

文章编号:1003 - 207(2010)02 - 0025 - 07

基于变参数模型的流动性与上证 综指收益率关系研究

王元月, 梁翠翠

(中国海洋大学经济学院, 山东 青岛 266071)

摘要:研究了流动性与上证综合指数收益率之间的时间序列动态关系,并利用状态空间模型对流动性与上证综指收益率的动态关系进行了变参数分析。结论是:上证综指收益率对宏观流动性变动的时变弹性系数在近几年流动性过剩的背景下,呈现上升趋势。其中,能源、钢铁和金融行业时变弹性系数波动比较剧烈,而医药行业的时变弹性系数波动较小。证券市场(微观)流动性变动的时变弹性系数随着我国股票市场发展的逐步健全、完善而趋于平稳。

关键词:流动性;收益率;变参数模型;时变弹性系数

中图分类号:F830 **文献标识码:**A

1 引言

流动性是市场的一切。中国人民银行(2006)的货币政策报告指出,流动性包含宏观流动性和证券市场(微观)流动性的概念。2007年,股市空前高涨和流动性过剩成为经济发展中最热门的话题之一。流动性过剩是指现实的货币供给已经超过了实体经济的需求。2000—2007年,M1、M2年平均增长率分别为15.2%和17.3%,超过了我国实体经济的增长速度。而在2008年,受到美国次债危机的影响,中国股市又开始了一轮下跌行情,央行紧急向市场注资以缓解流动性不足问题。这里的流动性过剩、不足均是指宏观层面上的流动性,宏观流动性与股票收益率的关系也得到人们的重视。证券市场(微观)的流动性可以理解为在不改变(或微小改变)当前股价的前提下,以较低的成本迅速完成大量交易的能力。像其它金融资产一样,证券市场流动性对股票收益率有相当大的影响,因为投资任何一种金融资产取得的收益都必须通过具有较高流动性的市场来实现。

对于宏观流动性与收益关系问题,国内外很多学者都进行了研究。其中,最为广泛应用的是 Ross

于1976年创立的套利定价定理(APT)。Chordia, Roll 和 Subrahmanyam (2001)^[1]认为从理论上来说,货币供应量会影响到股市资金量的多寡,货币影响到投资者的行为,对股票收益率带来影响。孙华好和马跃(2003)^[2]应用动态滚动式VAR方法,对1993年10月到2002年6月的数据进行了分析,发现所有的货币供应量对股市都没有影响。刘玲、谢赤、曾志坚(2006)^[3]从理论和实证两方面分析股票价格指数与宏观经济之间的关系,认为股票价格指数与宏观经济变量之间存在长期均衡关系。具体而言,股票价格指数与企业景气指标、工业增加值之间呈正相关关系,而与利率、货币供给之间是一种负相关关系。林乐芬、齐俊玲(2008)^[4]运用多元回归模型,对流动性过剩条件下中国股市高位波动的相关因素进行了实证研究。研究表明:流动性过剩对于股市繁荣具有助推作用,宏观经济景气是中国股市“走牛”的实体保证,流动性过剩和股市高涨的大背景,给做强、做大以股市为中心的资本市场提供了千载难逢的机遇。易纲、王召(2000)^[5]指出,在短期、中短期和中长期,没有预料到的货币供给增加,使股票价格上升;而在长期,没有预料到的货币供给增加,不影响股票价格,货币中性。在经验分析上,钱小安(1998)^[6]发现沪指、深指与中国M₀同向变化、与M₁无关、与M₂反向变化,相关性较弱,且不稳定。他认为预期因素在股价形成中更重要,故货币政策影响不大。

收稿日期:2009-07-18;修订日期:2010-01-12

基金项目:青岛市软科学资助项目(09-1-1-102-(8)-zhc)

