

# 復旦大學

## 投资学课程论文



论文题目：三因素模型在中国 A 股市场的实证检验  
——基于不同时期的比较分析

院 系：经济学院

专 业：金融学

姓 名：吴凌雁 学 号：17210680154

指导教师：张宗新 职 称：教授

日 期：2018 年 1 月 28 日

# 三因素模型在中国 A 股市场的实证检验

## ——基于不同时期的比较分析

经济学院 吴凌雁

17210680154

**内容提要：**本文探究了早期和近期中国 A 股市场中的价值效应、市值效应及三因素拟合情况是否存在差异。本文以 1997 年 1 月至 2017 年 9 月的为样本区间，以 2006 年 12 月为分界点，将样本划分为早期和近期两个子区间，首先利用 Fama and French (1992) 的因子分组方法和 Fama-Macbeth 回归法，分别检验了中国 A 股市场在子区间内的市值效应和价值效应。两种方法的检验结果均表明，早期市场不存在显著的价值效应和市值效应，而近期市场的价值效应和市值效应十分显著。其次，本文对因子分组方法中得到的 25 个组合在子区间分别进行了 Fama-French 三因素模型回归。回归结果显示，早期市场中三因素模型对股票超额收益率的解释能力比近期市场更强。同时，无论在早期还是近期，账面市值比因子对股票超额收益率的解释能力较弱，而市场风险溢价因子和市值因子的解释能力较强。最后，本文选取因子组合进行了三因素模型的滚动窗口回归，发现不同时期市值因子和账面市值比因子的回归系数波动较大，存在时变性特征。早期和近期市场中收益率规律的不同表现在一定程度上解释了相关文献检验结果的差异。

**关键词：**三因素模型 价值效应 市值效应 因子分组方法 Fama-Macbeth 回归法

# 目 录

一、引言.....	1
(一) 问题的提出和研究意义.....	1
(二) 论文结构安排.....	2
二、文献综述.....	3
三、实证检验.....	5
(一) 样本选择.....	5
(二) 市值效应和价值效应的因子分组法检验.....	5
(三) 市值效应和价值效应的 Fama-Macbeth 回归检验 .....	6
(四) Fama-French 三因素模型回归 .....	8
(五) 三因素模型滚动窗口回归.....	12
四、结论.....	14
参考文献.....	15

# 一、引言

## (一) 问题的提出和研究意义

在 Sharpe(1964)等人提出资本资产定价模型(CAPM)后引起了广泛的关注。根据 CAPM 模型, 股票超额收益率和  $\beta$  值表示的市场风险呈线性正相关关系, 即:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i[E(r_m) - r_f]$$

其中,  $r_i$  代表股票  $i$  的收益率,  $r_f$  代表无风险收益率,  $r_m$  代表市场组合的收益率。该模型以简洁的形式揭示了资产定价的唯一影响因素, 即市场风险。尽管 CAPM 模型是一个均衡定价模型, 有着严谨的理论基础, 但它过于严格的假设往往和现实情况存在一定的差距。此后, 许多学者对这一模型进行了实证检验, 一些研究发现,  $\beta$  值不能很好地解释股票收益率的变动, 同时市场风险之外的其他因素也会对股票收益率的变动产生显著影响, 如公司的规模和账面市值比, 从而对 CAPM 模型提出了挑战。

Banz (1981) 以 1926-1975 年纽约交易所上市五年以上的股票为样本, 发现小市值股票风险调整后的收益率要高于大市值股票, 这一现象被称为市值效应 (Size Effect) 或小公司效应。

Rosenberg, Reid and Lanstein (1985) 发现, 美国股票市场股票的收益率与公司的账面市值比具有正相关性。他们构造策略, 通过买入高账面市值比的股票并卖空低账面市值比的股票, 获得了显著的超额收益。由于高账面市值比是价值型股票的特征, 而低账面市值比属于成长型股票的特征, 因此这一现象被称为价值效应 (Value Effect)。

Fama and French (1992) 吸收了前人研究成果, 再次验证了市值效应和价值效应的存在。他们以 1963-1990 年纽约证券交易所、美国证券交易所和纳斯达克的股票为样本, 按市值大小分成 10 组, 再将每组按事前的  $\beta$  值分成 10 组, 计算这 100 个组合的收益率。结果显示, 当控制了  $\beta$  值在同一组别中时, 组合超额收益率随着市值的增加而减小, 即存在显著的市值效应; 而当控制市值在同一组别中时, 组合的收益率与  $\beta$  值不存在明显的关系。这一结果表明, 在控制了市值以后,  $\beta$  值不能很好地解释组合收益率的差别, 从而对 CAPM 直接提出了挑战。同时, 他们的检验表明, 公司市值和账面市值比对股票收益率具有显著影响, 且两者包含了杠杆率和每股收益/股价比率对收益率的影响, 具有较强的解释能力。他们认为, 价值效应和市值效应的产生是因为市值和账面市值比反映了股票的风险。

在此基础上, Fama and French (1993) 构建了三因素模型, 利用市场风险溢价因子、市值因子 (SMB) 和账面市值比因子 (HML) 来解释投资组合的收益率变化。此后, Fama and French (1996) 利用三因素模型解释了 CAPM 模型所不能解释的异象。他们发现, 市值、市盈率倒数、现金流/价格比率、账面市值比、过去销售增长率、长期已实现回报率, 这些在 CAPM 的框架下会产生超额收益的变量, 在三因素模型中都不能获得显著的超额收益。

