

上海股票市场股票收益率因素研究

范龙振, 王海涛

(复旦大学管理学院, 上海 200433)

摘要:根据上海股票市场从1995年7月到2000年6月所有A股股票的月收益率、价格、市值和公司财务数据,利用Fama-Macbeth回归分析方法及构造动态组合方法,分析总市值、流通市值、价格、账面市值比、市盈率、账面资产负债比等因素对股票回报率的影响.发现上海股票市场具有显著的市值效应、账面市值比效应、市盈率效应和价格效应.这些效应不能用股票的beta值来解释.同时发现Fama-French的三因子模型不能完全解释这些效应,但在三因子模型的基础上再加上一个市盈率因子可以很好地解释这些效应.

关键词:Fama-Macbeth回归; 收益率; 股票市场; 因子效应

中图分类号:F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-9807(2003)01-0060-08

0 引言

近年来,国外有大量关于资本市场的实证研究. Banz 1981年发现股票的市场价值(market equity value)能够反映不同股票历史平均收益率的差别,小市值股票的历史平均回报率要高于大市值股票的历史平均回报率^[1]. 市值对回报率的解释作用称为市值效应(size effect). Bhandari 1988年认为公司的资本结构(financial leverage)也能部分地解释股票收益率的差异,负债资产比越高的股票,平均回报率越大^[2]. Rosenberg等1985年发现美国股票市场股票的历史平均收益率与发行该股票的公司账面市值比(book-to-market value of equity)正相关^[3]. Chan、Hamao和Lakonishok 1991年发现在日本股票市场上也有同样的账面市值比效应^[3]. Fama和French 1992年对美国股票市场决定不同股票回报率差异的因素的研究发现,股票的市场的beta值不能解释不同股票回报率的差异,而上市公司的市值、账面市值比、市盈率可以解释股票回报率的差异^[3]. Fama和French 1993年指出,这些能解释股票回报率差异的因素具有很强

的相关性,可以建立一个三因子模型来解释股票回报率. 模型认为,一个投资组合(包括单个股票)的超额回报率可由它对三个因子的暴露来解释,这三个因子是:市场资产组合($R_M - R_f$)、市值因子(SMB)、账面市值比因子(HML)^[4].

这些实证发现促进了金融理论的发展. 根据ICAPM, Fama 1996年提出一个多因子均衡定价模型来解释这些现象. 这个多因子均衡定价模型可以表示为

$$E(R_i) - R_f = \beta_i [E(R_M) - R_f] + \sum_{s=1}^S \beta_{is} [E(R_s) - R_f] \quad (1)$$

其中: R_M 是市场资产组合的回报率; R_f 是无风险利率; R_i 是某个资产或资产组合的回报率^[6]. 由于考虑到多阶段的消费,人们还要尽量避免将来不利的经济情况出现对消费的影响,这就产生了多个系统风险因子,用 R_s , $s = 1, 2, \dots, S$ 来代表这些风险因子,可以用某些资产组合来代替,这样所有因子都可以认为是资产组合. 这些现象的发现对投资者投资决策有重大意义, BARRA模型吸收了有关研究成果,成为美国股票市场及国际股票市场最为成功的风险管理和投资决策模型. 同

时 BARRA 和 S&P 共同推出一系列指数,反映市值、账面市值比差异,供被动的投资者作为投资标的,供主动的投资者作为参考标准。

我国两个证券交易所成立已逾十年,不少学者认为市场的交易行为在各项法规的不断完善之下日趋理性化,但中国股票市场作为一个新兴的证券市场能否用现代金融理论来解释;在一定假定下给出的金融模型能否应用到我国的金融市场;与国外成熟的同类市场相比,究竟有多少相似和差异,需要通过实证分析来判断。本文以上海股票市场 A 股股票为研究对象,考察影响不同股票收益率差异的重要因素。根据国内外有关研究,结合作者对市场的认识,重点考察总市值、账面市值比、市盈率、价格。

1 数据处理和 Fama-Macbeth 回归结果

1995 年以前,我国上市公司数量有限,另外市场的效率、信息的反映程度比较差,个股缺乏个性,往往表现为齐涨齐跌,因而选定研究的区间从 1995 年 7 月至 2000 年 6 月。股票价格、收益率和公司财务资料来自香港理工大学中国会计与金融研究中心设计,深圳市国泰安信息技术有限公司开发的中国股票市场研究数据库(CSMAR)。收益率资料已经对分红、配股、增发等做出了调整。公司的总市值和 A 股市值以及公司财务资料均来自该数据库。