作者简介:王元月(1965-),男(汉族),朝阳市人,中国海洋大学经济学院,教授,博士,研究方向:金融工程学。

国外学者早期对微观流动性的研究主要针对流动性的不同衡量指标主要有买卖价差、成交量等,后来又分别用交易金额、换手率、持有期长度以及交易波动程度代替买卖价差,研究资产收益率与流动性之间的关系,探讨这些指标与收益率之间的关系。Fleming(2001)^[7]根据做市商提供的买卖报价价格和数量,计算了报价深度来衡量市场流动性。Harris(1990)^[8]认为一个流动性好的市场要有“即时性,可忽略的宽度,很大的深度和高度弹性”,流动性要从这四个方面评价。Amivest 流动性比率用于度量股票市场流动性,描述了导致价格变化 1 个百分点所需要的交易额大小。Gibson 和 Mougeot(2004)^[9]实证分析了美国股市总体流动性风险的定价。通过构造一个二元 GARCH-M 计量模型,发现条件协方差的回归系数是显著的,即流动性风险被显著定价。Fujimoto 和 Watanabe(2004, 2005)^[10,11]实证发现,流动性风险与股票回报率之间的关系随着市场状态的变化而变化。用一个二体制转换模型回归估计组合收益率对市场流动性指标的敏感度即流动性 beta。他们用美国 1962 年 7 月到 2004 年 12 月间的交易数据进行分析并发现,市场换手率高(或市场波动率高)的体制下,组合的流动性 beta 大,但是持续时间短。因此,流动性单位风险的溢价是随经济状态而时变的。Acharya 等(2005)^[12]则直接修订资本资产定价模型,将流动性成本作为资产定价的因素,在此基础上提出崭新的 LACAPM 并计算出流动性风险系数,发现资产的预期收益与流动性风险系数成正比。Eckbo 和 Norli(2002)^[13]用买卖价差、Pastor 和 Stambaugh(2003)的流动性指标和换手率指标,同样发现了个股流动性的共性,换手率构造的流动性因子对股票回报率具有显著的定价能力。近来,国内也有学者对此问题也做了一些实证研究。吴文锋等(2003)^[14]用日收益率绝对值与成交金额的比率代表非流动性,发现该指标与收益率呈正相关关系,表明我国股市存在非流动性风险补偿。苏冬蔚等(2004)^[15]用换手率作为流动性指标,通过检验交易频率零假设和交易成本备择假设,发现我国股市存在显著的非流动性溢价,换手率低、交易成本高且流动性小的资产具有较高的预期收益;产生流动性溢价的原因是交易成本而不是交易频率。

本文使用 H-P 滤波方法定量描述了中国货币市场的宏观流动性状况,使用 Amivest 流动性比率衡量了股票市场即微观流动性,把流动性与上证综

指收益率关系的研究从宏观流动性和证券市场(微观)流动性两个角度展开。由于使用 OLS 等固定参数的方法无法描述经济变量之间随时间变化的数量关系,本文采用了可变参数(Time Varying Parameter)模型,利用卡尔曼滤波(Kalman Filter)方法基于状态空间模型(State Space Model)估计并检验上证综指收益率和宏观、证券市场流动性之间存在一种随时间不断变化的长期均衡关系即变参数协整关系,来揭示流动性和收益率之间随时间变化的规律。将上证综指收益率与流动性关系的研究同时涉及到宏观流动性和微观流动性两个层面的同时,还研究了四个不同行业的股票的收益率与宏观流动性之间的时变关系。首先对变参数上证综指收益率函数的状态空间表示作了简要介绍,然后运用卡尔曼滤波算法估计模型参数并对其大小和波动进行了分析,得出估计的时变参数作为弹性系数,并分析流动性与收益率之间弹性系数的时变性。

2 变量的选取与数据的来源

上证综指收益率 y_t : 上证综合指数通常是以上海证券交易所挂牌上市的全部股票为计算范围,具有较强的代表性,因此选取上证综指作为代表股票收益率的主要变量。收益率的计算采用如下公式: $y_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ 。其中, P_t 是第 t 个季度的收盘价, y_t 是相应的季度收益率。