自从 1989 年试点以来, 中国股票市场发展迅猛。截至 2017 年 9 月, 在沪深两市上市公司总数有 3399 家, 总市值达到了 56.93 万亿元。根据世界银行统计数据, 按市值排名, 2016 年中国股市已成为全球第二大资本市场、全球第一大新兴资本市场, 也是全球成长速度最快

的资本市场之一<sup>1</sup>。股票市场正在成为越来越多的企业有效融资、扩大生产的平台，也为中国居民提供了多样化资产配置渠道。因此，对我国股市收益率规律的研究具有重要的意义。

综观学者们对中国股票收益率影响因素的研究可以发现，关于市值效应和价值效应是否存在、以及三因素模型的适用性问题还存在一定的分歧。本文认为，不同学者选择了不同的样本区间进行检验可能是导致结果差异的原因之一。中国股票市场在 20 余年的时间里经历了快速发展的过程。在这个过程中，市场机制逐步完善，投资者对于股票市场的认知逐渐成熟。因此，不同时期的股票收益率规律很可能会表现出不同的特征，早期的一些研究结论也亟需使用近期的数据进行补充。因此，本文试图通过分时期检验来探究中国股票市场在不同时期的市值效应和价值效应表现、以及三因素模型的解释能力是否存在差异，以期发现中国资本市场定价的一些规律，并尝试提出已有研究结果差异的一个可能原因。

由于中国股票市场的发展时间较短，学者们对三因素模型的检验往往只选择了当时可得的一个样本区间，对于不同时期的比较分析相对较少。刘维奇、牛晋霞和张信东（2010）比较了股改前后三因素模型拟合情况，但其样本只取到 2009 年以前。本文的检验是对这方面研究的一个有益补充。

## （二）论文结构安排

本文分为四章。

第一章为引言，介绍三因素模型的发展历史，指出中国股票市场中三因素模型检验的时期选择问题。

第二章为文献综述，总结学者对三因素模型的解释，并比较不同文献对中国股市的市值效应、价值效应以及三因素模型的检验结果。

第三章为实证检验。首先选择分界点将样本区间划分为早期和近期两个子区间，利用 Fama and French 的因子分组方法（Fama and French, 1992）和 Fama-Macbeth 回归法（Fama and Macbeth, 1973）检验中国 A 股市场在不同子区间内的市值效应和价值效应，对比不同时期的市场表现。其次，对因子分组方法中的 25 个动态组合在全部样本区间和子区间分别进行三因素模型回归，分析回归系数在不同时期的特征，对比三因素模型在早期和近期的拟合情况。最后，以固定时间长度对动态组合进行滚动窗口的三因素模型回归，分析回归系数的变化特征及其稳定性。

第四章总结全文。

---

<sup>1</sup> 资料来源：证券时报网，《大数据透视全球资本市场中国范儿》，2017-09-04，<http://www.stcn.com/2017/0904/13613305.shtml>

## 二、文献综述

三因素模型没有严谨的理论推导作为基础,而是基于市值效应和价值效应的实证发现提出的,学者们对价值效应和市值效应的解释也不尽相同。Fama and French (1995)指出,高账面市值比的公司和小市值的公司通常盈利、销售等基本面表现不佳,财务状况较为脆弱,从而具有更高风险。因此,他们认为市值和账面市值比代表了不可分散的因素风险,市值效应和价值效应是对不可分散风险的补偿,因此市值效应和价值效应仍然属于理性的资本市场特征。Quiros and Timmermann (2000)进一步指出,缺少抵押品的小公司在经济衰退时期受信贷紧缩的影响较大,其融资能力明显不如大公司,这使得小公司对经济周期更加敏感。因此,市值效应是对小公司高系统性风险的补偿。

也有学者认为,市值和账面市值比属于公司层面的特征,而不是风险因子,投资者对不同特征的偏好影响了股票收益率的高低。例如, Daniel and Titman (1996)提出,由于投资者偏好持有基本面较好的成长股,而厌恶持有基本面不佳的价值股,导致高账面市值比的价值股价格被低估,未来收益率较高。

潘莉,徐建国(2011)的研究则认为股票市值效应的背后既有风险因素,也有特征因素。

在三因素模型提出后,很多学者对其进行了实证检验,其中不乏对中国股票市场的检验。一些学者研究发现,中国股市存在市值效应和价值效应,三因素模型可以用于刻画中国股票市场的收益率变动规律。

范龙振和余世典(2002)以1995年7月至2000年6月所有A股股票月度收益率为样本,利用Fama-Macbeth回归法检验发现,中国股票市场存在显著的市值效应和价值效应。同时,三因素模型基本可以解释因素资产组合收益率的变动以及组合之间收益率的差异,也可以较好地解释中国股票市场众多指数收益率之间的差异。

Xie and Qu (2016)以2005年至2012年上海A股市场为研究对象,发现中国市场存在着显著的价值效应和市值效应,且在不同行业之间表现有略微差异。三因素模型基本能解释股票横截面的收益率差异。同时,模型的回归系数相当稳定,采用不同的模型构造方法对系数估计没有显著的影响。

邓长荣和马永开(2005)利用1996年至2003深圳股票市场数据对三因素模型进行了检验。他们认为,三因素模型在我国证券市场上是成立的,模型中三个因素的回归系数具有一定的稳定性,利用三因素模型可以预测组合未来的收益率,并具有较高的准确性。

