

文章编号:1000-6788(2006)08-0017-10

中国证券多因素及三因素定价模型实证研究

宿成建

(汕头大学商学院,广东 汕头 515063)

摘要: 提出股票定价的包括宏观经济变量、微观经济变量、市场变量的多因素以及内在价值、技术因素、流动性的三因素资产定价模型,并对中国股市进行实证,发现市场指数回报率对股票的收益率的影响具有决定性的影响,市场指数回报率系数显著为正,而且其系数变化的区间为0.41至0.53之间,说明市场指数对股票的收益率的解释力达到41%至53%之间,平均为50%。每股盈余增长对股价的影响为最大,每股盈余增长系数估计值显著为正,接近于1,表明每股盈余增长对股票收益呈现出正的影响,即每股盈余增长一个百分点,年预期收益平均增加一个百分点。而GDP增长、货币供应量增长、存款利率增长、通货膨胀率、存款增长、贷款增长等,其系数估计值显著为负,表明股票收益率为我国宏观经济变量的减函数。实证结果显示:多因素模型能有效地找出股票定价的关键因素,而三因素模型能够对资产价格主要因素进行定价。

关键词: 多因素;三因素;技术因素;流动性

中图分类号: F830.91

文献标识码: A

Empirical Study of Multi-factor and Three Factor Pricing Model in Chinese Stock Market

SU Cheng-jian

(School of Business, Shantou University, Shantou City, Guangdong Province, Shantou 515063, China)

Abstract: This paper proposes a Multi-factor and a Three Factor asset pricing models, and carries on the empirical study of China's stock market. It is reported that market return essentially affects on individual stock return, and is significantly positive, ranging from 0.41 to 0.53. EPS exerts the strongest positive influence on stock price, with the coefficient close to 1; while GDP growth rate, money supply, deposit interest rate, inflation rate, saving amount, and loan amount exert significant negative influence. The result demonstrates that we can effectively find out the key factors of stocks pricing by the Multi-factor model, while the Three Factor Model can price them well.

Key words: multi-factor model; thee factor model; technical factor; liquidity

1 引言

资本资产定价模型 CAPM(Capital Asset Pricing Model)是现代金融学的核心。它是 Sharpe(1963,1964)提出,后由 Mossin(1966),Lintner(1965,1969)进一步发展完善的。对资本资产定价模型的早期检验是由约翰·林特纳(John Lintner,1965)给出的,以后默顿·米勒(Merton Miller)和麦伦·斯科尔斯(Myron Scholes,1972)利用在纽约证券交易所上市的 631 种股票 10 年(1954~1963)的年度数据重新作了检验,得出了与资本资产定价模型不一致的结论。导致这一结论的原因,认为可能是其用来检验所使用的市场指数并不一定是资本资产定价模型的“市场资产组合”;关于这一点,理查德·罗尔(Richard Roll,1977)提出了著名的罗尔批评:运用市场资产组合的一个替代物,譬如标准普尔 500 指数,有两个困难。第一,尽管不是真实的市场资产组合,而替代物本身却可能是均值方差有效的,反之,替代物也可能是无效的。第二,多数理性的市场替代物之间是高度相关的,与真实市场资产组合也是高度相关的,无论它们是否是均值方差有效的。

由于 CAPM 的可实证性受到怀疑, Ross(1976)第一次提出了套利价格模型 APT(Arbitrage Pricing

收稿日期:2005-11-14

作者简介:宿成建,男,博士,汕头大学商学院金融学副教授,学院科研主任,研究方向:金融资产定价及投资策略。

Theory). 其 APT 的倡导者指出,与 CAPM 相比,APT 具有两个方面的优点:其一是关于投资者对风险与收益偏好的假设限制较少;其二是 APT 可以用实证来检验。

Roll 和 Ross(1980)采用 1962 年至 1972 年间的股票数据做了实证,发现至少有 3 或 4 个因素影响组合的收益率。Chen, Roll 和 Ross(1986)则假设了几个宏观经济变量作为股票市场收益的系统性影响因素,并检验了这些因素对股票价格的影响。

A. Craig MacKinlay(1995)进行实证,提出一个模型,发现对于因缺风险因素而导致的 CAPM 模型背离是很难通过实证来检验的,然而,因非风险因素导致的背离则很容易检验。同时,还发现多因素模型也不能解释 CAPM 模型的背离的问题。

在多因素模型的构建及实证方面,Fama 和 French(1992)研究了美国股市 1962~1989 期间股票收益与市场 BETA、规模、财务杠杆、帐面市值比、盈余价格比、现金流价格比、历史销售增长、历史长期回报及历史短期回报等因素之间的关系。他们发现市场 BETA、财务杠杆及盈余价格比对股票收益的解释力较弱,而规模及帐面市值比两个因素的联合基本可以对股票收益进行解释。

Fama 和 French(1996)通过对美国股市 1963~1993 期间的数据的实证检验,提出了著名的三因素模型。他们认为股票收益可以由市场风险溢价、规模因素溢价及 B/M 因素溢价三因素来解释。