广义货币 M_2 : 在宏观层面上,把流动性直接理解为不同统计口径的货币信贷总量。特指整个宏观经济的流动性,即在整个经济体系中货币的投放量的多少,一般由代表流动性狭义货币 M_1 和广义货币 M_2 的数量来衡量,模型中用到的 M_2 取自然对数。

证券市场流动性 Liq_t : 反映的是股票当前交易量对同期价格变化的影响,即单位交易量引起的股票价格的变化。最常见的衡量市场(微观)流动性比率的是 Amivest 流动性比率,最早为 Amivest 公司所应用,目前 NASDAQ 广泛使用该比率来度量公司证券市场的流动性。其计算方法如下所示: Liq_t

$$= \frac{\sum_{t=1}^n P_t V_t / \sum_{i=1}^n P_i V_i}{\% P_t} \quad (1)$$

其中, P_t , V_t 分别表示第 t 期交易的成交价格 and 成交量, $P_t V_t$ 即表示第 t 期交易的成交金额。 $\% P_t$ 表示相对价格变动的百分比, n 表示每只股票的交易天数。显然, Amivest 流动性比率表示多大金额交易量可以引起价格变动一个百分比。 L 越

大,引起一个百分比价格变动所需的交易金额越大,表明价格受交易影响的敏感度越低,证券市场流动性越好。

选取样本区间为 1999 年 1 季度至 2008 年 4 季度,数据来源为上海证券交易所、CCER 数据库。

3 变参数模型的状态空间表示形式

在一般的计量经济模型中,通常都假定在所研究的样本区间内经济变量之间的数量关系是既定的,即不随时间变化,因而使用 OLS 等固定参数的方法来计算,得到的系数是所研究的经济变量之间在样本区间的平均影响关系。本文采用了可变参数模型,求出模型中自变量对因变量在样本区间内不同时间点上的动态影响。本文实证分析所建立的计量模型是利用状态空间模型(Harvey,1999;Hamilton,1994)构造的可变参数模型。将可变参数模型的状态空间表示为:

$$\text{量测方程: } y_t = \alpha_1 + \beta_1 \ln M2 + \beta_2 \text{liq}_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\text{状态方程: } \epsilon_t = \rho_1 \epsilon_{t-1} + v_{1t} \quad (2)$$

$$\epsilon_t = \rho_2 \epsilon_{t-1} + v_{2t} \quad (3)$$

$$\epsilon_t = \rho_3 \epsilon_{t-1} + v_{3t} \quad (4)$$

$$(\epsilon_t, v_{it}) \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & R \end{pmatrix} \right) \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

注:lnM2 是广义货币供给的对数, y_t 是上证指数收益率, liq_t 是 Amiest 流动性比率

方程(1) —(5)就是所谓的状态空间模型的一般表达形式,由一组观察方程和状态方程构成。在本文中,(1)是观察方程,表示上证综指收益率和宏观流动性、证券市场流动性之间的一般关系。其中,参数 α_1 、 β_1 、 β_2 称为状态变量,反映了各个时点上上证综指收益率对宏观、证券市场流动性变动的弹性系数,即敏感程度, c 为常数。方程(2) —(4)称为状态方程或转化方程,它描述了状态变量的生成过程。 ϵ_t 、 v_{1t} 、 v_{2t} 、 v_{3t} 均为不可观测的变量,但可以表示为马尔科夫一阶过程,本文的状态方程都采取了递推形式进行定义,是随机扰动项,服从均值是 0,方差为常数的正态分布。利用卡尔曼滤波算法可以得到时变弹性系数 α_1 、 β_1 、 β_2 的估计值。