根据国外有关研究结果,结合对中国股票市场的认识,选定如下因素进行分析:流通市值(A 股市值,记为 ME1),总市值(公司全部股票市值,记为 ME2),股票交易价格(记为 P),账面市值比(记为 BE/ME),反映资本结构的账面总资产与账面股东权益价值比(公司账面资产价值除以股东权益账面价值,记为 A/BE),市盈率的倒数(记为 E/P)。使用市盈率的倒数而不是市盈率可以较好地处理公司净利润接近于 0 的情况。

首先分析单个因素对股票回报率的影响。以总市值为例,回归方程如下

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{ME2}_{it}) + \alpha_2 \ln(\text{ME1}_{it}) + \alpha_3 \ln(P_{it}) + \alpha_4 \ln(\text{A/BE}_{it}) + \alpha_5 \ln(\text{E/P}_{it}) + \alpha_6 + \epsilon_{it} \quad (2)$$

即对某一个月,假定知道上市公司每个股票的回报率(共有 n 个股票),还知道每个公司的总市值,

就可以通过回归方程(2)估计出当月的 $\alpha_1, \alpha_2, \dots$ 。由于公司的财务资料每年公布一次,公司的总市值、流通市值、股票价格、面值市值比、账面总资产与账面股东权益价值比及市盈率都是每年的 6 月末调整一次。ME1_t、ME2_t、P_t 分别是时间 t 之前的第 1 个 6 月末的总市值、流通 A 股市值、交易价格。(BE/ME)_t、(A/BE)_t 分别是调整时上一年末公司股东权益账面价值和公司股东市场价值之比、公司总资产账面价值和股东权益账面价值之比。这是因为年终财务报表大部分在第 2 年的 3 月份以后公布,6 月末基本上已经全部公布。这样可以保证这些因素的取值在每月的月初全是可以知道的,即解释月回报率的变量在每月开始时已经知道,这样的因素选取具有投资和预测意义。

计算出每月的 α_i 以后,得到 $\alpha_i (i = 1, 2, \dots, 6)$ 的一个时间序列,然后计算出它们的时间序列均值、标准差和 T 统计值,计算公式如下

$$\bar{\alpha}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \alpha_{it} \quad (3)$$

$$\text{STD} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\alpha_{it} - \bar{\alpha}_i)^2} \quad (4)$$

$$T = \sqrt{T} \bar{\alpha}_i / \text{STD} \quad (5)$$

这种计算均值和标准差及 T 统计值的方法称为 Fama-Mecbath 回归方法。根据 Fama-Mecbath 的看法,在一定假定下, T 统计值可以检验因素是否对回报率有显著影响。

在做市盈率对股票回报率的影响分析时,考虑到投资者对利润为零或者是负值的股票的看法与其他股票不同,把 E/P 划分成两部分考虑,利润大于 0 时,E/P 不变,记为 E⁺/P,利润小于 0 时,统统归为一类,定义它的取值为 1,称作 E/P 哑元变量(dummy variable),回归方程为

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{ME2}_{it}) + \alpha_2 \ln(\text{ME1}_{it}) + \alpha_3 \ln(P_{it}) + \alpha_4 \ln(\text{A/BE}_{it}) + \alpha_5 \ln(\text{E/P}_{it}) + \alpha_6 + \epsilon_{it} \quad (6)$$

估计出每个因素对回报率是否有显著影响后,再来看这些单个看来有较强影响的因素放在一起对市场回报率的影响。假定要考虑总市值和账面市值比一起对股票回报率的影响,可以利用回归方程

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{ME1}_{it}) + \alpha_2 \ln(\text{BE}_{it}/\text{ME}_{it}) + \alpha_3 \ln(P_{it}) + \alpha_4 \ln(\text{A/BE}_{it}) + \alpha_5 \ln(\text{E/P}_{it}) + \alpha_6 + \epsilon_{it} \quad (7)$$

求出每个月的 $\alpha_1, \alpha_2, \dots$, 然后利用式(3),(4)和(5)

计算出平均值、标准差和 T 统计值,与单个回归计算出的平均值和 T 统计值一般不同,原因在于不同因素的相互影响。

表 1 给出了股票回报率对各个因素回归的回归系数 的时间序列平均值和 T 统计值.从单个因素对股票回报率的影响来看,流通市值对股票回报率的影响是负的,但影响不显著.总市值对股

票回报率的影响也是负的,影响是显著的.反映出我国证券市场存在明显的“小公司效应”.但流通市值对于回报率的影响并不显著,而总市值的影响显著,因此公司总股本所决定的总市值可以认为是企业整体规模及其经营风险的度量.在以后的分析中,以总市值代表一个企业的市值因素,记为 ME.