近年来,一些国外学者也对新兴的亚洲股票市场展开了相关研究。

Chui 与 Wei(1998)首次以亚洲股票市场为考察对象,验证 Fama-French 三因子模型的适用性。他们研究了香港、韩国、马来西亚、台湾和泰国股票市场的收益与市场系数, B/M 和股票规模之间的关系,发现股票平均收益率与市场系数关系微弱,但与 B/M 和公司规模之间相关程度较大。

Drew, Naughton 和 Veeraraghavan(2002)以沪市 A 股市场为考察对象,验证 Fama - French 三因子模型的适用性,发现 B/M 效应在上海 A 股市场不成立,但市场因子组合和规模组合却可以产生正的超额收益,而且从风险角度对低 B/M 股票组合超额收益率的解释并不成立,而从投资者的非理性行为角度解释更可靠。

在国内学者的研究中,陈浪南、屈文洲(2000),陈信元、张田余、陈冬华(2001),范龙振、王海涛(2003),王承炜、吴冲锋(2003),贾权、陈章武(2003),范龙振、单耀文(2004),吴世农、许年行(2004)等,主要集中在对 Fama-French 三因子模型在中国股市适用性及决定股票收益的微观因素的研究,对于考虑宏观因素的多因素模型的实证是一个空白。苏冬蔚、麦元勋(2004)则进行了我国股市换手率与预期收益的实证研究,发现流动性小的资产具有较高的预期收益率。

一些学者对沪深股市股票收益与我国宏观经济指标之间的关系进行了实证检验。

赵兴球(1999)研究了 1993 年 1 月~1998 年 3 月期间通货膨胀、工业总产值增长与沪市股票收益的关系,他发现通涨和股票收益的关系显著为负相关,工业总产值增长与股票收益的关系并非简单的正相关关系,预期产出增长分量导致股票收益朝相反的方向波动,非预期产出增长分量导致股票价格朝相同的方向波动,这刻画了中国股市波动的统计特征。但在控制了产出增长的影响后,通涨与股票收益的关系消失,说明通涨对股票收益的影响来源于产出和股票收益以及产出和通涨的关系,这一点恰与 Fama 的观点一致。尚鹏岳、李胜宏(2002)研究了上证指数与宏观经济指标变化之间的协整关系,并在多因素协整分析的基础,利用误差修正模型建立了二者之间的预测模型。其结果表明 1995 年 1 月到 2000 年 9 月这段时间内,上证指数对长期利率、短期利率以及货币供应量的变化是敏感的,但同国民生产总值、固定资产投资、全国物价指数的变化之间没有长期均衡的关系,这对于我国证券市场的分析具有一些指导意义。

晏艳阳、李治、许均平(2004)通过实证研究发现,沪深股指与部分宏观经济因子之间存在协整关系,股指可在一定程度上反映我国经济发展的整体趋势及水平,但由于其与 GDP 之间联系较弱,所以它们仍不能充当我国经济发展的“晴雨表”。这意味着我国沪深股市目前的发展还不够成熟,股市受到主力庄家操纵、行政干预、过度投机、信息不对称等不规范非经济因素的噪音干扰较大。

综上所述,从国内外学者对 CAPM、APT、Fama-French 三因子模型以及宏观因素模型(Chen-Roll-Ross 模型)的研究,可以看出:他们的研究是分别是考虑了市场均衡条件下的资产定价模型(CAPM、APT)、微观经济条件下的资产定价模型(Fama-French 三因子模型和多微观经济变量模型)、以及宏观经济变量定价模型

(Chen-Roll-Ross 模型). 本文则通过分析股票价格变化的动力出发, 建立反映包括微观经济和宏观经济变量的证券定价计量经济学模型, 并对中国股票市场作实证研究, 得出具有创新性的结论.

本文的结构是这样安排的: 首先, 以 APT 模型为理论构架, 建立反应宏观经济因素和微观经济因素以及市场因素的回归模型, 并对该模型进行实证以检验宏观因素(如工业生产总通货膨胀, 利率的期限结构, 货币供应量等), 微观因素(如账面市场比(B/M)、公司规模(SIZE)、股本结构、每股收益增长、每股净资产增长、每股销售收入增长)、技术面因素(如上证综合指数, 深证综合指数)、流动性(如换手率)等因素对股票收益的影响. 其次, 建立刻画技术因素、内在价值、流动性的实证回归模型, 并进行实证. 最后, 分析并得出结论.

2 多因素定价模型与实证

2.1 多因素模型的构建

1) 微观变量

根据马克思有关《政治经济学》的理论: 价值决定价格, 价格反映价值. 那么, 股票的价格也应满足这一普遍规律. 公司价值决定股票价格, 股票价格反映公司价值. 这样, 一些可以导致公司价值改变的经济指标, 必定会影响到股票的价格, 从而影响到股票的收益率. 这些指标包括: 反映公司本身盈利能力变化的净利润增长; 反映支持公司取得长期成长的公司净资产的增长; 反映公司的成长状况的销售收入增长; 反映公司流动性状况的经营现金流增长.

