宏观经济指标也表现良好,但与此同时,中国的股市却经历了几轮暴涨暴跌的暗流涌动,尤其是上证综指从2007年10月的最高点6124点在不到一年的时间里下跌60%多,严重干扰着中国经济的健康、稳定发展,也无法发挥股市作为宏观经济晴雨表的作用。存在于西方成熟市场的股票价格与宏观经济周期保持同向变动的规律,在中国的金融市场并不成立,相反却表现为股市逆经济周期而运行,这其中的规律和原因值得我们仔细探究。中国金融市场上的股票价格与宏观经济变量之间究竟存在一种什么样的关系,宏观当局特别是中央银行的货币政策在其中又扮演一种什么样的角色,这一问题已经引起越来越多的学者与政策决策者的关注。

因此,本文将对这一问题作出探索性的研究,主要目的在于探讨中国股票价格与一些宏观经济变量之间的协整关系,并揭示货币政策在其中可能发挥的作用。通过运用格兰杰因果检验和向量误差纠正模型(VECM)来建立因果关系,并通过建立一个修正的协整方程来建立股票价格与宏观经济变量之间的长期动态均衡。作为对协整分析结果的讨论,本文还从中国股票市场存在的缺陷的角度探讨了中国股票价格与宏观经济变量之间关系产生的原因并给出一些政策建议。

* 孙洪庆,中南财经政法大学工商管理学院,邮政编码:430074,电子信箱:h_sun@live.com;邓瑛,中南财经政法大学新华金融保险学院,邮政编码:430074,电子信箱:dengying913@gmail.com。

本文系国家留学基金资助课题(2005180061)“资产价格、金融稳定与货币政策”的系列成果之一,同时本文还得到湖北省2008年度社会科学基金项目“不完全信息下的中国股市价格波动与货币政策反应研究”(项目号:2009062)的资助。

一、文献综述

近年来研究资产价格(主要是股票价格)与宏观经济变量之间的关系正成为一个很有意义的话题。一方面,宏观经济波动会通过其对未来现金流的效应以及贴现率的影响从而影响资产价格(Chen et al, 1986; Geske and Roll, 1983; Fama, 1981);另一方面,股票价格可以通过货币政策的资产价格传导渠道,如财富效应、Q效应、流动性效应等等,来影响宏观经济活动。

在对成熟股票市场的研究中常常用一系列宏观经济因素来代表其风险。早期的研究主要源于套利定价理论(Ross, 1976),并可将其视为全球资产定价模型(Ferson and Harvey, 1998)。在这些模型中常用的宏观经济因素有:工业生产、通货膨胀率、利率、石油价格(Hamao, 1998; Harris and Opler, 1990),其中的逻辑关系为:由于资产价格的预期回报取决于这些风险因素,两者之间的因果关系方向应表现为单向的,即宏观经济变量对股价收益率的影响。

然而,股票市场与宏观经济变量之间的动态联系也同样重要,这表现为一种双向的关系,或者说是协整关系。这种角度的研究主要从三个方面展开。

(一)基于消费的资产定价

在股票价格对消费的影响方面,关于财富效应的研究已经进行了至少30年。运用家庭层面的数据对消费者资本资产定价模型的检验结果表明,股票持有者与非持有者相比,其消费与股票市场的超额收益更为高度相关。因此这一结果至少也暗示着存在某种通过资产价格的直接渠道。Mankiw和Zeldes(1991)通过运用PSD数据库关于食品消费的年度数据发现了这一关系,而Attanasio、Banks和Tanner(1998)从英国家庭支出调查数据库中运用范围更广的消费季度数据也证实了这一结果。另外,Gunnarsson和Lindqvist(2000)也做了一个经验研究,分析股票价格和房价对于私人消费以及通货膨胀的影响,结果发现,股票价格与私人消费是正相关的,其滞后期为3到6个月,并且过去的股票价格与现时的股票价格相比,其与私人消费的相关程度更高。Lettau和Ludvigson(2001)、Ludvigson和Steindel(1999)研究发现美国的股票市场具有显著的财富效应,但是他们还不确定财富效应值的大小。Goodhart和Hofmann(2001)认为,财富效应值的大小取决于私人部门手中所持有的金融资产占其总财富的百分比大小。而历史数据和经验分析表明股票资产在总财富中所占比例近些年是日益上升的。