吴世农和许年行(2004),陈信元、张田余和陈冬华(2001),李志冰、杨光艺、冯永昌和景亮(2017)等人也都检验发现中国股市存在显著的价值效应和市值效应。

另一方面,也有一些学者对价值效应、市值效应及三因素模型在中国的适用性提出了质疑。

田利辉、王冠英和张伟(2014)利用三因素模型对比了中国和美国的股票收益率影响因素。他们以1994年7月至2013年6月为样本区间,检验发现市场风险溢价和市值因子二者基本可以解释中国股票的超额收益率。与美国股市相比,中国股市中账面市值比因子对股票收益率的解释能力较小,而市场风险溢价对股票收益率的解释能力更强。

黄兴旺、胡四修和郭军(2002)以1996年7月至2000年6月沪深交易所上市的股票为样本,研究发现账面市值比因子对组合收益率的解释能力较弱,价值效应不显著,而市值效

应较为显著，并由此提出了二因素模型，仅用市值因子和市场风险溢价来解释中国股票的预期收益率。潘莉和徐建国（2011）等人的研究也认为账面市值比因子对中国股票收益率的解释能力较弱。

黄娟、黄益建和王擎（2007）检验了 2001-2003 年间上海股票市场的规模效应，其结果显示公司规模几乎不影响收益率。

可见，在中国市场，关于市值效应、价值效应以及三因素模型的适用性问题还没有达成普遍的共识。一个可能的原因是，不同学者进行实证检验时选择的样本区间有所差别，而不同时期市场很可能会表现出不同的特征，从而影响检验的结果。例如，潘莉和徐建国（2011）的研究就体现了样本时期选择的重要性。他们发现，在 2002 年至 2005 年期间中国股市具有较为显著的价值效应，而在 1997 年至 2001 年、2006 年至 2010 年间的价值效应不显著，并导致了全部样本区间内的价值效应检验结果不显著。刘维奇、牛晋霞和张信东（2010）以 1997 年 7 月至 2009 年 4 月为样本区间，以 2005 年 4 月为股改前后的分界点，比较了股改前后的市值效应、价值效应以及三因素模型的拟合情况。他们发现中国股市在股改前存在市值效应，而价值效应不明显，股改后两者均不显著；同时，股改前后三因素模型均能较好地解释组合收益率，且股改后的模型拟合效果相对更好，说明股改提升了资本市场的效率。

### 三、实证检验

#### (一) 样本选择

本文选取了中国沪深 A 股市场数据进行实证分析。中国股市早期上市的股票数量较少，不适合进行 Fama and French (1992) 的因子分组方法，同时早期股价的波动较大、信息反映能力较差，通常进行相关研究时会剔除早期样本（如田利辉、王冠英和张伟，2014）。因此，本文选择了 1997 年 1 月至 2017 年 9 月的月度数据为样本，共 249 个月。取得每月月末的股票流通市值并计算账面市值比，计算公式为净资产/月末股票市值，净资产取最新定期报告公布的净资产。本文以一年期定期整存整取利率作为无风险收益率，并以复利计算方法将年度利率转化为月度利率；以考虑现金红利再投资的月度市场组合收益率作为市场收益率，组合收益率以流通市值为权重进行加权平均。以上数据均来源于国泰安 CSMAR 数据库。

#### (二) 市值效应和价值效应的因子分组法检验

根据 Fama and French 的因子分组方法（Fama and French, 1992），将所有 A 股按月初流通市值进行排序，按排序大小将股票等分成 5 组，使每组的股票数量尽量相同；再对这 5 组股票分别按月初账面市值比等分成 5 组，共得到 25 个组合。将每组股票以月初流通市值为权重构成投资组合，每月月初重新进行一次排序，即可得到 25 个动态的资产组合，可以计算出每个组合的月度超额收益率，超额收益率即组合收益率减去同期无风险收益率。全部样本区间中 25 个动态组合的平均超额收益率见下表。

表 1 动态组合平均超额收益率（1997.1-2017.9）

平均超额收益率		账面市值比分组				
		Low	2	3	4	High
市值分组	Small	0.01627	0.01857	0.02332	0.02569	0.02709
	2	0.00697	0.01283	0.01722	0.02032	0.02322
	3	0.00620	0.01019	0.01120	0.01410	0.01770
	4	0.00555	0.00883	0.01002	0.01100	0.01437
	Big	0.00312	0.00409	0.00722	0.00892	0.01016

从表中可以看出，控制账面市值比在同一组中时，随着股票市值的增加，组合超额收益率单调递减，即存在规模效应。当控制市值在同一组中时，随着账面市值比的增加，组合收益率单调递增，即存在价值效应。

以 2006 年 12 月为分界点，将样本区间划分为两个早期和近期两个子区间，即 1997 年 1 月至 2006 年 12 月，与 2007 年 1 月至 2017 年 9 月。之所以这样划分，一方面是使得两个子区间的样本数量较为相近，便于两区间内检验数据的比较；另一方面，中国资本市场的股权分置改革在 2005 年 4 月正式启动，到 2006 年底，沪深两市已有 1124 家上市公司先后完成股改，取得了显著的进展，市场更可能会表现出不同定价规律。分别在两个子区间内计算各组合的平均超额收益率，结果见下表。