根据 Fama (1992) 的观点, 高账面市值比的公司具有较低的价值, 他认为这样的公司可能本身处在财务困境. 因此投资这样的公司将面临较高的风险, 高风险要求高回报.

公司规模越大, 公司的信息相对比较透明, 股价被人为操纵的可能性较少. 因此, 公司的股价波动幅度相对较少. 根据风险收益对等理论, 小规模公司面临着经营业绩上的更大不确定性, 购买小公司的股票面临着更高的风险, 高风险需要高回报, 因此, 小规模公司将具有更大的收益. 流通股比例是公司规模的一个表征.

2) 流动性

从理论上说, 股市存在流动性溢价现象: 如果股票流动性低, 其交易成本越大, 投资者对持有该资产的预期收益就越高. Amihud 和 Mendelson (1986, 以下简称 AM) 认为, 在均衡状态下, 实行报价驱动交易制度的证券市场存在“消费群效应”(clientele effect), 即投资者会主动挑选流动性小和交易成本大的资产于长期的投资组合中; 流动性可由相对买卖价差(买卖价差除以买卖中间价)衡量; 股票的预期收益率是其相对买卖价差的分段线性和整体凹性增函数. 也就是说, 流动性与股票收益率成负相关. 在这里, 我采用换手率作为股票流动性的衡量.

3) 宏观指标

Chen, Roll 和 Ross (1986) 用市场指数, 工业产值增长率, 预期的通货膨胀, 未预期的通货膨胀, 长短期政府债券的收益率之差等与股票的月收益率做时间序列的回归, 发现市场指数对股票收益的解释力很弱, 工业产值增长与未预期的通货膨胀对股票收益率具有显著的解释力. 工业产值增长代表着公司总体价值的增加, 股票价格应该做出相应的反应. 而通货膨胀反应了货币的供给和需求的非均衡变化. 通货膨胀实际上使得实际无风险利率低于名义无风险利率, 利率的下降将会增加对货币的投机动机的需求, 因而会导致股价的上涨.

在理性人假设的条件下, 人们进行投资时具有规避风险的特性. 在我国, 可以投资的有价证券包括政府债券和股票, 人们决定投资于那一种有价证券取决于人们对该种有价证券回报和风险的预期, 以及人们对风险的承受能力. 长期政府债券的收益率较前一期无风险利率的差额被认为是对长期政府债券未预期回报的衡量. 我沿用 Chan (1986) 的研究, 采用长期政府债券的收益率较前一期无风险利率的差额指标来衡量人们对风险规避的状况的改变. 当人们更惧怕风险时, 人们会放弃高风险的股票投资, 转而投资于政府长期债券, 这样会导致政府长期债券的收益率上升. 预测该指标与股票收益率负相关.

依据 APT 理论模型构造如下实证检验模型:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it} + \beta_2 BVPS_{it} + \beta_3 SPS_{it} + \beta_4 BDM_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 TURNOVER_{it} + \beta_7 OUTSHARE_{it} + \beta_8 ROINDEX_t + \beta_9 GDP_t + \beta_{10} FI_t + \beta_{11} IP_t + \beta_{12} GB_t + \beta_{13} I_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

4) 变量定义及说明:

变量名	变量说明	计算方法
R_{it}	个股回报率	1) 年个股累积回报率(年内各月回报率累加) 2) 考虑送股、配股、分发现金股利的可比价格年初年末之差除以年初可比股价 $\frac{P_{it}(1 + F_{it} + S_{it}) * C_{it} + D_{it} - P_{i,t-1} - S_{it} * K_{it} * C_{it}}{P_{i,t-1} + S_{it} * K_{it} * C_{it}}$
EPS_{it}	每股盈余增长	$\frac{EPS_{it} - EPS_{i,t-1}}{EPS_{i,t-1}}$
$BVPS_{it}$	每股净资产增长	$\frac{BVPS_{it} - BVPS_{i,t-1}}{BVPS_{i,t-1}}$
SPS_{it}	每股销售收入增长	$\frac{SPS_{it} - SPS_{i,t-1}}{SPS_{i,t-1}}$
BDM_{it}	账面市值比	$\frac{BV_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}}$
$SIZE_{it}$	公司规模	LN(总市值) 或者 LN(流通市值)
$TURNOVER_{it}$	换手率	年个股交易股数/流通股股数(均值)
$OUTSHARE_{it}$	流通股比例	年初年末流通股比例均值
$ROINDEX_t$	指数回报率	$\frac{INDEX_t - INDEX_{t-1}}{INDEX_{t-1}}$
GDP_t	GDP 增长	$\frac{GDP_t - GDP_{t-1}}{GDP_{t-1}}$
FI_t	固定资产投资增长	$\frac{FI_t - FI_{t-1}}{FI_{t-1}}$
IP_t	工业产值增长	$\frac{IP_t - IP_{t-1}}{IP_{t-1}}$
GB_t	利率的期限结构	$LGB_t - TB_{t-1}$
I_t	通货膨胀	$GPI_t - CPI_{t-1}$

2.2 实证结果

选取 1991~2003 年间所有上市公司相应财务指标及宏观变量指标所构成的一个面板数据. 模型中的股票收益率是年收益率来表示的, 解释变量也是以年的时间间隔来表示的. 表 1 提供了本文实证分析变量的描述性统计. 从中可以看出, 我国股市在 1991 年 12 月至 2003 年 12 月间的市场指数平均回报率为 8.81%, 而标准差为 36.68%; 年换手率为 400%, 大大高于成熟市场的水平(约 60%).