(二)基于生产的资产定价

如果想把股票价格和宏观经济联系起来,消费似乎是个比较弱的联系渠道。在所有的经济时间序列中,非耐用品消费和服务消费是和经济周期联系最不密切的,而宏观经济的冲击主要反映在产出、投资、就业以及失业等等指标上。由此,可以考虑将资产价格通过企业生产的一阶条件从而与生产联系起来。这一方法可以实现将股票收益与真实的经济周期变量相联系,企业层面则可以更好地实现最优化生产,比如运用较少的信息和交易成本,因为模型假设中这些因素对企业并不是那么重要从而被抽象化。因此,托宾在1969年的《货币、信用与银行》杂志上的一篇文章指出:金融政策可以起到很好的预警作用,后来发展成为托宾的Q理论,即:企业资产的市场价值与其重置成本相关。托宾强调,货币政策尤其能够改变这一比率。因此这一论文及其观点奠定了货币政策的股票市场传导渠道的理论基础。该理论所提供的机制是,货币政策通过影响权益的价值来影响经济。托宾把 q 定义为企业的市场价值除以其资本的重置成本。如果 q 高,则企业的市场价值高于其资本的重置成本,因而相对于企业的市场价值而言,新的厂房和设备比较便宜。这样企业就可以发行权益,并取得相对于其为购买这些厂房和设备所花费的成本的较高价格,从而投资支出就将上升,因为企业只需发行少量权益即可购买大量投资品。此外,一些学者也就货币政策传导的这一渠道进行了探索。当2000年网络股价格高涨时,对因特网技术的投资也随之高涨。Pastor和Veronesi(2005)的研究表明随网络股价格的升高,同样的网络股股票的首次公开发行也热销市场,而新建企业随市场价格而动的反应程度也远大于老企业。

Cochrane, John H., 1989. "The Sensitivity of Tests of the Intertemporal Allocation of Consumption to Near-Rational Alternatives" *American Economic Review*, Vol 79, pp. 319 - 337.

Cochrane, John H., 1991. "Production-Based Asset Pricing and the Link between Stock Returns and Economic Fluctuations" *Journal of Finance*, Vol 46, pp. 207 - 234.

(三) 基于货币冲击的资产定价

尽管货币政策当局通常会用利率作为政策工具,但除此之外货币政策同样也可以通过其他的资产价格来影响实体经济。因此,这些资产价格的波动可以对货币政策的传导起到重要作用。在这种关系中,股票价格同样对传导宏观经济政策,如货币政策到实体经济中起着重要作用,并影响着宏观经济变量。股票市场的波动,一方面受货币政策的影响,另一方面也对总体经济有很大的冲击。根据米什金(Mishkin, 2001)的论述,通过股票市场传导货币政策主要有四个渠道:(1)托宾的Q效应(对投资的效应);(2)公司资产负债表效应;(3)家庭的财富效应(对消费的效应);(4)家庭的流动性效应。

(四) 关于该问题的最新研究进展及国内的研究情况

上述三方面主要是沿袭传统的研究框架来对股票价格与宏观经济之间的关系进行研究的。而最近的研究成果则偏重于运用各种计量经济学的技术手段,如:迪克-富勒检验(ADF)、约翰森协整检验(Johansen Cointegration Test)、向量自回归检验(VAR)和向量误差纠正模型(VECM),这些方法都考虑了变量之间的动态联系。比如, Lee(1992)研究了第二次世界大战后美国的资产回报、实体经济和通货膨胀之间的因果关系及动态交互关系,其主要结果发现:真实的股票回报率有助于解释实体经济的变化,这一结果与Fama在1990年关于股票回报与通货膨胀之间的负相关关系的解释是相似的。Fabio Panetta(2002)运用Dinsson和Marsh(1983)提出的方法,分析了意大利股票回报和宏观经济因素之间关系的稳定性,结果表明,这种关系的非稳定性是个很严重的问题,个人证券投资组合的决策对宏观经济变量的敏感性是非常不稳定的。