表 2 动态组合平均超额收益率（1997.1-2006.12）

平均超额	账面市值比分组
------	---------

收益率		Low	2	3	4	High
市值 分组	Small	0.0033	0.0095	0.0154	0.0171	0.0180
	2	-0.0009	0.0050	0.0083	0.0119	0.0158
	3	0.0025	0.0042	0.0038	0.0056	0.0103
	4	0.0031	0.0053	0.0043	0.0037	0.0074
	Big	0.0040	0.0067	0.0073	0.0059	0.0058

表 3 动态组合平均超额收益率 (2007.1-2017.9)

平均超额 收益率		账面市值比分组				
		Low	2	3	4	High
市值 分组	Small	0.02695	0.02825	0.03060	0.03363	0.03550
	2	0.01422	0.02006	0.02541	0.02807	0.03008
	3	0.00959	0.01570	0.01812	0.02192	0.02452
	4	0.00780	0.01209	0.01525	0.01777	0.02082
	Big	0.00167	0.00226	0.00717	0.01174	0.01420

从上表可以看出，早期的数据并不支持市值效应的存在。例如，当控制账面市值比在最低一组（Low）中时，组合收益率随着市值的增加先减小后增大，且市值最大的组合（Big）收益率（0.0040）大于市值最小的组合（Small）收益率（0.0033）。早期市场的价值效应也同样不显著。例如，对于市值最大的组合（Big），组合收益率随着账面市值比增加先增大后减小，组合收益率与账市比之间不存在单调的关系。

而近期的数据有力地支持了价值效应和市值效应的存在。当控制账面市值比时，超额收益率随着市值的增大而单调递减；当控制市值时，超额收益率随着账面市值比的增大而单调递增。组合收益率不存在违反价值效应或市值效应规律的表现，且不同组别之间的收益率差异较为明显。可见，随着市场的发展，中国股票的收益率逐渐表现出和成熟市场类似的规律。

### （三）市值效应和价值效应的 Fama-Macbeth 回归检验

Fama-Macbeth 回归法（Fama and Macbeth, 1973）是一种两阶段回归方法，具体步骤如下。首先，用个股收益率对市场风险溢价（RiskPremium）、市值对数（ln(ME)）和/或账面市值比对数（ln(BE/ME)）进行时间序列的滚动回归，得到系数估计值。以市值为例，回归方程如下：

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln(ME_{it}) + \varepsilon_{it},$$

其中  $R_{it}$  为股票  $i$  在  $t$  时期的超额收益率， $ME_{it}$  为股票  $i$  在  $t$  时期的流通市值。本文以 50 个月为固定窗口对上述方程进行滚动回归，得到每个股票在不同时期的回归系数  $\hat{\beta}_{i,t}$ 。之后，再以股票超额收益率为被解释变量，以估计出的回归系数  $\hat{\beta}_{i,t}$  为解释变量，进行以下横截面回归：

$$R_{it} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t} \hat{\beta}_{i,t-1} + v_{it},$$

在每一时点分别进行上述横截面回归，可以得到  $\lambda_{1t}$  估计值的时间序列（ $\hat{\lambda}_{11}, \hat{\lambda}_{12}, \dots, \hat{\lambda}_{1T}$ ），可以计算该回归系数时间序列的均值和  $t$  统计量，检验市场风险溢价、市值、账面市值比能否解释股票横截面收益率的差异。由于以 50 个月为固定的滚动窗口，系数估计值的起始时间为 2001 年 3 月。考虑到滚动窗口回归的影响，将早期和近期的分界点设为 2008 年 12 月。在全部样本区间，回归系数的均值及  $t$  统计量见下表。

**表 4 Fama-Macbeth 回归结果 (2001.3-2017.9)**

RiskPremium	ln(ME)	ln(BE/ME)
单因素回归		
-0.00336 (-1.06)	-0.07000*** (-3.74)	0.00905 (1.01)
多因素回归		
-0.00172 (-0.55)	-0.09057*** (-4.47)	
-0.00135 (-0.52)		0.02187* (1.79)
-0.00158 (-0.61)	-0.01315* (-1.72)	0.00457 (0.60)

注：(1) 括号内为  $t$  值。(2) \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

回归结果显示，在全部样本区间，不论是单因素回归还是多因素回归，股票超额收益率和市场风险溢价均呈微弱的负相关关系，不支持 CAPM 模型的结论。同时，市值的回归系数呈显著为负，例如，在单因素回归中，市值的回归系数为-0.07， $t$  值为-3.74，在 1%的水平下显著，具有明显的市值效应。账面市值比的回归系数为正，但显著性较弱，说明价值效应在全部样本时期不显著。

其次，以 2008 年 12 月为分界点，分别在早期和近期两个子区间内进行 Fama-Macbeth 回归检验，结果见下表。

**表 5 子区间 Fama-Macbeth 回归结果**

2001.3-2008.12			2009.1-2017.9		
RiskPremium	ln(ME)	ln(BE/ME)	RiskPremium	ln(ME)	ln(BE/ME)
单因素回归			单因素回归		
-0.00527 (-1.38)	-0.04116 (-1.22)	-0.01146 (-0.69)	-0.00167 (-0.34)	-0.09555*** (-5.19)	0.02721*** (3.48)
多因素回归			多因素回归		
-0.00421 (-1.15)	-0.04847 (-1.43)		0.00048 (0.10)	-0.12787*** (-5.51)	
-0.00251 (-0.74)		-0.00246 (-0.10)	-0.00033 (-0.08)		0.04342*** (4.64)
-0.00239 (-0.70)	0.00296 (0.21)	-0.00973 (-0.69)	-0.00085 (-0.22)	-0.02742*** (-3.90)	0.01724** (2.42)