4 实证结果与分析

4.1 单位根检验

许多经济变量原本是不平稳的,但经过调整以后就变得平稳,则称这样一个经济变量为 I(1)。如

果对这种经济变量直接回归,则可能出现伪回归现象,因此必须检验经济变量是否平稳,先对所取变量分别作 ADF 检验。表 1 给出了变量的一阶差分 ADF 检验结果。

表 1 单位根的 ADF 检验

变量	T 统计量	1%临界值	5%临界值
Y	- 10. 31767	- 3. 562669	- 2. 918778
ln M2	- 7. 966071	- 3. 632900	- 2. 948404
Liq	- 9. 585860	- 3. 515536	- 2. 898623

注: Y、lnM2、Liq 分别表示收益率、lnM2、Liq 的一阶差分

根据表 2 所给出的结果,变量上证综指收益率和流动性的一阶差分在 1%和 5%的显著性水平下呈现平稳性。因此,可以认为上证指数收益率和流动性都是一阶单整时间序列。

4.2 协整关系检验

本文利用基于回归系数的 Johansen 协整检验,来判断序列间的协整关系,结果如下:

表 2 Johansen 协整检验结果

	迹检验		最大特征值检验	
	r=0	r=1	r=0	r=1
原假设				
备择假设	r=1	r=2	r=1	r=2
特征值	0. 729	0. 483	0. 874	0. 653
统计量	35. 27	14. 38	36. 29	28. 75
5%临界值	29. 79	15. 49	30. 08	29. 87

注:r 表示协整关系的个数

从表 2 的迹检验和最大特征值检验结果可以看到,在 5%的显著性水平下,模型所包含的时间序列之间至少存在一个显著的协整关系。检验结果表明,上证综合指数收益率与宏观流动性、证券市场流动性之间存在长期协整关系。

4.3 变参数模型估计结果

利用卡尔曼滤波得到状态空间模型估计如下:

$$y_t = - 21. 76 + \alpha_1 M1 + \beta_1 \text{liq}_t$$

$$\alpha_1 = 0. 72 \alpha_{1,t-1}$$

$$\beta_1 = 0. 8 \beta_{1,t-1}$$

对数似然值 = - 135. 56

Akaike 信息准则 = 18. 17

Schwarz 准则 = 10. 2

Hannan-Quinn 准则 = 11. 9

参数 α_1 、 β_1 刻画了上证综合指数收益率对宏观、证券市场流动性变化的时变弹性系数,下面分别给出了两个时变弹性系数在近几年的变化趋势图。在用卡尔曼滤波算法估计变参数 α_1 、 β_1 的过程中,由于受初始值选取的影响,早期的 α_1 、 β_1 不能真实地反映

上证指数收益率和流动性的关系,因此我们从1999年开始对变参数 β_t 、 β_t 进行讨论。

4.4 上证综指收益率对宏观流动性变动的弹性系数 β_t 的估计值

为了方便比较分析,准确运用变参数模型描述上证综指收益率和宏观流动性之间的动态关系,首先需要定量地刻画流动性近几年的变化趋势。为此,采用单变量时间序列分解方法将宏观流动性变量当中的趋势成分分离出来。即对 M_2 增长率使用HP滤波法进行分解,H-P滤波是一种时间序列在状态空间中的分解方法。假设 $M_t = 1$ 表示流动性处于过剩状态, $M_t = 0$ 表示流动性处于不足状态。我们利用 M_2 存量的同比增长率表示货币供给的变化。

设经济时间序列 Y 为一趋势要素,包含趋势成分和波动成分的时间序列。 n 为样本长度。一般地,时间序列 Y 中的不可观测部分趋势 Y 经常被定义为下面最小化问题的解:

$$\min \left\{ \sum_{i=1}^n (y_i - y_i^T)^2 + \sum_{i=1}^n [B(L)y_i^T]^2 \right\} \quad (6)$$

其中, $B(L)$ 是延迟算子多项式:

$$B(L) = (L^{-1} - 1) - (1 - L)$$

HP滤波的问题就是使下面损失函数最小即:

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^T)^2 + \sum_{t=1}^T [(Y_{t+1}^T - Y_t^T) - (Y_t^T - Y_{t-1}^T)]^2 \right\} \quad (7)$$