本文将 1991~2003 年间所有上市公司相应财务指标及宏观变量指标所构成的一个面板数据, 依据回归方程(1)的回归模型进行回归, 得出如表 2 的回归结果. 为了消除宏观经济变量之间的多重贡献性, 回归模型中采取财务指标加上单一宏观经济变量作为自变量的回归方程, 共有 7 个估计方程. 表 2 提供了股票收益率与上市公司的微观经济变量、换手率、市场回报率及宏观变量多因素线性回归方程(1)的系数估计值及 t 检验值. 由表中可知: 1) 无论回归方程含有多少解释变量, 市场指数回报率的系数显著为正, 而且其系数变化的区间为 0.41 至 0.53 之间, 说明市场指数对股票的收益率的解释力达到 41% 至 53% 之间, 平均为 50%. 既年市场指数每上升一个百分点, 股票年收益平均上升约 0.50 个百分点. 2) 无论回归方程含有多少解释变量, 每股盈余增长系数估计值显著为正, 接近于 1, 表明每股盈余增长对股票收益呈现出正的影响, 即每股盈余增长一个百分点, 年预期收益平均增加一个百分点. 3) 每股净资产增长也对预期股票收益率具有解释能力, 然而, 无论回归方程含有多少解释变量, 其估计系数均接近于 0.2 表明每股净资产增长对收益率的解释能力较每股盈余增长弱, 也就是表明股票价格对上市公司预期的每股盈余增长的反应

强于对公司预期资产增长的反应。

表 1 实证分析变量的描述性统计

	均值	中值	最大值	最小值	标准差
每股盈余增长 (eps)	- 0.0033	- 0.0020	1.1984	- 0.6555	0.0497
每股净资产增长 (E)	- 0.0062	0.0038	1.5673	- 1.2729	0.0744
账面市值比 (BM)	0.2800	0.2540	1.4818	- 1.4401	0.1659
换手率 (turnover)	4.0026	3.2421	31.8510	0.1242	2.9345
市场指数回报率 (R_m)	0.0881	- 0.0261	1.8905	- 0.4098	0.3668
货币供应量增长 (M_1)	0.1715	0.1767	0.3878	0.1185	0.0380
存款利率增长 (r)	- 0.1457	- 0.1000	0.2242	- 0.4000	0.1502
房价增长 (H)	0.0283	0.0365	0.2013	- 0.1501	0.0383
通货膨胀率 (I)	0.0194	0.0039	0.2409	- 0.0141	0.0531
GDP 增长 (GDP)	0.0847	0.0830	0.1424	0.0714	0.0120
存款增长 (D)	0.1896	0.1901	0.3671	0.1367	0.0542
贷款增长 (L)	0.1564	0.1690	0.2644	0.0601	0.0593

表 2 多因素线性回归方程的模型估计

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
常数项	- 0.14 *** (- 8.07)	- 0.31 *** (- 31.51)	- 0.20 *** (- 19.95)	- 0.25 *** (- 26.16)	0.04 (1.49)	- 0.05 *** (- 3.87)	- 0.05 *** (- 4.30)
每股盈余增长 (eps)	1.01 *** (11.84)	0.97 *** (11.73)	0.98 *** (11.55)	0.97 *** (11.42)	1.00 *** (11.88)	1.01 *** (12.19)	1.06 *** (13.02)
每股净资产增长 (E)	0.18 *** (3.23)	0.23 *** (4.23)	0.19 *** (3.34)	0.19 *** (3.45)	0.20 *** (3.52)	0.19 *** (3.38)	0.18 *** (3.27)
账面市值比 (BM)	0.17 *** (7.05)	0.21 *** (8.96)	0.14 *** (6.05)	0.19 *** (7.85)	0.22 *** (8.93)	0.30 *** (12.12)	0.35 *** (14.41)
换手率 (turnover)	0.07 *** (42.20)	0.06 *** (43.54)	0.06 *** (39.30)	0.07 *** (40.12)	0.07 *** (43.64)	0.07 *** (46.34)	0.07 *** (48.08)
市场指数回报率 (R_m)	0.53 *** (42.96)	0.44 *** (34.12)	0.55 *** (42.26)	0.50 *** (39.12)	0.50 *** (40.28)	0.46 *** (36.34)	0.41 *** (32.79)
货币供应量增长 (M_1)	- 0.57 *** (- 5.58)						
存款利率增长 (r)		- 0.48 *** (- 18.44)					
房价增长 (H)			- 0.59 *** (- 5.76)				
通货膨胀率 (I)				- 0.48 *** (- 6.04)			
GDP 增长 (GDP)					- 3.60 *** (- 10.91)		
存款增长 (D)						- 1.31 *** (- 17.57)	
贷款增长 (L)							- 1.63 *** (- 24.86)
$Adj - R^2$	0.55	0.57	0.55	0.55	0.56	0.57	0.59
D - W	1.94	1.95	1.95	1.94	1.94	1.93	1.94