表 1 各个因素对股票回报率的 Fama-Macbeth 回归结果

(每一行分别是回归系数的平均值和 T 统计值, T 统计值出现在括号中.在多因子回归中,如果某一行中有几组取值,表示回归分析是对这几个因素同时进行的.股票市值的单位为万元.)

| ln(ME1) | ln(ME2) | ln(P) | ln(BE/ME) | ln(A/BE) | E/ Pdummy | E(+)/ P |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|--------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
| Single-factor regressions | | | | | | |
| - 0.25 % (- 0.73) | - 0.65 % (- 2.46) | - 1.14 % (- 1.62) | 0.99 % (- 1.75) | 0.20 % (- 0.8) | 1.71 % (- 2.49) | 28.72 % (- 4.23) |
| Multiple-factor regressions | | | | | | |
| | - 0.54 % (- 1.90) | | 1.13 % (- 2.12) | | | |
| | - 0.76 % (- 3.15) | | | | 1.68 % (- 2.24) | 15.59 % (- 2.21) |
| | - 0.57 % (- 2.21) | - 0.69 % (- 1.01) | 0.27 % (- 0.84) | | 0.92 % (- 1.5) | 10.58 % (- 1.66) |
| | | - 0.73 % (- 0.96) | 0.76 % (- 1.64) | | | |
| | - 0.46 % (- 1.67) | - 0.86 % (- 1.18) | | | | |

从价格的单因素影响来看,价格越高的股票,股票的平均回报率越差, T 统计值绝对值在 1.6 附近,说明价格因素对回报率的影响较大. Merton(1987) 提出 股 东 需 求 假 设 (cliente hypothesis of Merton) 来解释价格效应.由于投资规模的约束,低价格的股票可以吸纳更多不同资金规模的投资者,需求的上升导致了收益率的下降.在中国市场,价格效应可能有着更复杂的动因,如一定程度的价格操纵可能导致这种价格效应.由于价格对回报的影响可能有非线性因素,还需要对价格作进一步观察.

账面市值比也是影响股票回报率的重要因素,相对于市场价值,账面值越大的股票,回报率也越高.直观上看,上市公司股票具有较高的账面市值比,投资者对公司的前景预期较差,因此要求较高的风险补偿.考虑到可能的非线性影响,还要作进一步的分析.

市盈率对股票回报率也有显著的影响,市盈率较大的股票,回报率表现较差.利润为负的股票,其平均回报率相当高,说明市盈率确实是考察一个企业股票价格表现的重要指标.一般来讲,市盈率高的股票,市场认为其有着更好的增长潜力,或者较低的风险和资本成本,市场对其比较看好,实证发现其收益率反而低.

在公司的资本结构中,负债较多的股票,表现为 AE/BE 较大,其平均回报率也较高.由于其影响从统计意义上不显著,以后将不再作考察.

在多因素的回归中,总市值和市盈率放在一起对回报率都有显著的影响,总市值和账面市值比放在一起对市场也有显著的影响.价格和总市值放在一起两者的影响都有所减弱.如果把总市值、账面市值比、市盈率和价格都放在一起,除总市值的影响还显著外,其它因素的影响都有所减弱,说明总市值是影响回报率差异的一个非常重要的因

子,是其它因子无法代替的,而价格、账面市值比、市盈率对回报率的影响有密切的相互关系,但却无法相互替代。

2 各影响因素的非线性分析

从 Fama-Macbeth 回归中,可以发现一些因素对股票平均回报率确实有明显的解释作用。这些因子包括总市值、账面市值比、市盈率和价格。为了更准确地分析它们对回报率的影响,分别按每个因素把所有上市公司的股票划分成约 10 个不同组合,通过这些资产组合平均回报率及其它特征的对比,来直接反映每个因素的影响。