最小化问题用 $[B(L)y_i^T]^2$ 来调整趋势的变化,并随着 λ 的增大而增大。这里存在一个权衡问题,要在趋势要素对实际序列的跟踪程度和趋势光滑度之间作一个选择。一般地,对于季度数据,取 $\lambda = 1600$,如此选择的HP滤波能够消除数据中少于32个季度(8年)的波动;对于年度数据,取 $\lambda = 100$;对于月度数据,取 $\lambda = 14400$ 。这样选取的权数,可以将数据中周期波动适当地消除掉。

图1即使用H-P滤波法分解出的 M_2 增长率中的趋势成分和波动成分,其中的波动成分可以用来简单的识别宏观流动性所处的状态。当波动成分大于零时,货币增长率的当前值高于趋势水平,这时认为流动性是过剩的,否则便认为流动性是不足的。

图2是上证综指收益率对宏观流动性波动的时变弹性系数,由上面两图对比分析可以更加清晰看出流动性与收益率关系的时变性。从图1可以看出,1999年到2000年,中国经济一直存在流动性不足即波动成分小于零。流动性不足制约了经济增

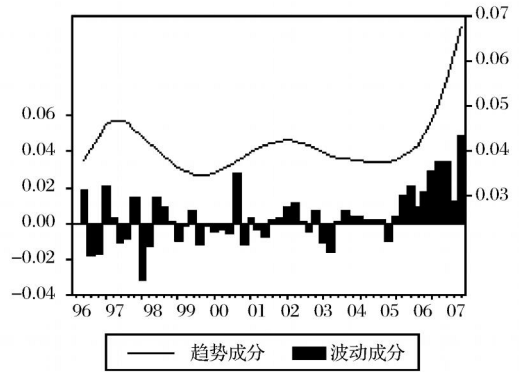


图1 M_2 增长率 HP 滤波分解

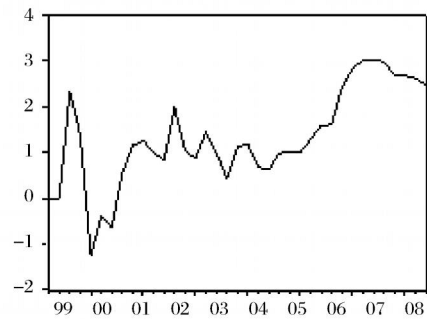


图2 弹性系数 β_t

长,这期间经济增长速度也相应放慢,当时中国经济体中出现了通货紧缩。上证综指收益率宏观流动性弹性系数在1999至2000年期间,呈现先上升后下降,波动较大,规律性不明显。

2001年以后,中国经济体出现了流动性过剩即波动成分开始大于零。尤其在2003年以后,流动性过剩的势头开始逐步明显。2003至2005年间,上证综指收益率宏观流动性时变弹性系数在这个时期出现了比较稳定但略有上升的趋势,弹性系数大于1小于2,波动幅度较小。说明货币供应量的增加对股票市场的刺激作用增强,股市收益率对市场流动性状况的反应愈加敏感。流动性过剩的峰值出现在2007年,当期流动性指标值为0.04。此时弹性系数也出现了最大幅度上升至3.1左右。与此相对应,这期间中国GDP的增长率平均在12%以上,同时居民消费价格指数也开始上扬。资本市场上,宏观流动性、通胀预期进一步推高了股价,沪市股票指数更是一度达到6000点的历史高位,流动性总体宽松支撑着投资者对股市的乐观判断,流动性过剩也被认为是主导股价的最主要因素。过剩的流动性进入股市,引起股市中现金流的增加,过多的资金追逐有限的股票,必然推动股价的上扬,而股价上涨引起的财富效应又会吸引更多的资金涌入股市,从而推