***表示 1%水平显著

4) 对于解释变量换手率来看,无论估计模型如何变换,其估计的参数系数接近于 0.07,显著为正,表

明换手率越高股票预期收益率越高,因此,以换手率为代表的流动性因子影响资产定价,我国股市存在显著的正的流动性溢价.这一结果与苏冬蔚等(2004)的发现不一致.5)账面市值比也呈现出较强的解释能力,其系数显著为正,即我国股市的价值高的公司,股票价格也相应较高,这与国内外的研究成果一致.6)房价增长对股票收益率呈现出较强的解释能力,并且房价增长的系数显著为负,表明我国股市的价格变化与房地产的价格变化呈现出相背离的态势,这一结果表明我国投资者在股市和房地产市场上进行投机性套利的证据.7)对于宏观经济变量:GDP增长、货币供应量增长、存款利率增长、通货膨胀率、存款增长、贷款增长等,其系数估计值显著为负,表明股票收益率为我国宏观经济变量的减函数,这与Chen, Roll和Ross(1986)的研究不一致,这说明我国股市不能成为宏观经济的晴雨表的作用.然而,这一研究结论与孙华好等(2003)的发现,即股市对于GDP有显著的负作用是相一致的.

3 三因素定价模型与实证

3.1 证券价格三因素计量模型及构造方法

在前述的多因素模型的研究中,我们发现反应内在价值的公司微观经济变量、反应市场情绪的市场指数收益率以及反应流动性的换手率指标对股票收益率均具有显著的影响力,为了定量刻画技术因素、内在价值、流动性对股票定价的影响,本文以APT多因素模型为理论依据,建立反映技术因素、内在价值、流动性的计量经济学回归模型:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{IVi} IV_{it} + \beta_{TFi} TF_{it} + \beta_{TOi} TO_{it} + e_{it}, \quad (2)$$

其中, R_{it} 是股票*i*在*t*的收益率, $i=1,2,3,\dots,n$; IV_{it} 是反映股票的内在价值的因素; β_{IVi} 是内在价值的因素的敏感性系数; TF_{it} 是影响股票的技术因素; β_{TFi} 是股票收益对技术因素敏感性系数; TO_{it} 是股票的流动性因素; β_{TOi} 是股票收益流动性因素的敏感性系数.由于内在价值的因素主要由每股盈余增长、每股净资产增长、每股主营业务增长、帐面市值比、每股主营业务利润增长等指标的综合反映,然而,技术因素主要由市场指数回报率及宏观经济变量等指标的综合反映,因此, IV_{it} 和 TF_{it} 则是分别应用主成分分析法来确定的.然而,流动性可以由反映流动性的股票交易换手率来替代,因而,不需要主成分分析法来确定.

主成分分析是把原来多个变量化为少数几个综合指标的一种统计分析方法,从数学角度来看,这是一种降维处理技术.假定有*n*个样本,每个样本共有*k*个变量描述,这样就构成了一个*n*×*k*阶的数据矩阵:

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1k} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{n1} & X_{n2} & \dots & X_{nk} \end{bmatrix}. \quad (3)$$

如何从这么多变量的数据中抓住事物的内在规律性呢?要解决这一问题,自然要在*k*维空间中加以考察,这是比较麻烦的.为了克服这一困难,就需要进行降维处理,即用较少的几个综合指标来代替原来较多的变量指标,而且使这些较少的综合指标既能尽量多地反映原来较多指标所反映的信息,同时它们之间又是彼此独立的.那么,这些综合指标即新变量应如何选取呢?显然,其最简单的形式就是取原来变量指标的线性组合,适当调整组合系数,使新的变量指标之间相互独立且代表性最好.

如果原来的变量指标记为 x_1, x_2, \dots, x_p ,它们的综合指标——新变量指标为 z_1, z_2, \dots, z_m ($m < p$).则

$$\begin{cases} z_1 = l_{11}x_1 + l_{12}x_2 + \dots + l_{1k}x_k \\ z_2 = l_{21}x_1 + l_{22}x_2 + \dots + l_{2k}x_k \\ \dots \\ z_m = l_{m1}x_1 + l_{m2}x_2 + \dots + l_{mk}x_k \end{cases}. \quad (4)$$

在(4)式中,系数 l_{ij} 由下列原则来决定:

- 1) z_i 与 z_j ($i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, m$)相互无关;
- 2) z_1 是 x_1, x_2, \dots, x_p 的一切线性组合中方差最大者; z_2 是与 z_1 不相关的 x_1, x_2, \dots, x_p 的所有线性组合中方差最大者; \dots ; z_m 是与 z_1, z_2, \dots, z_{m-1} 都不相关的 x_1, x_2, \dots, x_p 的所有线性组合中方差最大者.