进行非线性分析的方法如下:把上海股票市场交易的所有股票按照某因素 F (分别代表总市值、账面市值比和价格) 大小从小到大分成 10 个小组,每个小组含有的股票数量基本相同。把每个小组的股票做成一个资产组合,资产组合中每个股票的权重就是它在每月初的总市值,然后计算出每个资产组合的回报率。资产组合每年 6 月末重新划分一次,划分为各个股票的因素 F 的取值大小顺序发生了变化。这样就计算出了动态资产组合 1 到 10 的月回报率的时间序列数据,然后计算这 10 个资产组

合的时间序列平均收益率、标准差、 T 统计量值、平均账面市值比、平均总市值以及每个资产组合的 β 值。具体计算方法如下:

平均值、标准差、 T 统计量值的计算公式为式 (3)、(4)、(5)。

各个资产组合的市场 β 值采用上证综合指数作为市场资产组合,把各个资产组合的月回报率和它的月回报率作回归得到,回归方程为

$$R_{pt} = \alpha + \beta R_{Mt} + \epsilon_t \quad (8)$$

资产组合的平均账面市值比是每个月资产组合账面市值比的时间序列平均值,而每个月资产组合的账面市值比是每小组各个股票的账面市值比的加权平均,权重为各个股票在当月总市值。其他指标采用同样的方法计算。

表 2 表明市值越大的资产组合,平均回报率越小,市值最小的资产组合和市值最大的资产组合的月平均回报率相差 3.2%。这 10 个资产组合的账面市值比也与市值有关,高市值的股票,平均账面市值比小,但这 10 个资产组合的 β 与市值看不出关系。因此可以认为上海股票市场有着明显的市值效应,市值效应可能与它们的账面市值比效应有关,但不能用它们的市场 β 值解释,说明 CAPM 理论不能反映回报率的市值效应。

表 2 按总市值划分的资产组合的平均回报率及其特征(组合的市值从小到大)

| | 组合 1 | 组合 2 | 组合 3 | 组合 4 | 组合 5 | 组合 6 | 组合 7 | 组合 8 | 组合 9 | 组合 10 |
|------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| mean | 0.061 | 0.036 | 0.045 | 0.042 | 0.042 | 0.036 | 0.040 | 0.033 | 0.027 | 0.029 |
| stD | 0.121 | 0.101 | 0.101 | 0.091 | 0.105 | 0.103 | 0.103 | 0.097 | 0.090 | 0.108 |
| T-statistic | 3.892 | 2.752 | 3.469 | 3.610 | 3.060 | 2.728 | 3.034 | 2.661 | 2.287 | 2.100 |
| Average Book-to-market | 0.353 | 0.350 | 0.338 | 0.311 | 0.308 | 0.306 | 0.333 | 0.297 | 0.265 | 0.298 |
| Average ln (Size) | 20.465 | 20.601 | 20.900 | 21.139 | 21.309 | 21.487 | 21.642 | 21.864 | 22.191 | 23.456 |
| beta | 1.142 | 0.965 | 1.016 | 0.942 | 1.085 | 1.102 | 1.122 | 1.069 | 0.970 | 1.102 |

由表 3 可见,账面市值比越大的资产组合,平均回报率越大,但不是明显的线性关系。账面市值比组合与市值无明显关系,也看不出与 β 值的关系。可以认为上海股票市场有明显的账面市值

比效应,但账面市值比效应与市值无关,也不能用它们的市场 β 值解释,CAPM 理论不能反映回报率的账面市值比效应。

表 3 按账面市值比划分的资产组合的平均回报率及其特征(组合账面市值比从小到大)

| | 组合 1 | 组合 2 | 组合 3 | 组合 4 | 组合 5 | 组合 6 | 组合 7 | 组合 8 | 组合 9 | 组合 10 |
|------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| mean | 0.022 | 0.025 | 0.028 | 0.026 | 0.027 | 0.027 | 0.038 | 0.051 | 0.043 | 0.038 |
| stD | 0.095 | 0.097 | 0.091 | 0.092 | 0.103 | 0.091 | 0.100 | 0.131 | 0.097 | 0.099 |
| T-statistic | 1.777 | 2.015 | 1.419 | 2.144 | 2.009 | 2.284 | 2.911 | 3.041 | 3.442 | 3.011 |
| Average Book-to-market | 0.123 | 0.183 | 0.210 | 0.247 | 0.269 | 0.301 | 0.333 | 0.364 | 0.462 | 0.609 |
| Average ln (size) | 22.816 | 22.515 | 22.117 | 22.096 | 22.886 | 21.975 | 22.294 | 22.324 | 21.986 | 23.211 |
| beta | 1.004 | 0.988 | 0.931 | 0.980 | 1.129 | 0.976 | 1.047 | 1.295 | 1.037 | 0.984 |