动股指新一轮的高涨。

为了进一步详细考察股票收益率和宏观流动性之间的时变关系,本文根据股票市场行业的划分标准,选取四个有代表性的行业分别建立变参数模型进行实证分析。这四个行业分别为:金融、医药、能源、钢铁。每个行业都包含有数十只股票,可看作是一个投资组合,为了衡量行业股票组合的收益,我们构建了 4 个行业指数。指数的计算按统一原则进行:

$$\frac{P_1 \times Q_1 + \dots + P_n \times Q_n}{n} \tag{8}$$

其中 n 为股票总数, P_i 为第 i 只股票的价格, Q_i 为第 i 只股票的权重。这里选择指数的对数收益率进行计算。

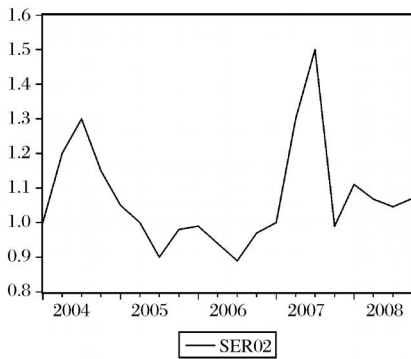


图 3 能源行业时变系数

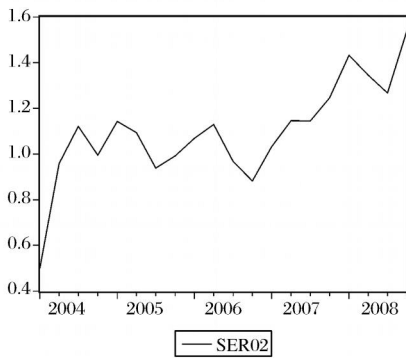


图 4 钢铁行业时变系数

图 3 至图 6 即能源、钢铁、金融和医药四个行业投资组合收益率与宏观流动性之间的时变弹性系数。我们通过逐一对时变弹性系数进行分析,结果发现,这四个行业的股票组合收益率对宏观流动性的弹性系数是不稳定的,存在时变性。比较而言,能源、钢铁、金融行业的时变弹性系数波动比较剧烈,医药行业受流动性影响波动比较平稳。流动性与我国的货币政策是相关的,而央行的货币政策决定了

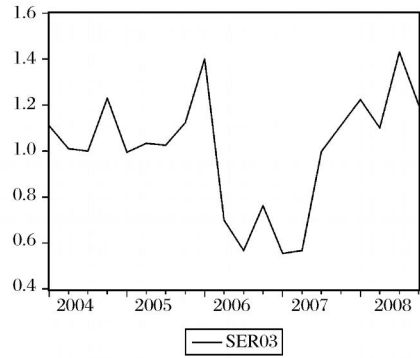


图 5 金融行业时变系数

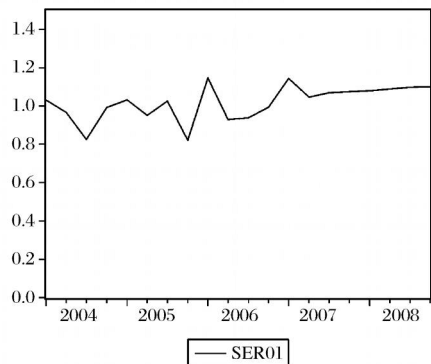


图 6 医药行业时变系数

商业银行的放贷能力。同时流动性过剩也加大了商业银行的经营风险,时变弹性系数波动比较剧烈。在全球经济失衡的背景下,各国资产价格的膨胀以及国际市场以石油、钢铁为代表的大宗商品价格的上涨过程同时也是吸收过剩流动性的过程,受我国的流动性泛滥和需求因素的影响,导致大宗商品价格一直处于上升周期,行业风险加大。医药行业的时变弹性系数一直围绕在 0.8 至 1.2 区间上下波动,总体幅度比较小。