除了对发达国家市场的研究,近些年来,一些旨在研究发展中国家如中国的金融市场与宏观经济是否存在这一协整关系的文献也陆续出现。由于中国的股票市场建立时间较晚,其对宏观经济影响及货币政策的冲击也是经过了很长一段时间才逐渐体现出来,国内关于这方面问题的研究最早始于2000年。苟文均(2000)率先分析了资本市场发展对货币政策提出的各种挑战、资本市场传导货币政策的机制、资本市场有效传导货币政策的条件,最后探讨了货币政策变革的基本方向,以及货币政策考虑资本市场因素时面临的许多重大难题。李振明(2001)研究了财富效应的存在性,并通过回归分析,估计了中国居民资产的财富效应的系数,并据此对中国股市1999年5月19日行情后的财富效应进行了分析,否定了通过启动股市来拉动内需的主张。瞿强(2001, 2005)则讨论了资产价格与货币政策目标的关系,资产价格在货币政策传导过程中对消费、投资和金融体系的影响;以及货币政策操作中有关资产价格的争论。易刚和王召(2002)的研究发现,在中国,货币数量和通货膨胀不仅取决于商品和服务的价格,同时也取决于股票市场。孙华妤和马跃(2003)用一个递归的VAR模型来分析股票价格和GDP以及CPI之间的关系,发现股票价格对GDP不起作用,同时货币供应量也不对股票市场起作用。另外,晏艳阳、李治和许均平(2004)运用VECM模型研究了股票价格和债券、出口、国内信贷以及短期利率之间的长期协整关系。吕江林(2005)运用协整分析、误差修正模型和格兰杰因果分析等现代时间序列分析方法,考察了我国上证综指与实际国内生产总值之间的动态关系,发现股指与实体经济间存在着双重协整关系和单向因果关系;可操作性地提出了我国货币政策应对股价变动做出适时反应,以及当前应当做出反应的政策建议。郭田勇(2006)通过理论分析和实证研究,揭示了资产价格与实体经济、通货膨胀之间的关系机理,肯定了资产价格波动对宏观经济、金融稳定的影响和在中央银行制定货币政策中的作用,论证了将资产价格作为货币政策调控目标存在的困难。但以上文献均未将所有代表性的变量引入长期协整方程,也未对协整关系给出具体的解释,同时也未对如何将股票价格引入货币政策的方式给出一个突破口,而本文将对这些问题作出详细补充。

二、协整检验的假设与理论模型的建立

本文将运用约翰森协整检验、格兰杰因果检验和向量误差纠正模型来探讨股票价格与基本的宏观变量之间的关系。如果经济变量显著并持续地反映在股票市场的回报中,则它们具有协整关系。这种存在于股票市场价格与基本经济变量之间的协整关系是实现股票市场收益均衡模型以及货币政策传导资产价格渠道的必要条件。

协整分析需要两个步骤:首先运用单位根检验来确定变量是否稳定,当结果显示每个变量的一阶差分序列是平稳的,就可以运用后续的检验来确定两个变量之间是否具有协整关系。如果一对变量序列之间是协整的,那么双向协整系统之间一定具有至少一种因果关系。因此如果结果显示,股票市场是经济变量的原因,那么可以做出判断:股票价格的基本面变动是与经济变量相联系的,并且这种变动会导致或滞后于经济

活动的变化。在传统的回归模型中,一般会在显著性检验之前先算出非稳定变量的差分序列,尽管这种方法可行,但对时间序列求差分会导致自变量与因变量之间的直接长期关系信息的丢失。所以,恩格尔和格兰杰(1987)提出一种补救措施,来纠正上述的错误,即:运用向量误差纠正模型来代表互为协整的序列,如下式:

$$x_t = \alpha + B(L) x_{t-1} + d(e_{t-1}) + \epsilon_t \quad (1)$$

其中, x_t 是具有 $n \times 1$ 阶向量的变量; α 是具有 $n \times 1$ 阶向量的常数; $B(L)$ 是滞后多项式 (L) 的 $n \times n$ 维矩阵: $B(L) = \sum_{s=1}^m B_{ij}(s)L^{s-1}$, $i, j = n$, m 为滞后阶数; d 是 $n \times 1$ 阶向量的常数, e_{t-1} 是具有 $n \times 1$ 阶向量的误差修正项; ϵ_t 是具有 $n \times 1$ 阶向量的残差项。待检验的零假设 $H_0: B(L) = 0$ 并且 $d = 0$ 。

这个假设包含了一个联合假设检验:滞后变量的系数和误差修正项(残差项)是从协整回归中算出的且等于零。如果它们是显著的,则滞后的变量在预测因变量的现实波动中非常重要,并且方程中的因变量随以前的均衡误差而调整。这意味着如果回归中缺少误差修正项则得出误设的方程。