表 4 给出,价格越大的资产组合,平均回报率越小,但并不是明显的线性关系.价格效应与账面市值比有明显关系,价格越大,账面市值比越小.与市值

无明显关系,也看不出与 beta 值的关系.可以认为中国股票市场有着明显的价格效应,其效应与市值无明显关系,也不能用它们的 market beta 值解释.

表 4 按价格划分的资产组合的平均回报率及其特征(组合的价格从小到大)

| | 组合 1 | 组合 2 | 组合 3 | 组合 4 | 组合 5 | 组合 6 | 组合 7 | 组合 8 | 组合 9 | 组合 10 |
|------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| mean | 0.036 | 0.038 | 0.039 | 0.040 | 0.035 | 0.033 | 0.025 | 0.040 | 0.019 | 0.023 |
| stD | 0.103 | 0.104 | 0.114 | 0.101 | 0.102 | 0.100 | 0.101 | 0.116 | 0.090 | 0.097 |
| T-statistic | 2.681 | 2.880 | 2.679 | 3.028 | 2.651 | 2.579 | 1.907 | 2.679 | 1.609 | 1.868 |
| Average Book-to-market | 23.128 | 22.085 | 22.891 | 21.993 | 21.973 | 22.035 | 22.029 | 22.231 | 22.427 | 23.194 |
| Average ln(Size) | 0.579 | 0.420 | 0.373 | 0.325 | 0.301 | 0.274 | 0.274 | 0.262 | 0.227 | 0.155 |
| beta | 0.955 | 1.041 | 1.179 | 1.054 | 1.085 | 1.060 | 1.076 | 1.175 | 0.953 | 0.980 |

由于投资者对利润接近于 0 或者利润为负的股票的看法明显不同于其它股票,在每年的 6 月末,单独把上年利润为负的股票放在一个小组,其它的股票按上年 E/P 大小从小到大组成 10 个小组,每个小组形成一个动态投资组合.表 5 给出了这 11 个投资组合的平均收益率、标准差及其他特征.可见,除第 0 组以外, E/P 越大的资产组合,即市盈率越小的股票,平均回报率越大,第 0 组由净

利润为负的股票组成,其表现与一般正利润的股票不同,平均回报率也最高.市盈率效应与账面市值比有一定关系,从第 2 组起,市盈率越低的股票,账面市值比也越高,平均回报率越高.第 1、第 2 组不是这种关系,因为这些股票的净利润接近于 0,其表现与正常利润的股票不同,这是一种复杂的非线性关系.市盈率效应与 beta 也有一些关系,市盈率越小,其 beta 值相对较大.

表 5 按 E/P 划分的资产组合的平均回报率及其特征
(组合的 E/P 从小到大,第 0 组是利润为负的股票组合)

| | 组合 0 | 组合 1 | 组合 2 | 组合 3 | 组合 4 | 组合 5 | 组合 6 | 组合 7 | 组合 8 | 组合 9 | 组合 10 |
|------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| mean | 0.041 | 0.027 | 0.020 | 0.023 | 0.027 | 0.026 | 0.033 | 0.035 | 0.037 | 0.034 | 0.039 |
| stD | 0.109 | 0.089 | 0.093 | 0.098 | 0.093 | 0.096 | 0.097 | 0.093 | 0.109 | 0.106 | 0.110 |
| T-statistic | 2.909 | 2.355 | 1.647 | 1.821 | 2.251 | 2.097 | 2.606 | 2.913 | 2.621 | 2.484 | 2.745 |
| Average Book-to-market | 22.158 | 22.749 | 22.688 | 22.485 | 22.154 | 22.378 | 22.033 | 22.582 | 22.179 | 22.119 | 23.382 |
| Average ln(Size) | 0.406 | 0.435 | 0.274 | 0.205 | 0.253 | 0.257 | 0.274 | 0.244 | 0.283 | 0.304 | 0.396 |
| beta | 0.851 | 0.877 | 0.945 | 0.995 | 0.958 | 1.001 | 1.033 | 1.006 | 1.180 | 1.142 | 1.125 |

3 三因子模型对因素效应的解释

由前述可知,在解释股票月收益率的各个因素中,市值效应和账面市值比效应最重要.因为无论市值与哪一个因素或几个因素在一起回归,几乎都表现出显著的影响,账面市值比几乎也是这样,并且其他因素的影响与账面市值比表现出一定的相关性.