注：(1) 括号内为  $t$  值。(2) \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

根据回归结果，在两个子区间，不论是单因素回归还是多因素回归，股票超额收益率和市场风险溢价均呈微弱的负相关，同样不支持 CAPM 模型。同时，对于早期的数据，市值和账面市值比的回归系数均不显著；而对于近期的数据，市值的回归系数均在 1%的水平下

显著为负，而账面市值比的回归系数至少在 5%的水平下显著为正，有力地支持了市值效应和价值效应的存在。

可见，Fama-Macbeth 回归法和 Fama and French 因子分组法的检验结果均表明，不同时期的股票收益率表现出显著不同的规律：与早期市场相比，近期中国股票市场中的市值效应和价值效应更加显著，股票的定价规律与成熟资本市场的表现更加相似。

#### （四）Fama-French 三因素模型回归

Fama-French 三因素模型的三个因素分别为市场风险溢价因子（RiskPremium）、市值因子（SMB）和账面市值比因子（HML）。

市场风险溢价因子即市场组合收益率减去同期无风险收益率。

根据 Fama 和 French(1993)，市值因子 SMB 和账面市值比因子 HML 的构造方法如下。首先，根据股票市值大小将所有股票等分成两组，分别为大市值组（B）和小市值组（S），再对两组股票分别按账面市值比大小分成三组，其中最高的 30%为高账面市值比组（H），最低的 30%为低账面市值比组（L），中间的 40%为中账面市值比组（M）。根据两次划分的结果可以得到六个组合，分别是 S/L、S/M、S/H、B/L、B/M、B/H，具体分类情况参见下表。以流通市值为权重计算每个股票组合的月度收益率。

表 6 分类方法

	低账面市值比（30%）	中账面市值比（40%）	高账面市值比（30%）
小市值（50%）	S/L	S/M	S/H
大市值（50%）	B/L	B/M	B/H

市值因子（SMB）通过计算三个小市值组合的平均收益率和三个大市值组合的平均收益率之差得到，即：

$$SMB = \frac{1}{3}(S/L + S/M + S/H) - \frac{1}{3}(B/L + B/M + B/H)$$

类似地，账面市值比因子（HML）是通过计算两个高账面市值比组合的平均收益率和两个低账面市值比组合的平均收益率之差得到，即：

$$HML = \frac{1}{2}(S/H + B/H) - \frac{1}{2}(S/L + B/L)$$

在全部样本区间内，中国股市三个因子的均值及其  $t$  值见下表。

表 7 三因子描述性统计量

	RiskPremium	SMB	HML
均值	0.00767	0.00949	0.00187
$t$ 值	1.48	2.97	0.94

从表中可以看出，三个因子的均值均为正数，说明市场风险溢价、市值和账面市值比均存在一定的风险溢价，其中市值因子的均值与  $t$  统计量最大。

三因素回归模型可以表示为：

$$R_{it} = a_i + \beta_i RiskPremium_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{it}$$

其中,  $R_{it}$  表示投资组合  $i$  在  $t$  时期的月度超额收益率。如果三因素模型能完全解释收益率的变化, 则常数项  $\alpha_i$  应该为 0。若常数项显著异于 0, 说明除了方程中的三个因子之外还存在其他显著影响组合收益率的因素。

首先, 对上文因子分组法中得到的 25 个动态组合在全部样本区间进行三因素模型回归, 回归结果见下表, 表中左侧为参数估计值, 右侧为  $t$  统计量。

表 8 25 组合的三因素模型回归结果 (1997.1-2017.9)

市值 分组	账面市值比分组									
	$a$					$t(a)$				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Small	-0.002	0.001	0.005	0.007	0.007	-1.00	0.50	2.97	4.17	4.30
2	-0.008	-0.004	0.000	0.002	0.005	-4.93	-2.97	-0.19	1.23	2.95
3	-0.008	-0.004	-0.004	-0.003	0.000	-4.26	-2.47	-2.54	-1.60	0.27
4	-0.005	-0.004	-0.003	-0.004	-0.001	-2.39	-1.90	-1.99	-1.95	-0.59
Big	-0.001	-0.001	0.002	0.002	0.002	-0.30	-0.77	1.02	0.99	0.88
	$\beta$					$t(\beta)$				
Small	0.966	0.940	0.995	0.977	0.964	35.25	47.07	51.72	48.87	46.24
2	0.952	0.975	1.001	1.014	1.015	47.09	54.45	60.46	57.46	54.71
3	0.981	0.961	0.992	1.022	1.049	46.58	48.30	53.45	50.30	48.39
4	0.940	1.008	1.018	1.058	1.060	37.38	44.96	48.59	46.42	45.40
Big	0.947	1.029	1.078	1.043	1.031	32.47	45.53	54.27	54.01	48.31
	$s$					$t(s)$				
Small	1.222	1.153	1.173	1.179	1.227	24.89	32.23	34.08	32.93	32.89
2	0.910	1.048	1.038	1.099	1.078	25.14	32.68	35.02	34.79	32.46
3	0.749	0.801	0.876	0.918	0.880	19.86	22.48	26.21	25.25	22.67
4	0.481	0.568	0.630	0.660	0.681	10.69	14.14	16.79	16.18	16.30
Big	-0.171	-0.158	-0.252	-0.108	-0.043	-3.28	-3.89	-7.09	-3.12	-1.14
	$h$					$t(h)$				
Small	-0.245	-0.222	-0.119	0.013	0.292	-3.09	-3.85	-2.13	0.23	4.84
2	-0.339	-0.083	-0.026	0.155	0.326	-5.80	-1.60	-0.54	3.04	6.08
3	-0.498	-0.360	-0.073	0.138	0.438	-8.17	-6.25	-1.36	2.35	7.00
4	-0.640	-0.390	-0.151	0.180	0.493	-8.80	-6.01	-2.49	2.73	7.30
Big	-0.951	-0.455	-0.188	0.186	0.584	-11.28	-6.95	-3.28	3.33	9.47

