# 基于动态计量模型的股票市场预测与实证分析

#### 尹振涛

(青岛大学经济学 2003 级金融学研究生)

内容摘要 本文研究了沪深指数与宏观经济指标变化之间的协整关系及格兰杰因果关系,并对比分析了普通多元回归分析在股票市场预测方面的不足。结果表明1999年1月到2003年12月这段时间内,沪深指数对财政支出、工业增加值、出口、物价指数的变化是敏感的,但同狭义货币供应量、固定资产投资作用不显著。

关键词 协整 格兰杰因果检验 股票指数 宏观经济指标

# 一、引言

股票市场一直被认为是经济的"晴雨表",股价的波动能够预先反映实际经济的变化。芝加哥大学的Eugene Fama(1981,1990,1991),利用美国1953-1987年月度、季度和年度的数据进行的回归分析发现股市收益率和未来产出的增长率之间有显著的正相关关系,股市在美国确实起到了经济晴雨表的作用。Rochester大学的WilliamSchwert(1990)在Fama的基础上利用美国1889-1988年整整100年的数据进行的实证检验同样证实了这一结论的可靠性。基于发达国家资本市场的研究结果大多支持了Fama的结果,但是对于新兴资本市场的研究结果却呈现出不同的特征。Chung S.Kwon &Tai S.Shin(1999)通过误差修正模型检验了韩国股票指数和产出指数、汇率、贸易收支、货币供给等宏观变量的协整和因果关系,发现股票指数和宏观变量之间具有长期的协整关系,但是股票指数并非实际经济波动的领先变量,表现出和发达国家完全相反的结果。Ramin Cooper Maysami &Tiong Sim Koh(2000)则发现新加坡的股票指数和工业产出、贸易额这两个宏观变量之间根本就不具有相同的整合阶数。

国内对该领域的研究原来大多集中在回归模型上,刘澜飚等(2001)对1994-2000年的季度数据的多元回归分析表明:狭义货币供应量、消费品零售额、工业增加值、贸易差额、固定资产投资等都显著地进入回归模型,而且与上证指数正相关,而储蓄则负相关。但这样的回归模型一个致命的弱点就是无法消除宏观变量之间的多重共线性,因而无法识别其中的基本因素。为消除以上研究缺陷,更好地反映宏观经济与股票市场的因果关系,本文引入计量经济学的协整模型及格兰杰因果检验,对比多元回归模型分析中国股票市场的特点,验证协整模型对股票市场预测方面的优势。

#### 二、协整与格兰杰因果检验

#### 1、协整的含义

有很多经济时间序列,虽然它们自身非平稳,但其某种线性组合却是平稳的,这个线性组合反映了变量之间长期稳定的比例关系,称为协整(Cointegration)关系<sup>①</sup>。即对于时间序列  $x_{1t}, x_{2t}, \mathbf{L}$  , $x_{nt}$  ,如果它的每个分量均为d阶单整 I(d) ,即它们本身是非平稳的,而其 d 阶差分是平稳的,而且存在一个向量  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \mathbf{L}$  , $\alpha_n)$  ,使得  $\alpha x_t \sim I(d-b), d \geq b \geq 0$  ,则称序列  $x_{1t}, x_{2t}, \mathbf{L}$  , $x_{nt}$  为 (d,b) 阶协整,记为  $x_t \sim CI(d,b), \alpha$  为协整向量。

#### 2、单位根检验

单位根检验是检验时间序列平稳性的一种正式方法。常见的方法主要有 DF 检验、ADF 检验、PP 检验,本文仅介绍和使用 ADF 检验法。

ADF(Augmented Dickey—Filler)检验法于1979年由Dickey和Fuller提出的一种检验变量的平稳性的方法,即进行如下回归:  $\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 x_{t-1} + \sum \alpha_{3i} \Delta x_{t-i} + u_t$ ,再进行假设检验:  $H_0: \alpha_2 = 0; H_1: \alpha_2 < 0$ 。 如果接受假设 $H_0$ 而拒绝 $H_1$ ,一则说明序列存在单位根,因而是非平稳的;否则说明序列 $x_t$ 不存在单位根,因而是平稳的。方程中加入k个滞后项是为了使残差项为白噪声。