取得市值因子 SMB 和账面市值比因子 HML 序列的方法.在每年的 6 月末,对所有股票进行交叉分类.先按市值大小分类,根据股票市值的大小把股票分成两类,股票市值大的分为一类(B 类),小的分为另一类(S 类),两类股票的个数相等.并根据账面市值比高低把股票分为 3 类,高类(H

类)、中类(M 类)和低类(L 类).分类标准是把所有股票中账面市值比最高的 30% 归为高类,中间的 40% 归为中类,最低的 30% 归为低类.然后把根据市值的分类和根据账面市值比的分类交叉,得到 6 个小组:S/L 组,S/M 组,S/H 组,B/L 组,B/M 组和 B/H 组.每个小组根据股票市值形成一个资产组合,资产组合的权重是各个股票的总市值,资产组合及其回报率仍记成 S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H.

最后,根据这 6 个资产组合的回报率提炼出市值因子 SMB 和账面市值比因子 HML 的时间序列取值(1995 年 7 月至 2000 年 6 月).SMB, HML 的计算方法为

$$SMB = (S/L + S/M + S/H) / 3 -$$

$$(B/L + B/M + B/H) / 3 \quad (9)$$

$$HML = (S/H + B/H) / 2 - (S/L + B/L) / 2 \quad (10)$$

表 6 给出了三因子的描述性统计. 可以看到, SMB 和 HML 因子的 T 统计值比市场超额回报率的 T 统计值还要大, HML 的平均回报率大于市场平均超额回报率. 从相关系数矩阵可以看出, 三个因子: 市场超额回报率、市值因子和账面价值比因子之间存在一定的相关性, 但相关系数的绝对值均不超过 0.4.

表 6 R_M, R_f, SMB, HML 的平均回报率、标准差及相关系数

| | | | |
|-------------------------|------------|-----------|-------------|
| | SMB | HML | $R_M - R_f$ |
| mean | 1.01 % | 1.70 % | 1.42 % |
| stD | 0.049 83 | 0.058 51 | 0.084 31 |
| Correlation coefficient | | | |
| SMB | 1 | | |
| HML | - 0.244 4 | 1 | |
| $R_M - R_f$ | - 0.038 51 | 0.141 831 | 1 |

由前面的分析已经知道, 不同资产组合的平均回报率的不同并不能完全由它们的市场 beta 值来解释. 了解资产组合的回报率由市场 beta 值的解释程度, 需要考察回归方程

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - R_{ft}) + \epsilon_{pt} \quad (11)$$

如果资产组合的超额回报率完全由市场 beta 解释, 式(11)的常数项 α_p 应该为 0. 把前面第 2 节构造的 41 个资产组合的超额回报率与市场超额回报率按式(11)作回归, 其中每个月的无风险利率取自当月的一年期银行储蓄存款利率. 结果(考虑篇幅问题, 回归结果没有给出)表明 41 个回归式中所有的常数项都是正值, 并且大部分的 T 统计值都很显著, 同时所有的 beta 值的 T 统计值都是显著的. 说明市场 beta 尽管可以部分地解释这些资产组合的回报率的变化(其 T 统计值显著), 但不能完全解释各个资产组合的回报率, 还有其他因子可以反映资产组合回报率的变化.

把 SMB 和 HML 作为两个因子与市场超额回报率一起来解释这些资产组合的回报率, 回归方程如下

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - R_{ft}) + s_p(SMB_t) + h_p(HML_t) + \epsilon_{pt} \quad (12)$$

如果三因子模型能够完全解释回报率的变化, 常数项 α_p 应该为 0. 否则如果常数项为正, 并且显著地不为 0, 说明还有其他因子影响到组合的回报率. 表 7 给出了 41 个资产组合对式(12)回归的常数项的 T 统计值, 与式(11)的回归结果相比, 常数项和其 T 统计值都有显著下降. 但这些常数项的取值仍为正, 一部分 T 统计值显著, 说明式(12)不能完全解释回报率的变化. 式(12)也是 Fama-French 三因子回归模型, 与美国股票市场不同, Fama-French 三因子模型不能解释这些因子效应.