根据以上回归结果, 在 25 个组合中, 有 7 个组合的截距项 ( $a$ ) 在 1% 的水平下显著, 说明还存在较多其他因素会显著地影响组合的超额收益率, 模型的解释能力一般。

$\beta$  的拟合值接近于 1, 且均在 1% 的水平下显著, 表明组合收益率和大盘表现高度相关, 市场风险较大, 同涨齐跌现象严重。

当控制账面市值比在同一分组内时,  $s$  的拟合值随着组合市值的增大而减小, 其中 5 个小市值组合 (Small) 的  $s$  估计值均为正数, 5 个大市值组合 (Big) 均为负数, 这说明不同市值的投资组合对于市值因子 (SMB) 具有不同的敏感性, 其敏感性随着市值的减小而增大。在 25 个组合中, 除了 1 个组合外, 其余组合的  $s$  均在 1% 的水平下显著, 市值因子 (SMB)

对股票超额收益率的解释能力较强。

当控制市值在同一分组内时， $h$  的拟合值随着组合账面市值的增大而单调递增，且对于账面市值比最低的组合（Low）， $h$  均为负值，对于账面市值比最高的组合（High）， $h$  均为正值，说明组合的账面市值比与其对账面市值比因子（HML）的敏感性存在正相关性，账面市值因子比可以刻画组合的风险暴露特征。但是在 25 个组合中有 7 个组合的  $h$  值在 1% 水平下不显著，账面市值比因子对股票超额收益率的解释能力较弱，这一结果与黄兴旺、胡四修和郭军（2002），以及田利辉、王冠英和张伟（2014）的结论类似。

以 2006 年 12 月为分界点，对早期和近期的数据分别进行三因素模型的回归，结果见下表。

表 9 25 组合的三因素模型回归结果（1997.1-2006.12）

市值 分组	账面市值比分组									
	$a$					$t(a)$				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Small	-0.006	-0.001	0.003	0.004	0.003	-2.01	-0.46	1.32	1.67	1.28
2	-0.009	-0.006	-0.003	-0.001	0.002	-3.60	-2.84	-1.62	-0.29	0.92
3	-0.003	-0.004	-0.004	-0.006	-0.002	-1.49	-1.85	-2.13	-2.90	-0.79
4	-0.002	-0.001	-0.003	-0.006	-0.003	-0.60	-0.57	-1.54	-2.78	-1.20
Big	0.004	0.003	0.002	-0.001	-0.004	1.25	1.42	0.72	-0.72	-1.37
	$\beta$					$t(\beta)$				
Small	0.896	0.900	1.026	1.005	0.986	21.47	28.95	36.54	33.77	29.06
2	0.894	0.979	0.999	0.997	1.023	27.62	36.01	42.85	36.00	32.40
3	0.918	0.949	0.947	1.000	1.017	31.98	32.29	37.31	36.23	30.06
4	0.903	0.989	0.976	0.985	0.965	24.80	33.19	32.85	33.11	27.78
Big	1.001	0.919	1.037	0.962	1.049	24.82	28.03	33.79	37.60	30.43
	$s$					$t(s)$				
Small	1.234	1.165	1.144	1.149	1.222	16.43	20.86	22.66	21.48	20.04
2	0.702	0.861	0.911	0.946	1.016	12.07	17.60	21.73	19.00	17.91
3	0.405	0.547	0.631	0.688	0.700	7.85	10.36	13.59	13.86	11.51
4	0.136	0.239	0.263	0.358	0.475	2.07	4.45	4.92	6.69	7.60
Big	-0.542	-0.485	-0.380	-0.127	-0.092	-7.47	-8.23	-6.89	-2.76	-1.49
	$h$					$t(h)$				
Small	-0.469	-0.208	0.050	0.227	0.480	-3.61	-2.16	0.57	2.45	4.55
2	-0.376	-0.028	-0.021	0.237	0.362	-3.73	-0.33	-0.29	2.75	3.69
3	-0.605	-0.236	-0.148	0.264	0.372	-6.77	-2.58	-1.85	3.08	3.54
4	-0.552	-0.396	-0.140	0.202	0.264	-4.88	-4.28	-1.51	2.18	2.44
Big	-1.074	-0.368	-0.144	0.102	0.376	-8.56	-3.61	-1.51	1.28	3.51

表 10 25 组合的三因素模型回归结果（2007.1-2017.9）

市值 分组	账面市值比分组									
	$a$					$t(a)$				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High