# 3、协整检验

对于多变量协整检验主要使用Johansen似然比检验<sup>②</sup>。Johansen(1988,1991)从协整系统的向量ECM出发,讨论了协整系统内部中长期线性均衡关系的极大似然估计法,并运用似然比方法来检验协整关系的存在性以及协整的秩(协整向量的个数)。对于m维向量时间序列  $\{x_t\}$ ,以及给定的初始值  $(x_{-k+1}, x_{-k+2}, L_t, x_0)$ ,假设其k 阶向量自回归形式为  $X_t = u + \prod_1 X_{t-1} + \prod_2 X_{t-2} + L_t + \prod_k X_{t-k} + \varepsilon_t$ ,其中 $t = 1, 2, L_t$ , $T_t$ , $\varepsilon_t$  服从独立同分布。然后进行一系列的差分运算,得到如下的误差校正形式:

$$\begin{split} \Delta X_t &= u + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + L + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t \,, \,\, \text{其中} \\ \Gamma_i &= -I + \prod_1 + L + \prod_i (i = 1, 2, L \ , k), \prod = -\Gamma_k \, \text{是Johansen} \text{所定义的影响矩阵} \,. \end{split}$$

协整存在性检验的原假设为  $H_0$ :  $rank\{\prod\} \le r$  或  $H_0 = r\alpha^T$  ,在此基础上,进行似然比检验,其公式为:  $Q_r = -T \sum_{i=r+1} \log(1-\lambda_i)$  ,其中 r = (0,1,2,L,T) ,  $\lambda_i$  为第 i 步的特征根。

### 4、格兰杰因果关系检验

协整检验结果告诉我们变量之间是否存在长期的均衡关系,但是这种关系是否构成因果关系还需要进一步验证。Granger(1969)提出的因果关系检验可以解决此类问题。其基本原理是:在做y对其他变量(包括自身的过去值)的回归时,如果把x的滞后值包括进来能显著地改进对y的预测,我们就说x是y的(格兰杰)原因;类似的定义y是x的(格兰杰)原因。

计算如下的双变量回归方程:

$$y_{t} = \alpha_{0} + \alpha_{1} y_{t-1} + L + \alpha_{k} y_{t-k} + \beta_{1} x_{t-1} + L + \beta_{k} x_{t-k}$$

$$\tag{1}$$

$$x_{t} = \alpha_{0} + \alpha_{1} x_{t-1} + L + \alpha_{k} x_{t-k} + \beta_{1} y_{t-1} + L + \beta_{k} y_{t-k}$$
(2)

其中,k 是最大滞后阶数,通常可以取稍大一些,检验的原假设为序列 x(y) 不是序列 y(x) 的 (格兰杰) 原因,即  $\beta_1=\beta_2=L=\beta_k=0$ 。我们可以根据赤池信息准则(AIC)来决定假设。

#### 三、实证分析

#### 1、数据收集与处理

根据以往文献资料,笔者尽可能的选取较多影响股票市场的宏观经济变量,本文选取工业增加值(industry)、固定资产投资额(fixed)、狭义货币(M1)、出口商品总值(export)、全国居民消费价格总指数(price)、财政预算支出(expend)的月度数据,对上证指数(shanghai)和深总指数(shenzhen)进行分析和预测。数据来源与《中国统计年鉴 2003》、《中国财政年鉴》、《中国人民银行季度报告》以及中国资讯行网站,时间跨度为 1999 年 1 月至 2003 年 12 月,共 60 组数据。

通过初步的数据分析,发现全部经济时间序列都存在不同程度的季节影响,所以本文使用季节调整程序剔除季节性因素对研究结果的影响,笔者选用 X11 法。X11 季节调整程序是美国官方对公布数据进行调整的标准方法,该方法的核心思想是对称移动平均和高阶移动平均,通过多次迭代,最终分离出原程序的趋势成分、季节成分和不规则成分,得到剔除季节成分的调整后的新序列。X11 法要求所调整的数据必须为月度数据或季度数据,且观测数据长于4年,本研究符合要求。