表 7 41 个资产组合的三因子模型回归方程的常数项的 T 统计值

| | Size | Book-to Market | Price | E/p ratio |
|-------|-------|----------------|-------|-----------|
| 组合 0 | | | | 0.4 |
| 组合 1 | 2.961 | 2.21 | 0.36 | 0.15 |
| 组合 2 | 1.256 | 2.22 | 1.17 | - 0.78 |
| 组合 3 | 3.097 | 3.18 | 1.77 | 1.48 |
| 组合 4 | 3.737 | 1.73 | 2.3 | 1.22 |
| 组合 5 | 2.515 | 1.06 | 2.2 | 0.99 |
| 组合 6 | 2.585 | 1.23 | 2.09 | 1.99 |
| 组合 7 | 2.458 | 2.39 | 0.98 | 3.49 |
| 组合 8 | 2.018 | 2.76 | 2.65 | 2.48 |
| 组合 9 | 2.193 | 2.73 | 0.89 | 2.26 |
| 组合 10 | 3.398 | 1.97 | 2.84 | 3.99 |

4 加入 E/P 因子后的情形

E/P 和 $\ln(P)$ 在单独对股票的收益率作解释时, 表现得都比较好, 但在其他因子存在时, E/P 表现更好. 构造一个 E/P 因子, 考虑到它的影响的非线性性, 构造方式为

$$HEP = (\text{第 8 组} + \text{第 9 组} + \text{第 10 组}) / 3$$

下面验证投资组合收益率是否可以用以下的因子模型来描述

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - R_{ft}) + s_p(SMB_t) + h_p(HML_t) + e_i HEP_t + \epsilon_{pt} \quad (13)$$

仍选择前述 41 个资产组合来验证式(13). 检验结

果如表 8. 从检验结果来看, 41 个资产组合中只有 4 个资产组合的常数项的 T 统计值是显著的, 说明上述四因子模型基本上可以解释这 41 个资产组合的回报率的变动.

表 8 41 个资产组合的四因子模型
回归的常数项的 T 统计值

| | Size | Book-to Market | Price | E/P ratio |
|-------|--------|----------------|--------|-------------|
| 组合 0 | | | | 1.254 |
| 组合 1 | 2.908 | 1.164 | -0.462 | 0.694 |
| 组合 2 | 1.072 | 0.042 | -0.014 | -0.82 |
| 组合 3 | 2.486 | 1.74 | 1.404 | -0.414 |
| 组合 4 | 2.814 | 0.763 | -0.046 | 0.068 |
| 组合 5 | 0.918 | 0.868 | -0.74 | -0.212 |
| 组合 6 | 0.57 | 0.422 | -0.436 | 1.076 |
| 组合 7 | 0.498 | -0.623 | 0.339 | 1.829 |
| 组合 8 | -0.524 | -0.746 | 0.265 | -0.403 |
| 组合 9 | -0.573 | -1.202 | 1.523 | -1.425 |
| 组合 10 | 0.566 | 0.043 | 2.598 | 1.654 |

5 结束语

根据国外股票市场的分析结果, 结合对我国股票市场的认识, 对上海股票市场的市值效应、账面市值比效应、价格效应、市盈率效应、资本结构效应等利用 Fama-Macbeth 方法进行了分析, 对有显著影响的市值效应、账面市值比效应、价格效应、市盈率效应再利用动态资产组合的方式进行考察, 进一步看出这些效应的影响程度, 影响的非

线性, 及这些效应与其他因素的关系. 最后试图用多因子模型解释这些效应. 从分析结果可以得出下面的结论:

(1) 同国外大多数资本市场一样, 上海股票市场有着显著的市值效应、账面市值比效应、市盈率效应. 上海股票市场还有显著的价格效应.

(2) 无论从资产组合的平均回报率和其市场 beta 值的关系来看, 还是从资产组合的超额回报率和市场综合指数的超额回报率的单因子回归来看, 这些根据市值、账面市值比、价格、市盈率构造的资产组合都不能用它们的 beta 值来完全解释, 但 beta 值可以部分地解释它们的回报率. 由于这些资产组合的 beta 值都接近于 1, 其平均回报率的差别主要不是来自于它们对市场风险的暴露.