Small	0.003	0.003	0.006	0.009	0.011	0.87	1.23	2.38	3.68	4.49
2	-0.008	-0.004	0.002	0.003	0.006	-3.78	-2.03	0.80	1.66	3.12
3	-0.012	-0.006	-0.004	-0.001	0.003	-5.34	-2.50	-2.01	-0.34	1.02
4	-0.010	-0.007	-0.005	-0.002	0.001	-3.50	-2.67	-2.24	-0.82	0.47
Big	-0.007	-0.007	0.001	0.005	0.007	-1.98	-3.12	0.57	2.11	2.93
	$\beta$					$t(\beta)$				
Small	1.004	0.971	0.982	0.970	0.961	27.51	36.13	36.35	35.34	36.02
2	0.978	0.964	0.995	1.022	1.009	39.78	42.06	43.24	45.93	43.86
3	0.996	0.961	1.004	1.032	1.056	38.83	38.75	41.08	38.01	38.04
4	0.948	0.999	1.025	1.092	1.100	30.48	34.11	42.59	36.28	36.97
Big	0.874	1.091	1.101	1.095	1.004	23.48	43.04	41.93	39.69	38.67
	$s$					$t(s)$				
Small	1.206	1.121	1.177	1.172	1.204	18.22	23.01	24.03	23.55	24.90
2	1.017	1.154	1.108	1.169	1.109	22.82	27.76	26.57	28.97	26.59
3	0.958	0.934	1.017	1.025	0.979	20.59	20.76	22.95	20.83	19.44
4	0.673	0.767	0.835	0.805	0.794	11.93	14.45	19.14	14.75	14.72
Big	0.106	-0.005	-0.197	-0.126	0.010	1.57	-0.10	-4.14	-2.52	0.22
	$h$					$t(h)$				
Small	-0.159	-0.256	-0.178	-0.070	0.211	-1.54	-3.36	-2.33	-0.90	2.79
2	-0.271	-0.035	0.025	0.164	0.340	-3.90	-0.54	0.38	2.60	5.21
3	-0.349	-0.336	0.039	0.151	0.531	-4.80	-4.79	0.56	1.97	6.76
4	-0.581	-0.272	-0.038	0.248	0.648	-6.60	-3.28	-0.56	2.91	7.69
Big	-0.713	-0.450	-0.187	0.198	0.740	-6.76	-6.26	-2.51	2.53	10.06

对于早期的数据，仅有 4 个组合的截距项 ( $a$ ) 在 1% 的水平下显著，而对于近期的数据，有 9 个组合截距项  $a$  在 1% 的水平下显著，可见近期的股票收益率受三因素外的其他因素的影响更大，模型的拟合效果更差。

总体上，近期数据拟合的  $\beta$  值比早期数据更大，说明组合的系统性风险在近期有所提高。同时两个时期的 25 个组合  $\beta$  值均在 1% 的水平下显著，可见市场风险溢价始终是解释股票超额收益率变动的重要因素。

当控制账面市值比在同一分组内时，在早期， $s$  的估计值均随着市值的增大而减小，而在近期存在着反例，如对于账面市值比第二低的组合 (2)， $s$  随着市值的增大先增后减。同时，早期时大市值和小市值组合之间  $s$  系数差别更加显著。在早期，有 2 个组合的  $s$  值在 1% 的水平下不显著，而在近期的数据中，有 4 个组合的  $s$  值在 1% 的水平下不显著。可见，市值因子 (SMB) 的解释能力在近期有所削弱。

当控制市值在同一分组内时，早期数据  $h$  的拟合值随着账面市值比的增加而单调递增，符合价值效应，且对于账面市值比最低的组合 (Low)， $h$  均为负值，对于账面市值比最高的组合 (Hgh)， $h$  均为正值，组合对账面市值比因子 (HML) 的敏感性与组合的账面市值比存在正相关关系。但对于近期的数据也同样存在反例，随着账面市值比的增加， $h$  的估计值不一定单调变化。例如，对于市值最小 (Small) 的 5 个组合，随着账面市值比的增加， $h$  先减小后增大。另外，对于早期的数据，有 12 个组合的  $h$  值在 1% 的水平下不显著，而在近

期的数据中，有 10 个组合的  $h$  值在 1% 的水平下不显著，账面市值比因子（HML）的解释能力均较弱。

综上，Fama-French 三因素模型对于早期中国股票市场的超额收益率解释能力相对较强，而在近期的解释能力有所削弱，拟合情况相对较差。不论在早期还是近期，市场风险溢价和市值因子在回归模型中均较为显著，而账面市值比因子的显著性均较弱。

### （五）三因素模型滚动窗口回归

最后，本文在 25 个因子组合中选取了 4 个代表性组合，即市值最小且账面市值比最低的组合（Small/Low）、市值最小且账面市值比最高的组合（Small/High）、市值最大且账面市值比最低的组合（Big/Low）、市值最大且账面市值比最高的组合（Big/High），以 36 个月为固定窗口，进行三因素模型的滚动回归，检验回归系数的平稳性。4 个组合回归系数的时间序列图如下。