值得注意的是,在回归中滞后项数的确定是任意的。一般地,用一些不同的 m 值进行检验,以确定结果不依赖于 m 的大小。

最后,在估计向量误差纠正模型的基础上,可以解释各变量之间的因果关系。如果股票价格指数可以由宏观经济变量进行回归,并且模型的估计显示误差修正项在误差修正模型方程中是显著的,就意味着现在的股票价格随以前的均衡误差而调整,过去的宏观经济变量对现时股票价格有显著的解释力,并且它们能够显著地预测股票价格的变化。因此,为了探讨股票价格与中国宏观经济变量以及货币冲击之间的这样一种协整关系,在误差修正模型中要估计以下的方程:

$$P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} IP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{3i} CE_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{4i} FI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{5i} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{6i} M1_{t-i} + e_t \quad (2)$$

其中: P 是股票价格指数, GDP 是国内生产总值, IP 是工业生产值, CE 是个人消费支出, FI 是国内固定资产投资, CPI 是消费者价格指数, $M1$ 是货币供应量 $M1$, m 为滞后的阶数。

三、对中国股票价格与宏观经济及货币政策协整关系的实证分析

(一)数据的说明

本文所用到的数据是从 Datastream 数据库选取的从 1995 年第一季度到 2006 年第三季度的数据,考虑到中国股市从 2007 - 2008 年不到一年时间里的暴涨暴跌,并不适合用来作股价与宏观经济之间长期均衡的协整分析,故数据的选取截止到 2006 年。本文选择上海证券交易所综合指数(简称为 SH)作为代表性股票指数,并另选择了 6 个变量作为衡量宏观经济活动和货币冲击的指标,分别为:国内生产总值(GDP)、工业生产值(IP)、个人消费支出(CE)、国内固定资产投资(FI)、消费价格指数(CPI)以及货币供应量($M1$)。为了技术处理上的方便,本文计算了各个变量的自然对数值,并将它们标记为: LSH 、 $LGDP$ 、 LIP 、 LCE 、 $LF1$ 、 $LCPI$ 和 $LM1$ 。

(二)单位根检验的结果

为检验每个时间序列变量的平稳性,运用迪克-富勒检验方法(ADF Test)得到如下结果:

变量	迪克-富勒检验统计值	临界值 (1%, 5%, 10%)			平稳或不平稳
LSH	-2.578961	-3.5814	-2.9271	-2.6013	不平稳
$LGDP$	-2.056402	-3.5814	-2.9271	-2.6013	不平稳
LIP	-1.205871	-3.5814	-2.9271	-2.6013	不平稳
LCE	-0.713014	-3.5814	-2.9271	-2.6013	不平稳
$LF1$	-1.850422	-3.5814	-2.9271	-2.6013	不平稳
$LCPI$	-2.641359	-3.6752	-2.9665	-2.6220	不平稳
$LM1$	-0.934308	-3.5814	-2.9271	-2.6013	不平稳

表 1 结果显示:所有序列变量都满足了具有单位根的零假设条件,因为它们的 ADF 检验统计值都明显高于 Engle 和 Yoo (1987) 提供的临界值。因此,这些数据支持了中国股票价格指数和宏观经济变量的非平

在这个模型中,本文选择了 GDP 、 IP 、 CE 、 F 和 CP 作为宏观经济的参考,选择 $M1$ 代表来自中央银行的货币冲击。

稳性质。

对于非平稳的变量还需要检验其差分的平稳性,如果变量的 n 阶差分是平稳的,则称此变量是 n 阶单整,所有变量同阶单整是变量之间存在协整关系的必要条件。

表 2的结果表明,所有序列变量的一阶差分都拒绝了单位根的存在,因此都是一阶单整,即是平稳的,可以继续继续进行协整分析。

表 2 单位根检验结果 (一阶差分)

变量	迪克 - 富勒检验统计值	临界值 (1%, 5%, 10%)			平稳或不平稳
		1%	5%	10%	
<i>LSH</i>	- 11. 67538	- 3. 5380	- 2. 9084	- 2. 5915	平稳
<i>LGDP</i>	- 10. 54956	- 3. 5814	- 2. 9271	- 2. 6013	平稳
<i>LIP</i>	- 7. 916934	- 3. 5814	- 2. 9271	- 2. 6013	平稳
<i>LCE</i>	- 7. 716925	- 3. 5814	- 2. 9271	- 2. 6013	平稳
<i>LFI</i>	- 15. 17356	- 3. 5478	- 2. 9127	- 2. 5937	平稳
<i>LCPI</i>	- 4. 400925	- 3. 5778	- 2. 9256	- 2. 6005	平稳
<i>LM1</i>	- 7. 665982	- 3. 5478	- 2. 9127	- 2. 5937	平稳