这样决定的新变量指标 z_1, z_2, \dots, z_m 分别称为原变量指标 x_1, x_2, \dots, x_k 的第一, 第二, ..., 第 m 主成分. 其中, z_1 在总方差中占的比例最大, z_2, z_3, \dots, z_m 的方差依次递减. 在实际问题的分析中, 常挑选前几个最大的主成分, 这样既减少了变量的数目, 又抓住了主要矛盾, 简化了变量之间的关系.

从以上分析可以看出, 找主成分就是确定原来变量 $x_j (j = 1, 2, \dots, k)$ 在诸主成分 $z_i (i = 1, 2, \dots, m)$ 上的载荷 $l_{ij} (i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, k)$, 从数学上容易知道, 它们分别是 x_1, x_2, \dots, x_p 的相关矩阵的 m 个较大的特征值所对应的特征向量.

通过上述主成分分析的基本原理的介绍, 可以把主成分分析计算步骤归纳如下:

1) 计算相关系数矩阵

$$R = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & \dots & r_{1k} \\ r_{21} & r_{22} & \dots & r_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{n1} & r_{n2} & \dots & r_{nk} \end{bmatrix} \quad (5)$$

在公式(5)中, $r_{ij} (i, j = 1, 2, \dots, k)$ 为原来变量 x_i 与 x_j 的相关系数.

2) 计算特征值与特征向量

首先解特征方程 $|I - R| = 0$ 求出特征值 $\lambda_i (i = 1, 2, \dots, k)$, 并使其按大小顺序排列, 即 $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_k \geq 0$; 然后分别求出对应于特征值 λ_i 的特征向量 $e_i (i = 1, 2, \dots, k)$.

3) 计算主成分贡献率及累计贡献率

主成分 z_i 的贡献率: $\lambda_i / \sum_{d=1}^k \lambda_d$, 累计贡献率: $\sum_{d=1}^i \lambda_d / \sum_{d=1}^k \lambda_d$.

一般取累计贡献率达 85% ~ 95% 的特征值 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m$ 所对应的第一, 第二, ..., 第 $m (m \leq k)$ 个主成分.

4) 计算主成分载荷

主成分载荷是主成分 z_i 与原始指标 x_i 的相关系数 (z_i, x_i) , 由此可以进一步计算主成分得分:

$$Z = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1m} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{n1} & z_{n2} & \dots & z_{nm} \end{bmatrix} \quad (6)$$

3.2 实证分析

3.2.1 样本及来源

本文选取了 1991 年到 2003 年全部上市公司的年度财务数据及交易数据 8414 个, 计算在增长指标时, 公司上市第一年的数据无法获得增长指标, 所以剔除数据不全样本 1347 个得到参与主成分分析和回归分析的样本 7067 个. 年度宏观指标与每一个上市公司相应会计年度的财务及交易指标相对应, 这样形成混合的面板数据. 财务及交易数据来自于 CCER 数据库, 宏观数据来自中国宏观经济信息网 (<http://www.macrochina.com.cn>).

3.2.2 主成分分析

本文选择反映内在价值信息的 5 个变量分别是每股主营业务利润增长、每股盈余增长、每股净资产增长、每股主营业务收入增长、账面市值比. 使用 spss 统计软件对影响股票收益的 5 个内在价值变量进行主成分分析得到主成分特征值与贡献率如表 3 所示.

由于本研究对主成分累计贡献率没有要求, 所以仅仅选取了特征值大于 1 的主成分做进一步分析, 得到主成分载荷矩阵和主成分得分系数矩阵如表 4 所示.

表 3 主成分特征值与贡献率

主成分	特征值	贡献率 (%)	累计贡献率 (%)
Z1	2.04	40.81	40.81
Z2	1.10	21.90	62.71
Z3	0.88	17.59	80.30
Z4	0.58	11.62	91.92
Z5	0.40	8.08	100.00

首先表4给出了KMO抽样适度测定值为0.599大于0.5,故认为本数据可以用于做主成分分析.由主成分载荷矩阵知Z1的5个载荷的正负符号符合本文的理论预期,并且变量X1和X4的载荷最大,这两个变量正是公司的内在价值所在.因此,笔者认为主成分Z1可以解释为影响股票收益的内在价值因子.