# 2、平稳性检验

分别对变量作ADF检验,结果见表1。可见,原统计变量都是非平稳序列,而一阶差分序 列均以平稳,可以判定各变量为一阶单整序列,满足协整检验前提,可能存在协整关系。

	阶数	P	ADF	1%	5%	10%	平稳结果
shanghai	0	1	-2.10219 4	-3.5457	-2.9118	-2.5932	否
	1	1	-5.55631 8	-3.5478	-2.9127	-2.5937	是
shenzhen	0	1	-1.69210 6	-3.5457	-2.9118	-2.5932	否
	1	1	-5.54169 3	-3.5478	-2.9127	-2.5937	是
	0	1	3.084361	-3.5457	-2.9118	-2.5932	否
industry	1	1	-6.40590 6	-3.5478	-2.9127	-2.5937	是
export	0	2	2.968317	-3.5478	-2.9127	-2.5937	否
	1	2	-3.81671 9	-3.5501	-2.9137	-2.5942	是
fixed	0	2	0.01883 4	-3.5478	-2.9127	-2.5937	否
	1	2	-6.71088 3	-3.5501	-2.9137	-2.5942	是
nrice	0	1	-1.17505 2	-3.5457	-2.9118	-2.5932	否
price	1	1	-5.70876 6	-3.5478	-2.9127	-2.5937	是
M1	0	1	3.74951 1	-3.5457	-2.9118	-2.5932	否
	1	1	-4.98440 4	-3.5478	-2.9127	-2.5937	是
expend	0	4	-1.25303 0	-3.5523	-2.9146	-2.5947	否
	1	4	-5.44893 0	-3.5547	-2.9157	-2.5953	是

表1: 沪深股指及宏观经济因子的平稳性检验结果

### 3、协整检验

本文分别以上证指数和深总指数为被解释变量,以宏观经济因子为解释变量,采用 Johansen协整检验法,来检验序列之间是否存在协整关系。得到如下两个回归方程:

shanghai=-20445.29+0.420218expend-0.817406export-0.077202fixed-1.061871industry

(-8.999159) (1.911950) (-0.516277) (-1.379595) (-4.432486)

 $+0.035623m1+224.5912price+u_t$ 

(2.927937) (9.666575)

$$(R^2 = 0.765391, \overline{R}^2 = 0.738831, F = 28.81792)$$

shenzhen=-6583.293+0.103075expend-0.166589export-0.025991fixed-0.389016industry

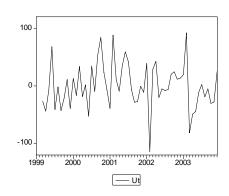
$$(-8.754822)(1.416934)$$
  $(-0.317896)$   $(-1.403304)$   $(-4.906120)$ 

$$+0.012940m1+72.36749$$
price $+v_t$  (4)

(3.213327) (9.410630)

$$(R^2 = 0.779109, \overline{R}^2 = 0.754103, F = 31.15629)$$

其中  $u_t$  = -4.874422, $v_t$  = -4.847797 。式(3)与式(4)的残差序列全部通过平稳性检验,残差序列图见图 1、图 2。



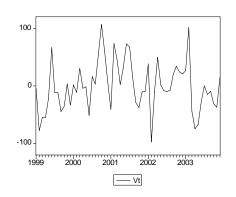


图 1: 上证指数协整检验残差序列图

图 2: 深总指数协整检验残差序列图

# 4、格兰杰因果关系检验

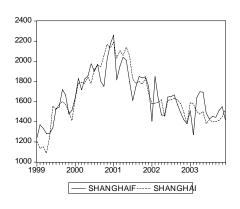
我们根据赤池信息准则(AIC)确定各变量的滞后阶数为2;对各变量分别对上证指数和深总指数做因果关系检验如表2所示。其结果全部拒绝原假设 $H_0$ 。表明各宏观经济变量均对股票价格指数起到影响作用。

表2: Granger因果检验结果

	F	Р
EXPEND不是SHANGHAI的因	2.61497	0.08259
EXPORT不是SHANGHAI的因	0.89758	0.41366
FIXED不是SHANGHAI的因	3.17344	0.04992
INDUSTRY不是SHANGHAI的 因	1.71594	0.18963
M1不是SHANGHAI的因	2.18746	0.12223
PRICE不是SHANGHAI的因	1.62458	0.20665
EXPEND不是SHENZHEN的因	3.67825	0.03192
EXPORT不是SHENZHEN的因	2.02715	0.14180
FIXED不是SHENZHEN的因	4.89968	0.01116
INDUSTRY不是SHENZHEN的因	2.91052	0.06320
M1不是SHENZHEN的因	3.39367	0.04104
PRICE不是SHENZHEN的因	1.59809	0.21187