(三) 约翰森协整检验结果

在上述基础上,本文接着进行了约翰森协整检验。其中, *LSH*作为因变量,其他 6个宏观经济变量作为自变量。运用 *EViews*软件得到结果如下表。

表 3 约翰森协整检验结果

变量		特征值	似然率	5%的临界值	1%的临界值	特征值最大特征值假设统计量
<i>LGDP</i>	$r=0$	0. 165100	9. 116016	15. 41	20. 04	无
	$r=1$	0. 057719	2. 259178	3. 76	6. 65	最多 1
<i>LIP</i>	$r=0$	0. 285404	19. 23572	15. 41	20. 04	无*
	$r=1$	0. 156474	6. 466269	3. 76	6. 65	最多 1*
<i>LCE</i>	$r=0$	0. 303607	21. 25455	15. 41	20. 04	无**
	$r=1$	0. 179211	7. 504581	3. 76	6. 65	最多 1**
<i>LFI</i>	$r=0$	0. 211683	9. 058781	15. 41	20. 04	无
	$r=1$	0. 000534	0. 020311	3. 76	6. 65	最多 1
<i>LM1</i>	$r=0$	0. 321979	19. 03325	15. 41	20. 04	无*
	$r=1$	0. 106222	4. 267329	3. 76	6. 65	最多 1*
<i>LCPI</i>	$r=0$	0. 255580	20. 77334	15. 41	20. 04	无**
	$r=1$	0. 222380	9. 557654	3. 76	6. 65	最多 1**

注: * 表示在 5%的显著性水平上拒绝假设, **表示在 1%的显著性水平上拒绝假设。

以上表格的结果显示:在中国,股票价格指数与 GDP之间完全没有协整关系 (因为似然率的值低于临界值),这一结果从技术上实践的检验了近些年中国股票市场的反经济周期现象,即:过热的宏观经济伴随着持续的熊市 (2001下半年至 2006年初及 2008年的暴跌)。另一个无协整关系的变量组是固定投资与股票市场。由此,理论上存在的股价与投资之间的托宾 Q效应,在中国根本不起作用。

至于消费支出和股票价格之间的协整关系,表中结果表明:这两个变量之间存在协整关系。此外,另一个可以用来衡量财富效应的宏观经济变量:消费者价格指数,同样也和股票价格具有协整关系,因此中国的股市某种程度上存在着财富效应。

剩下的两个变量:工业生产和货币供应量,这两者和股票价格也存在着明显的协整关系。于是,这一结果解释了中国的“政策市”现象。因为在中国,货币供应量是货币当局即中央银行的强有力的政策工具,由此可以通过这一工具达到影响股票价格指数的走势的目的。但由于中国股票市场的 Q效应和财富效应都非常小,所以股票市场自身以及公司治理等问题会从一定程度上削弱货币政策的影响效果。

(四) 向量误差纠正模型 (VECM) 下的协整方程与格兰杰因果检验结果

根据前述约翰森协整检验的结果,运用 *EViews*软件分析后,得到如下的中国宏观经济变量对股票指数的标准化的协整方程:

$$LSH = 9. 518474 LIP + 16. 89245 LCE - 10. 80593 LM1 + 0. 507351 LCPI - 114. 9736 + \mu$$

$$(5. 37590) \quad (7. 13137) \quad (4. 14803) \quad (0. 25829) \quad (3)$$

方程中的协整关系表明:上证指数与四个宏观经济变量即:工业生产总值、消费支出、货币供应量和消费者

价格指数之间具有长期均衡关系。更确切地说(从数学角度来看),尽管这四个变量分别与股价指数之间具有一阶的积分关系,但它们的线性组合与股价指数之间是具有零阶的积分关系。所以这种协整关系可以理解为一种长期的均衡关系。

然后,结合方程(1),可以建立误差修正模型,其中误差修正项为下面的表达式(选择滞后项数为4,即:lag=4):

$$ECM_t = LSH_{t-1} - 9.518474LIP_t - 16.89245LCE_t + 10.80593LM1_t - 0.507351LCPI_t + 114.9736 \quad (4)$$