表4 主成分载荷矩阵和主成分得分系数矩阵

	主成分载荷矩阵		主成分得分系数矩阵	
	Z1	Z2	Z1	Z2
每股主营业务利润增长(X1)	0.798	0.19	0.464	-0.011
每股盈余增长(X2)	0.382	0.713	0.099	0.476
每股净资产增长(X3)	0.425	0.577	0.153	0.362
每股主营业务收入增长(X4)	0.831	-0.028	0.528	-0.187
账面市值比(X5)	0.277	-0.727	0.319	-0.618
KMO	0.599			

因此,影响股票收益的内在价值因子Z2可以写成如下线形组合:

$$Z2 = 0.798 * X1 + 0.382 * X2 + 0.425 * X3 + 0.831 * X4 + 0.277 * X5. \quad (7)$$

同样,笔者使用SPSS统计软件对影响股票收益的8个技术变量进行主成分分析得到主成分特征值与贡献率如表5所示.

笔者选取了特征值大于1的主成分做进一步分析,得到主成分载荷矩阵和主成分得分系数矩阵如表6所示.

首先表6给出了KMO抽样适度测定值为0.599大于0.5,故认为本数据可以用于做主成分分析.由主成分载荷矩阵知Z3的各载荷正负符号基本符合本文的理论预期,并且变量X4的载荷为0.93,变量X8的载荷-0.50第二大载荷,最大的两个载荷均符合本文的理论预期,且其它变量的载荷均小于0.5.因此,笔者认为主成分Z3可以解释为影响股票收益的技术因子.

表5 主成分特征值与贡献率

主成分	特征值	贡献率(%)	累计贡献率(%)
Z1	4.35	54.41	54.41
Z2	1.57	19.57	73.98
Z3	1.04	12.95	86.93
Z4	0.51	6.32	93.26
Z5	0.38	4.74	97.99
Z6	0.10	1.20	99.19
Z7	0.05	0.60	99.79
Z8	0.02	0.21	100.00

表6 主成分载荷矩阵和主成分得分系数矩阵

	主成分载荷矩阵			主成分得分系数矩阵		
	Z1	Z2	Z3	Z1	Z2	Z3
GDP增长(X1)	0.97	-0.08	0.08	0.233	0.007	0.093
通货膨胀率(X2)	0.83	-0.51	0.08	0.163	-0.336	0.163
房价增长(X3)	-0.01	0.97	0.16	0.078	0.713	-0.026
市场指数回报率(X4)	0.07	0.12	0.93	0.044	-0.056	0.751
存款增长(X5)	0.92	-0.30	-0.02	0.201	-0.152	0.05
贷款增长(X6)	0.83	0.20	-0.25	0.214	0.262	-0.223
货币供应量增长(X7)	0.78	0.25	0.23	0.217	0.212	0.164
存款利率增长(X8)	0.70	-0.11	-0.50	0.152	0.054	-0.38
KMO	0.599					

因此,影响股票收益的技术因子Z3可以写成如下线形组合:

$$Z3 = 0.08 * X1 + 0.08 * X2 + 0.16 * X3 + 0.93 * X4 - 0.02 * X5 - 0.25 * X6 + 0.23 * X7 - 0.50 * X8 \quad (8)$$

3.2.3 三因素回归分析

通过(7)式和(8)式计算可得到相应的内在价值因素序列 IV_{it} 及技术因素序列 TF_{it} . 这样与流动性因素序列 TO_{it} 共同构成三因素来解释股票收益率. 相关的线性回归结果见表 7.

表 7 三因素模型回归系数及检验

	未标准化系数	标准化系数	T 检验值
常数项	- 0.09 ***		- 12.76
内在价值因素 IV_{it}	0.057 ***	0.123	16.013
技术因素 TF_{it}	0.247 ***	0.504	53.573
流动因素 TO_{it}	0.054 ***	0.344	36.602
$Adj - R^2$	0.582	D-W	1.961

注: ***表示系数 T 检验的显著性水平为 1%.

由回归系数的 T 检验值可以看出,本文提出的三个因素即内在价值因素、技术因素和流动因素对股票收益率均具有显著的解释力. 从标准化系数的大小可以看出,在中国股市上,对股票收益率的影响最大的因素是技术因素,其次是流动性因素,最后才是内在价值因素.

4 多因素与三因素模型比较分析

由于多因素模型包括了微观经济变量、换手率、市场指数回报率及宏观经济变量,因而,回归模型揭示了各变量对股票收益率的解释能力,并且,通过变量的系数的估计值,可知不同变量对收益率贡献的敏感程度. 如通过多因素模型实证结果可知,每股盈余增长系数接近于 1,表明该变量对收益率贡献的敏感性为最高;相对于多因素模型,三因素模型主要由反映技术因素、内在价值、流动性的三个因素的股票收益率定价模型. 该模型的主要优点是将股票收益的定价高度概括为反映技术因素、内在价值、流动性的三个因素对股票收益定价,通过实证,可以知道这三个因素对股票收益定价的贡献度,文章实证研究成果有助于进一步认识中国股市的股票定价机理.