4.5 上证综指收益率对证券市场流动性变动的时变弹性系数 β_t 的估计值

图 7 显示了根据 Amiest 流动性比率计算得出的我国证券市场流动性的变化趋势。图 8 是上证综指收益率对微观流动性变动的时变弹性系数。从图 7 中可以看出随着股票市场发展日益健全完善,市场内的流动性状况大大改善。市场系统流动性水平的提高与我国股票市场进行的一系列改革是分不开的。在 1999 年至 2000 年,市场内的流动性水平一直较低,这段时间弹性系数也比较小。2000 至 2003 年,时变弹性系数开始逐步上升,流动性与股市收益率保持弹性系数为 1 的正相关关系。2005 年,中国股票市场进行了股权分置改革,意味着中国资本市

场开始步入全流通时代。同时在此期间,作为股市基本面的中国上市公司经营能力和竞争能力大为增强,其资本回报率也普遍上升,时变弹性系数由2003年的1.5上升到2005年的2.3左右。2006年以后,股市收益率对微观流动性的弹性系数逐渐趋于平稳,并且这种弹性一直维持在4—4.5区间内上下波动,也就是说,随着我国证券市场内部流动性的不断提高,单位流动性的增加带动的上证指数收益率的增加逐渐加大。

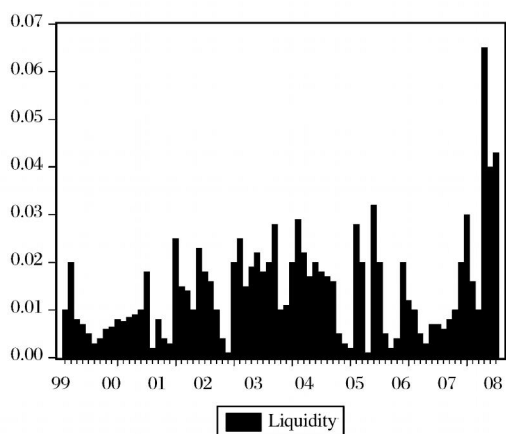


图7 市场流动性变化图

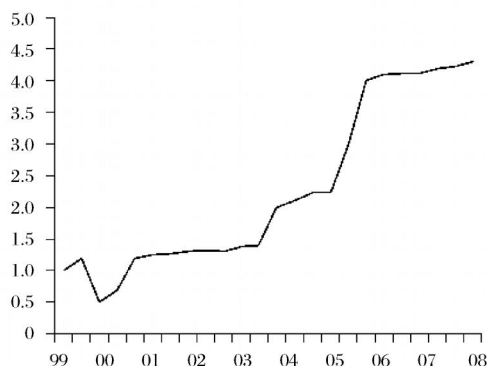


图8 弹性系数

5 结语

本文在状态空间模型框架下建立时变参数选择模型,利用卡尔曼滤波算法对变参数模型的估计结果表明,上证综合指数收益率弹性系数是时变的。这些模型和检验方法是对流动性与股票市场收益率之间关系研究的新尝试,并得出了相应的实证结论。根据上面的模型分析和统计检验,我们得到了以下几点主要结论。

首先,本文认为,利用H-P滤波进行时间序列

的趋势成分进行分离,较为实际地测度了中国货币市场这些年的流动性状况,是一种可行的定量描述方法。通过对比分析上证综指收益率时变弹性系数与宏观流动性状况,我国上证综合指数收益率宏观流动性时变弹性系数在流动性过剩的背景下,一直为正,并且在2007年后,出现了较大幅度的上升。从行业角度来看,能源、钢铁、金融行业的流动性时变弹性系数波动比较剧烈,医药行业的流动性时变弹性系数围绕在0.8至1.2区间上下波动,比较平稳。

其次,从实证结论当中发现,微观流动性弹性系数在近几年逐渐趋于平稳,大约围绕4—4.5区间波动,说明伴随着我国股票市场各项制度的进一步完善,市场内的流动性增强,带来上证指数的收益率增加。

参考文献:

[1] Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A.. Market liquidity and trading activity [J]. Journal of Finance 2001, 56(2): 501—530.

[2] 孙华好,马跃. 中国货币政策与股票市场的关系[J]. 经济研究, 2003, (7): 44 - 53.