表4显示了向量误差修正模型的估计结果,用以检验如下的假设:自变量过去的变化和误差修正项并不会导致因变量的现时变化(即滞后变量和误差修正项的联合系数为0)。

表4 VECM模型结果

	LSH_{t-1}	LIP_{t-1}	LCE_{t-1}	$LM1_{t-1}$	$LCPI_{t-1}$	
Lag=1	-0.485397* (0.18378) (-2.64125)	0.007746 (0.01667) (0.46465)	0.190057 (0.09607) (1.97834)	0.068030 (0.03488) (1.95055)	-0.498075 (1.16971) (-0.42581)	
	LSH_{t-2}	IP_{t-2}	CE_{t-2}	$M1_{t-2}$	CPI_{t-2}	ECM_{t-1}
Lag=2	-0.334692 (0.17925) (-1.86722)	0.038844 (0.01626) (2.38904)	0.112319 (0.09370) (1.19869)	0.044175 (0.03402) (1.29858)	0.012059 (1.14088) (0.01057)	0.206749 (0.08873) (2.33009)

注: *表中第一行是各变量的回归系数,第二行是回归系数的标准差,第三行是t统计量的值。

在上表中,向量误差修正模型的估计结果显示,向量修正项在LSH(t统计值为:-2.64125, -1.86722),LCE(t统计值为:1.97834, 1.19869),和LM1(t统计值为:1.95055, 1.29858)这三项中是显著的,这就表明这些变量之间存在短期动态交互关系。也就是说:股票价格指数、消费支出以及货币供应量这三个指数可以迅速地随以前的均衡误差而调节。尤其需要指出的是,货币供应量的变化可以在一个短时期内反映在股票价格的变化中。而在另一方面,其他两个变量即LIP和LCPI的误差修正项则不显著,这表明在方程中这两个变量以前的均衡误差不会产生短期的动态效应。然而,从长期来讲,股票价格指数与其他几个宏观经济变量的组合之间是存在协整关系的。

最后,表5描述了这五个变量之间的格兰杰因果关系。

表5 格兰杰因果检验结果

H_0 假设	滞后项	F统计值	P检验值	接受 H_0 或不接受
LIP不是导致LSH的格兰杰原因	2	0.00322	0.99678	接受
LSH不是导致LIP的格兰杰原因	2	2.85770	0.06918	不接受
LCE不是导致LSH的格兰杰原因	4	0.84793	0.50482	接受
LSH不是导致LCE的格兰杰原因	4	10.3147	1.4E-05	不接受
LM1不是导致LSH的格兰杰原因	3	1.37172	0.26651	不接受
LSH不是导致LM1的格兰杰原因	3	0.01447	0.99758	接受
LCPI不是导致LSH的格兰杰原因	3	3.93958	0.01553	不接受
LSH不是导致LCPI的格兰杰原因	3	0.08431	0.96818	接受

格兰杰因果关系检验表明了,货币供应量(LM1)和消费者价格指数(LCPI)这两个变量的过去的变化对股票价格的现时变化有着强有力的解释力(在不到1%的显著性水平上),而反过来,股票价格的变化会导致工业生产值(LIP)和消费支出(LCE)的变化,这从一定程度上证明了财富效应的存在。然而,过去的工业生产值和消费的变化却和股票价格的现时变化毫无关联,并且过去的股票价格变化也没有显著影响现时的货币供应量和消费者价格指数的变化。

总的来说,这些检验结果可以说明如下问题:在中国,某些宏观经济变量是能够相对有力地预测股票价格的变化。因此,我们可以判定,股票价格的波动是部分地与宏观经济的基础面相联系的,尽管股票价格的变化通常是滞后于宏观经济活动。

四、协整分析结果的原因解析及政策启示

对中国金融市场与宏观经济的协整分析结果显示:在中国股票价格是反经济周期的,并未反映真实的经

济状况,即虚拟经济与实体经济是背道而驰的,其中股市传导货币政策的财富效应很微弱,而投资效应几乎没有。但是另一方面,股票价格与货币供应量之间有相对较强的协整关系,这意味着来自货币当局的货币性冲击可以在短期内反映在股票价格的变化中,同时货币供应量与消费价格指数都对股票价格的变动有较好的解释力。

在中国为什么会造成这样一种股市走势与实体经济脱节的现象呢?