5 结论

科学地认识股票价格行为的内在规律以及正确地提出证券价格的定价模型是理论界和实践界皆为亟待研究和解决的问题. 本文通过构造描述证券行为的多因素以及建立反应股票的内在价值因素、技术因素和流动性因素的三因素计量经济学模型. 在多因素模型的实证中,从表 2 可以看出:1) 流动性对我国股市存在显著的正的流动性溢价,2) 市场指数回报率的系数显著为正,而且其系数变化的区间为 0.41 至 0.53 之间,说明市场指数对股票的收益率的解释力达到 41%至 53%之间,平均为 50%. 3) 每股盈余增长对股价的影响为最大,每股盈余增长系数估计值显著为正,接近于 1,表明每股盈余增长对股票收益呈现出正的影响,即每股盈余增长一个百分点,年预期收益平均增加一个百分点. 4) GDP 增长、货币供应量增长、存款利率增长、通货膨胀率、存款增长、贷款增长等,其系数估计值显著为负,表明股票收益率为我国宏观经济变量的减函数. 5) 房价增长对股票收益率呈现出较强的解释能力,并且房价增长的系数显著为负,表明我国股市的价格变化与房地产的价格变化呈现出相背离的态势,这一结果表明我国投资者在股市和房地产市场上进行投机性套利的证据. 6) 在三因素模型的实证中,并应用主成分分析法对中国证券市场进行实证,首次得出了反应股票的内在价值因素、技术因素和流动性的三因素的中国股票价格的定价模型. 从该模型本身可以看出:内在价值因素、技术因素和流动性因素对股票收益率均具有显著的解释力. 从标准化系数的大小可以看出,从总体来看,在中国股市上,对股票收益率的影响最大的因素是技术因素,其次是流动性因素,最后才是内在价值因素.

本文的学术意义在于,相对于构成现代金融学的核心反映均衡资产定价的 CAPM 模型,该模型则更反映证券价格的真实定价行为. 同时,对投资实践具有非常大的意义.

参考文献:

- [1] Sharpe William F. Capital asset prices :A theory of market equilibrium under conditions of risk[J]. Journal of Finance ,1964 ,19 ,425 - 442.
- [2] Mossin J. Equilibrium in a capital asset market[J]. Econometrica ,1966 ,768 - 783.
- [3] Lintner John. Security prices and maximal gains from diversification[J]. Journal of Finance ,1965a ,587 - 616.
- [4] Miller ,Merton ,Myron Scholes. Rates of return in relation to risk :A re-examination of some recent findings[A]. Jensen. Studies in the Theory of Capital Markets[C]. 1972 ,47 - 78 (Praeger ,New York .)
- [5] Roll Richard. A critique of the asset pricing theory 's test-Part 1 :on past and potential testability of the theory[J]. Journal of Financial Economics 4 ,1977 ,129 - 176.
- [6] Ross Stephen A. The arbitrage theory of capital asset pricing[J]. Journal of Economic Theory ,1976 ,13 :341 - 360.
- [7] Roll Richard , Ross Stephen A. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory[J]. Journal of Finance ,1980 ,35 :1073 - 1103.
- [8] Chen Nai-Fu , Roll Richard ,Ross Stephen A. Economic forces and the stock market[J]. Journal of Business ,1986 ,59 :383 - 404.
- [9] Fama Eugene F ,Kenneth R French. The cross section of expected returns[J]. Journal of Finance ,1992 ,47 ,427 - 465.
- [10] Craig MacKinlay A. Multifactor models do not explain deviations from the CAPM[J]. Journal of Financial Economics ,1995 ,38 :3 - 28.
- [11] Fama Eugene F ,Kenneth R. French. Multifactor explanations of asset pricing anomalies[J]. Journal of Finance ,1996 ,51 :55 - 84.
- [12] 陈浪南 ,屈文洲. 资本资产定价模型的实证研究[M]. 经济研究 ,2000 ,4.
- [13] 陈信元 ,张田余 ,陈冬华. 预期股票收益的横截面多因素分析 :来自中国证券市场的经验证据[J]. 金融研究 ,2001 ,6.
- [14] 范龙振 ,王海涛. 上海股票市场股票收益率因素研究[J]. 管理科学学报 ,2003 ,1.
- [15] 王承炜 ,吴冲锋. 公司特征变量在横截面分析中的研究 :来自中国股市的证据[J]. 管理工程学报 ,2003 ,2.
- [16] 贾权 ,陈章武. 中国股市有效性的实证分析[J]. 金融研究 ,2003 ,7.
- [17] 范龙振 ,单耀文. 交易额、A股比例、势效应和三因子模型[J]. 管理科学学报 ,2004 ,3.
- [18] 吴世农 ,许年行. 资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究 ——基于中国股市的实证分析[J]. 经济研究 ,2004 ,6.
- [19] 苏冬蔚 ,麦元勋. 流动性与资产定价 :基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究[J]. 经济研究 ,2004 ,2.
- [20] 赵兴球. 通胀、产出与股票价格关系实证研究[J]. 统计研究 ,1999 ,增刊.
- [21] 尚鹏岳 ,李胜宏. 上证指数与宏观经济指标协整关系的实证分析[J]. 预测 ,2002 ,4.
- [22] 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[J]. 统计研究 ,2004 ,4.
- [23] 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.