### 四、结论分析

- 1、根据协整检验,发现沪深股指与各宏观经济变量均存在长期协整关系,这意味着我国的股票市场已经可以在一定程度上反映宏观经济发展情况。这与部分国内学者使用其他方法得到的结果相一致<sup>®</sup>。通过协整性检验发现沪深股指与出口、固定资产投资和工业增加值成反相协整关系,同狭义货币、消费物价指数和财政支出成正相协整关系,其结论与中国实际情况基本吻合。从长期看,股票价格指数与财政支出、工业增加值、出口、物价指数成较强的相关性,而与货币供应量、固定资产投资的作用不显著。根据格兰杰因果关系检验,我们几乎可以得到与误差修正模型相同的结论。
- 2、协整检验方法较不同的多元回归方法有很大的进步,特别是在数据的预测方面。经典的线性回归模型通常假定序列是平稳的,或者是一个确定性趋势加上平稳的部分,这样才能保证利用普通最小二乘法得到的估计量是一致的和具有渐近正态分布性质。但在实际中常常遇到的时间序列尤其是宏观变量的时间序列大多是非平稳的,利用这样的序列所得到的回归常常会出现"伪回归"现象,显著性检验的t统计值和其它统计量无法解释,拟合优度往往很高,但是这些统计量不具有标准的分布,因而使回归结果难以评价。我们分别使用协整模型和多元回归模型对沪深指数进行预测,见图3-6,通过对比不难发现协整模型预测值与实际数值的拟合程度更高,特别是对2000年至2002年期间的预测更为准确。(实线为模型预测值,虚线为实际值)



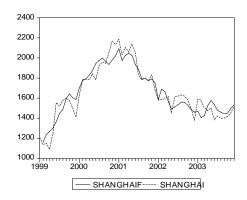
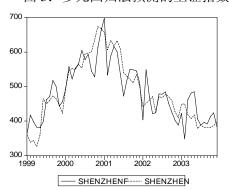


图 3: 多元回归法预测的上证指数

图 4: 协整法预测的上证指数



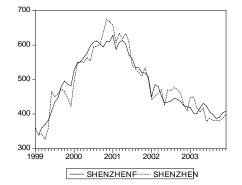


图 5: 多元回归法预测的深总指数

图 6: 协整法预测的深总指数

3、总之,本文的研究结果对我国证券市场的基本面分析具有一定的指导作用,通过文章的结果我们可以更好地预测宏观经济变化对我国证券市场的影响,以及及时地预测大盘的变化。当然,股票市场是一个多元复杂的市场,几乎会受到社会全部变量的影响(包括经济、政治、文化等),并且随着经济全球化的发展,我国的证券市场也越来越受到国际经济环境的影响,所以在分析中如果引入更多的时间序列变量将会使研究的结果更好。

#### 参考文献:

[1] Granger, C·W·J. Some properties of time series and their use in econometric model specification[J]. Journal of Econometrics, 1981, (16):121-130

[2] Engle, R. F., & Granger, C. W. J. Co-Integration and error correction: representation, estimation, and testing[J]. Econometrica 1987, (55): 251–276

[3]古扎拉蒂.计量经济学第3版[M].北京:中国人民大学出版社,2000

[4]赵国庆.计量经济学[M].北京:中国人民大学出版社,2001

[5]尹振涛,关丽娟.财政政策与货币政策有效性实证分析[J].经济与管理.2005(5)

[6]唐湘晋,赵亮.利率、投资、储蓄和货币供应量的协整分析[J].武汉理工大学学报.2004(10)

[7]韩德宗,吴伟彪.中国股市是宏观经济的"晴雨表"吗?[J].数量经济技术经济研究.2003(5)

# Positive Analysis and Forecast of Stock Market Based on Dynamic Econometrics Model

#### Yin Zhentao

(Economy Institute of Qingdao University, Qingdao 266071, Shandong)

**Abstract:** In this paper, we study the cointegration and Granger causality between macroeconomic variables and the index of Shanghai and Shenzhen stock market. It shows the deficiency of multivariate regression analysis on forecast of stock market. The result shows that the index of stock market is sensitive to the variation of financial expenditure, industrial addition value, export and price index in the period between Jan. 1995 to Dec. 2003, but it doesn't influent much on M1 and fixed assets investment.

Key words]: cointegration; Granger causality; the index of stock market; macroeconomic variables

收稿日期: 2005-3-2

**作者简介:** 尹振涛(1980-), 男,满族,山东人青岛市人。青岛大学经济学 2003 级金融学研究生,主要研究方向为: 金融理论与金融工程。

#### 注释:

(责任编辑:程均丽)

<sup>&</sup>lt;sup>①</sup> 易丹辉.数据分析与EViews应用[M].北京:中国统计出版社,2002.150

<sup>®</sup> 谢赤,杨益波.汇率协整分析的理论基础与技术方法[J].湖南大学学报(社会科学版),2003(7)

<sup>®</sup> 王晓芳,田军伟.宏观经济变量与股市关系的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2002(9)