我们知道,在一个市场经济完善的国家,一国股市要想真正反映宏观经济走势,成为实体经济的寒暑表,必须至少满足以下几个假设前提:一是股市的规模足够大。一般而言,股市规模越大,股票指数与实体经济的相关性就越强,股票市场对实体经济的代表性也越强。如果股市规模太小,就不足以反映实体经济的全貌。二是股市结构与实体经济结构尽可能相对称。这种对称包含两层意思:第一,实体经济的宏观结构与微观结构相对称。如果实体经济宏观向好,而实体经济微观向坏,特别是上市公司的业绩不能同步提高,就会使股市成为实体经济寒暑表的效果大打折扣。第二,股市结构与实体经济结构相对称。股市结构尤其是上市公司结构只有与实体经济的产业构成相匹配,才能在更大程度上代表和直接反映出实体经济的运行情况。三是股市的自由化程度高。这就要求:首先,价值型投资要成为投资的主流。因为只有价值型的投资者才会关注实体经济基本面的情况,并根据实体经济基本的现状及未来发展趋势作出投资决策。其次,股票市场的运行由股票市场的内在机制所决定,不受或少受政策、突发事件等外在因素的干扰。再次,资本的流动很少受到壁垒的限制。当实体经济向好时,资金可以自由地注入股市;当实体经济向坏时,资金可以便利地从股市中撤出。

从上述三大条件中可以看出,股市是实体经济寒暑表这一命题带有强烈的理想主义色彩,代表了对于一个绝对成熟的股市的最高要求。即使是目前市场经济最发达、股票市场最完善的美国尚且不能一一满足上述几个前提,更何况只有不到20年历史的中国股票市场,离上述条件的差距就更大了。从中国股票市场存在的缺陷来看,这种差距主要表现在以下几个方面:

第一,股票市场规模太小。虽然近年来我国股票市场的规模得到了快速扩张,但与发达国家比较,无论从绝对规模还是相对规模上,我国股票市场规模都是偏小的。从绝对规模讲,早在1994年,一些发达国家上市公司平均规模就达到了10亿美元以上,而2002年中国则仅为1.5亿美元,列世界第36位。从相对规模讲,股票市场在实体经济中的比重还不高,2005年市价总值和流通市值占GDP的比重分别只有17.8%和5.8%,即使是股市行情开始高涨的2006年,这两个比率也未超过50%。

第二,股市的投机色彩太浓重。我国股票市场虽有十多年的历史,但与成熟的股票市场相比较,由于散户投资者所占的比重较高,投资者的投资仍带有较大的投机成分,比如市盈率较高;换手率较高;以及热衷于概念的炒作。因此价值型投资理念尚未取得绝对统治地位,以致公司的股票价格与其内在价值严重偏离,造成股票市场价格的大起大落。

第三,股市微观结构与宏观经济结构相背离。20世纪90年代以来我国宏观经济一直处于持续、快速增长之中,但上市公司的整体业绩却呈不断下降状态。例如,1997-2007年宏观经济以8%~9%的速度高速增长的同时,上市公司的平均每股收益和净资产回报率即使在股市行情大涨的2006和2007两年,却也只有0.19元和7.745%。很显然,让不断下滑的上市公司股价去反映日益增长的宏观经济是无能为力的。

此外,股市的非市场力量干预过强。从整体上看,我国股票市场仍带有强烈的行政色彩,绝大多数上市公司是国家控股,其经营理念、决策习惯乃至行为方式均带有浓厚的国有企业特色,计划经济条件下的国有企业通病在许多上市公司中依然存在,使得股市成为实体经济的晴雨表的作用不能完全发挥。

因此,上述存在于中国股票市场的缺陷损害了投资者信心因而阻碍了股市的进一步发展,并使其价格偏离实体经济。因此,深化金融市场的改革进程成为当务之急,比如:进一步发展股票市场规模和培育机构投资者;改变银行贷款结构,强化银行资产负债表的传导渠道以更好地支持实体经济;转变控制型公司治理结构为市场型公司治理模式;强化金融机构的商业化经营能力并使之能稳健地管理风险,等等。唯有通过进一步深化体制改革才能使股票价格能更好地反映经济的基本面并与之保持长期的均衡。

最后,从本文的协整分析中还可以得到一个非常重要的启示,那就是:对于我国的中央银行来说,可以将

来自国家统计局相关数据的计算。

田露:《上市公司高增长无悬念,平均每股收益0.19元》,载《上海证券报》,2007-08-31。

一个包含了股市稳定的长期的低通货膨胀目标作为货币政策新的名义锚。这种政策目标的转换是有可能的,因为在我们的协整分析中货币供应量和股票价格有较强的协整关系,并且还是股价的一个格兰杰原因。所以利用货币政策来影响股价还是有着一定的操作空间的。当然,要对中国的金融体系进行现代化改革需要很多年,但是在中国建立独立的货币政策体系的改革过程中,可以在不久的将来逐步向这一新的政策目标转换,以搭建起更为有效的制度基础。当然,更为详细的设计和可执行的计划还需要进一步的探索。

参考文献:

1. 邓瑛:《金融资产价格对中国货币政策的传导效应》,载《金融教学与研究》,2004(6),第5~8页。
2. 苟文均:《资本市场的发展与货币政策的变革》,载《金融研究》,2000(5),第64~71页。
3. 郭田勇:《资产价格、通货膨胀与中国货币政策体系的完善》,载《金融研究》,2006(10),第23~35页。
4. 李振明:《中国股市财富效应的实证分析》,载《经济科学》,2001(3),第58~61页。
5. 吕江林:《我国货币政策是否应对股价变动做出反应》,载《经济研究》,2005(3),第80~90页。
6. 瞿强:《资产价格与货币政策》,载《经济研究》,2001(7),第60~67页。
7. 瞿强:《资产价格波动与宏观经济》,北京,中国人民大学出版社,2005。
8. 孙华好、马跃:《中国货币政策与股票市场的关系探索》,载《经济研究》,2003(7),第44~53页。
9. 晏艳阳、李治、许均平:《中国股市波动与宏观经济因素波动间的协整关系研究》,载《统计研究》,2004(4),第45~48页。
10. 易刚、王召:《货币政策与金融资产价格》,载《经济研究》,2002(3),第23~30页。
11. A. Atanasio, Orazio; Banks, James and Tanner, Sarah, 1998. "Asset Holding and Consumption Volatility." NBER Working Paper No W 6567, May, pp. 1 - 28
12. Chen, N. F.; Roll, R. and Ross, S., 1986. "Economic Forces and the Stock Market." Journal of Business, Vol 59 No 3, pp. 383 - 403.
13. Dimson, E. and Marsh, P. R., 1983. "The Stability of UK Risk Measures and the Problem of Thin Trading." Journal of Finance, Vol 38, pp. 753 - 783.
14. Fama, E. F., 1981. "Stock Prices, Real Activity, Inflation and Money." American Economic Review, Vol 71, pp. 545 - 65.
15. Ferson, Wayne E. and Harvey, Campbell R., 1998. "Fundamental Determinants of National Equity Market Returns: A Perspective on Conditional Asset Pricing." Journal of Banking and Finance, Vol 21, pp. 1625 - 1665.
16. Geske, R. and Roll, R., 1983. "The Fiscal and Monetary Link between Stock Returns and Inflation." Journal of Finance, Vol 38, pp. 1 - 33.
17. Goodhart, Charles and Hofmann, Boris, 2001. "Asset Prices, Financial Conditions and the Transmission of Monetary Policy." Paper Prepared for Asset Prices, Exchange Rates, and Monetary Policy, Stanford University, March(2) ~ (3).
18. Gunnarsson, Andreas and Lindqvist, Tobias, 2000. "The Role of Asset Prices in Monetary Policy? A Study in How Central Banks Should Pay Attention to Asset Prices in Monetary Policy, pp. 151 - 172
19. Hamao, Y. and Jegadeesh, N., 1998. "An Analysis of Bidding in the Japanese Government Bond Auctions." Journal of Finance, Vol 53(2), pp. 755 - 772
20. Harris, T. C. and Opler, T. C., 1990. "Stock Market Returns and Real Activity." UCLA Working Paper, pp. 1 - 18
21. Lee, B., 1992. "Casual Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation." The Journal of Finance, Vol XLV II, pp. 1591 - 1603.
22. Lettau, Martin and Ludvigson, Sydney, 2001. "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns." Journal of Finance, Vol 56, Issue3, June
23. Ludvigson, Sydney and Steindel, Charles, 1999. "How Important is the Stock Market Effect on Consumption." Economic Policy Review, July, Vol 5, pp. 29 - 52
24. Mankiw, N. Gregory and Zeldes, Stephen P., 1991. "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders." Journal of Financial Economics, Elsevier, Vol 29(1), March, pp. 97 - 112
25. Mishkin, Federic S., 2001. "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy." NBER Working Paper, No 8617, pp. 1 - 10.
26. Panetta, Fabio, 2002. "The Stability of the Relation between the Stock Market and Macroeconomic Forces." Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA, Vol 31, No 3, pp. 26 - 40
27. Pastor, Lubos and Veronesi, Pietro, 2005. "Rational IPO Waves." Journal of Finance, Vol 60, pp. 1713 - 1757.
28. Ross, S., 1976. "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing." Journal of Economic Theory, Vol 13, pp. 341 - 360
29. Tobin, James, 1969. "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory." Journal of Money, Credit and Banking, pp. 15 - 29.

(责任编辑:王红霞、陈永清)