[3] 刘玲,谢赤,曾志坚. 股票价格指数与宏观经济变量关系的实证研究[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2006, (9): 82 - 86.

[4] 林乐芬,齐俊玲. 流动性过剩条件下中国股市高位波动的相关因素分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2008, 8(1): 32 - 35.

[5] 易纲,王召. 货币政策与金融资产价格[J]. 经济研究, 2000, (3): 13 - 20.

[6] 钱小安. 资产价格变化对货币政策的影响[J]. 经济研究, 1998, (1): 70 - 76.

[7] Fleming, J.. Measuring treasury market liquidity[R]. Federal Reserve Bank of New York. Staff Reports, No. 133: 69 - 75.

[8] Harri. Liquidity, trading rules and electronic trading systems [R]. New York University Salomon Center, Monograph Series in Finance and Economics, 1990, (4): 125 - 130.

[9] Gibson, R., Mougeot, N.. The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market[J]. Journal of Banking and Finance, 2004, (8): 157 - 178.

[10] Fujimoto, A.. Macroeconomic sources of systematic liquidity [J]. Journal of Finance Research, September

- 14, 2004, (9): 168 - 175.
- [11] Fujimoto, A., Watanabe, M.. Time-varying liquidity risk and the cross-section of stock returns [R]. Working Paper, University of Alberta and Rice University, May 11, 2005: 1 - 53.
- [12] Acharya, V., Pedersen, L.. Asset pricing with liquidity risk[R]. London Business School and CEPR Working Paper, 2003: 1 - 40.
- [13] Eckbo, B. E., Norli. Pervasive liquidity risk [R]. Dartmouth College and University of Toronto, 2002, (3): 362 - 368.
- [14] 吴文锋, 芮萌, 陈工孟. 中国股票收益的非流动性补偿[J]. 世界经济, 2003, (7): 54 - 60.
- [15] 苏冬蔚, 麦元勋. 流动性与资产定价——基于我国资产换手率与预期收益的实证研究[J]. 经济研究, 2004 (2): 95 - 105.
- [16] 王海鹏, 田澎, 靳萍. 基于变参数模型的中国能源消费经济增长关系研究[J]. 数理统计与管理, 2006, 25 (3): 254 - 258.
- [17] 封建强, 王福新. 中国股市收益率分布函数研究[J]. 中国管理科学, 2003, 11 (1): 14 - 21.
- [18] 赵桂芹. 股票收益波动与 Beta 系数的时变性[J]. 中国管理科学, 2003, 11 (1): 10 - 13.
- [19] 陶磊. 中国能源消费与经济增长的动态研究[J]. 数理统计与管理, 2009, (3): 86 - 90.
- [20] 张志鹏, 杨朝军. 流动性与收益、收益波动的动态关系[J]. 系统工程理论方法应用, 2006, 15 (5): 394 - 398.
- [21] 刘金全. 时变参数选择模型与货币政策的时变反应分析[J]. 中国社会科学, 2002, (4): 40 - 49.
- [22] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 大学出版社, 2006: 135 - 156.

The Study of the Relationship Between Liquidity and The SSE Composite Index Rate of Return Based on Time Varying Parameter Model

WANG Yuan-yue, LIANG Cui-cui

(College of Economic, Ocean University of China, Qingdao 266071, China)

Abstract : This paper explores the dynamic relations between the liquidity and the rate of return for time series characteristic by using the data of Chinese stock market, and constructs a time varying parameter model based on the state-space model. The major findings are as follows: with the background of excess liquidity in recent years, macro-liquidity coefficient of elasticity show an upward trend. Besides, the coefficients elasticity in energy, steel, and financial sectors experienced more dramatic fluctuations, while the pharmaceutical industry is less sensitive to time-varying elasticity coefficient. As the development of Chinese stock market, security market (micro-liquidity) coefficient of elasticity gradually stabilizes.

Key words : liquidity; rate of return; variable-parameter model; coefficient of dynamic elasticity