(3) 仿照 Fama-French 的工作, 抽出两个因子——市值因子 SMB 和账面市值比因子 HML, 可以发现它们与以市场综合指数代表的市场组合一起构成的三因子模型可以明显改善单因子 beta 的解释能力, 但不能全部揭示回报率的差异.

(4) 在三因子的基础上再加上一个市盈率因子, 可以很好地解释 41 个资产组合的回报率.

本文的结论受到数据、处理方法的限制. 首先 5 年时间是较短的, 而且是中国、中国股票市场的特殊阶段, 这些发现的现象是否能够继续下去还要进一步考察. 此外结论也受研究方法的影响. Fama-Macbeth 回归的结论要在一定的条件下才能成立, 动态资产组合一年调整一次似乎调整次数太少, 不能完全反映信息的迅速变化.

参考文献:

- [1] Banz R. The relationship between return and market value of common stocks[J]. Journal of Financial Economics, 1981, 9(1): 3—18
- [2] Bhandari L. Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence[J]. Journal of Finance, 1988, 43:507—528
- [3] Fama E, French K. The cross-section of expected stock returns[J]. Journal of Finance, 1992, XLVII (2): 427—464
- [4] Fama E, French K. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33:3—56
- [5] Fama E, French K. Size and book-to-market factors in earnings and returns[J]. Journal of Finance, 1995, 50(1): 131—156
- [6] Cochrane J. Asset Pricing[M]. Princeton: Princeton University Press, 2001. 50—200
- [7] Fama E, Macbeth J. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81:607—636
- [8] Lakonishok J, Shapiro A. Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns[J]. Journal of Banking and Finance, 1986, 10:115—132
- [9] Pastor L. Portfolio selection and asset pricing models[J]. Journal of Finance, 2000, LV(1): 179—223

- [10] Jaffe J, Keim D, Westerfield R. Earnings yields, market values, and stock returns[J]. *Journal of Finance*, 1989, XLIV(1): 135—165
- [11] Brennan M, Chordia T, Subrahmanyam A. Alternative factor specifications, security characteristics, and the crosssection of expected stock returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49:345—373
- [12] Bremer M, Hiraki T. Volume and individual security returns on the Tokyo Stock Exchange[J]. *Pacific Basin Finance Journal*, 1999, (7): 351—370
- [13] Keim D B. An analysis of mutual fund design: The case of investing in small cap stocks[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 51:173—194
- [14] Dunne P G. Size and book-to-market factors in a multivariate GARCH-in-mean pricing application[J]. *International Review of Financial Analysis*, 1998, (1): 35—52
- [15] 吴如海, 宋逢明. 基金分离下中国股市交易量模型的实证研究[J]. *管理科学学报*, 2000, 3(1): 39-44

Study on the factors that affect average returns in SSE

FAN Long-zhen, WANG Hai-tao

School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China

Abstract: With the monthly stock returns data, price data, market value data, and corporate financial data from July 1995 to June 2000 in the Shanghai Stock Exchange, by using Fama-Macbeth regression and dynamic portfolio approach, many factors are studied to determine if they have effects on average stock returns. The size effect, book-to-market effect, E/P ratio effect, and price effect are found to be obvious in the SSE. It is also found that these factor effects have close correlations, beta values can not explain these effects, and three-factor model of Fama-French's can't explain these effects also. But an E/P ratio factor added to the three-factor model can explain these effects quite well.

Key words: Fama-Macbeth regression; monthly return; stock market; factor effect

(上接第 59 页)

Empirical study of excess returns in Chinese initial public offerings: Stochastic frontier model

BAI Zhong-guang^{1,2}, ZHANG Wei^{1,3}

1. School of Management, Tianjin University, Tianjin 300072, China;

2. Shijiazhuang University of Economics, Shijiazhuang 050031, China;

3. Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China

Abstract: Based on a stochastic frontier model, it is empirically examined in this paper whether there is deliberate underpricing or overpricing in the Initial Public Offerings of Chinese stock markets. The results show that these IPOs are not underpriced as overseas. Contrarily, the lower frontier was found in Chinese IPOs pricing, showing that there is overpricing in Chinese stock market. By applying the stochastic frontier model and the first day's closing price of IPOs, we find that the IPOs is always overvalued by market in China.

Key words: initial public offerings; underpricing; stochastic frontier model