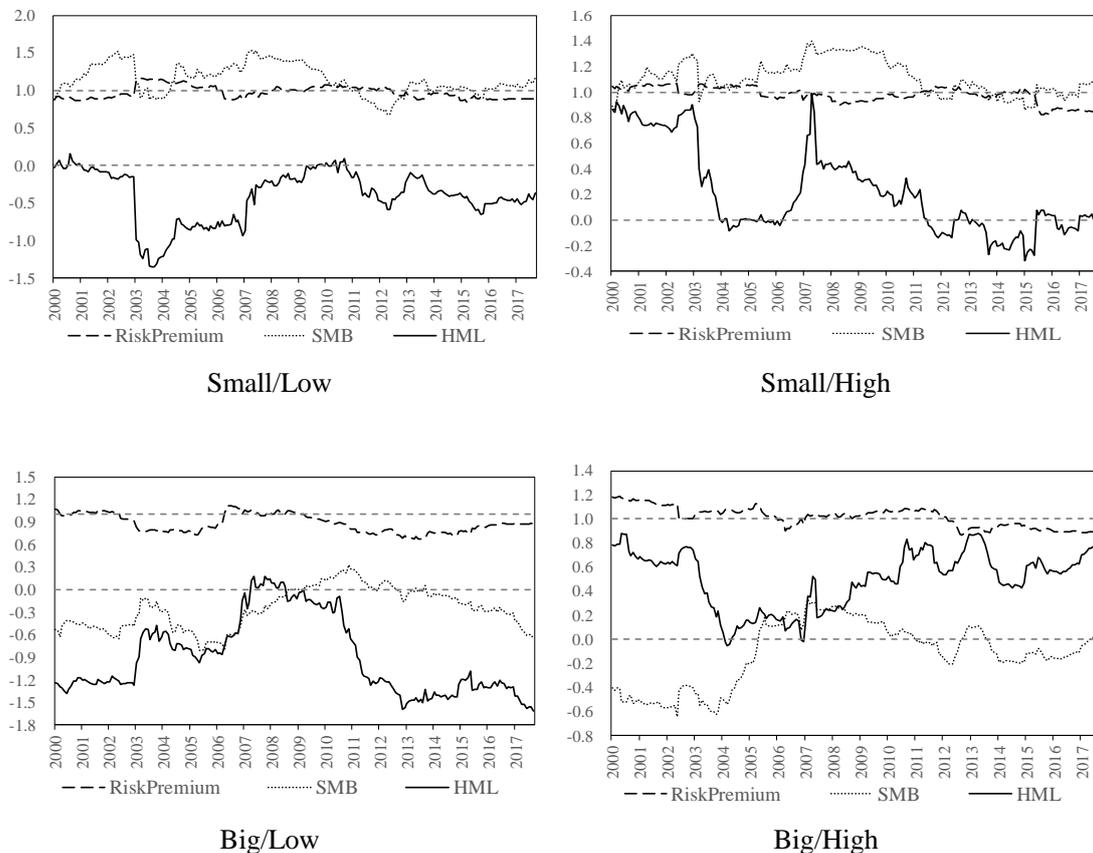


图 1 三因素模型滚动窗口回归系数时间序列

从图中可以看出，对于四个组合，市场风险溢价因子（Riskpremium）的回归系数均在 1 附近波动，稳定性相对较高，并表现出均值回归的特征。而对于市值因子（SMB）和账面市值比因子（HML）的回归系数，在不同时期的波动较大，时变性较强，缺乏稳定性。这说明难以用历史数据估计的三因素模型参数来预测股票未来的收益率，降低了三因素模型在预测、风险评估等方面的作用。

对于两个小市值组合（Small/Low 和 Small/High），市值因子的回归系数在 1 附近波动，

在早期的波动幅度较大，2013 年以来波动幅度明显减小。对于两个大市值组合（**Big/Low** 和 **Big/High**），2005 年以前市值因子的回归系数为负数，后期主要在 0 附近波动，市值因子对大市值组合的解释能力减弱。

对于两个低账面市值比组合（**Small/Low** 和 **Big/Low**），账面市值比因子的回归系数主要为负数，但在 2008-2010 年期间接近于 0。对于两个高账面市值比组合（**Small/High** 和 **Big/High**），账面市值比因子的回归系数在 0 到 1 之间大幅波动，其中在 2004-2006 年期间，两个组合的回归系数均接近于 0，回归系数的稳定性较差。

## 四、结论

本文以 1997 年 1 月至 2017 年 9 月为样本区间，并以 2006 年 12 月为分界点，将样本划分为早期和近期两个子区间，利用 Fama and French (1992) 的因子分组方法和 Fama-Macbeth 回归法，检验了中国 A 股市场在不同子区间内的市值效应和价值效应。两种方法的检验结果均表明，中国早期市场不存在显著的价值效应和市值效应，而近期市场的价值效应和市值效应显著，中国股票市场横截面上的收益率规律正逐渐表现出和成熟资本市场类似的特征。

其次，本文对因子分组方法中得到的 25 个组合在子区间分别进行了 Fama-French 三因素模型回归。回归结果显示，早期市场中 Fama-French 三因素模型对股票超额收益率的解释能力比近期市场更强，近期的股票收益率受三因素外的其他因素的影响较大。同时，无论在早期还是近期，账面市值比因子的解释能力均较弱，而市场风险溢价因子和市值因子的解释能力均较强。根据市场风险溢价的回归系数，组合收益率和大盘表现高度相关，同涨齐跌现象严重，且在近期市场风险存在加大的趋势；而市值因子和账面市值比在早期的解释能力相对更强。

最后，本文选取因子组合进行了三因素模型的滚动回归。回归结果表明，市场风险溢价因子的回归系数较为稳定，在 1 附近小幅波动，而市值因子和账面市值比因子的回归系数波动较大，存在时变性问题，削弱了模型在预测、风险评估等实际应用方面的可靠性。

可见，中国股市在快速发展过程中表现出了不同的资产定价规律。在市场的不同阶段，价值效应、市值效应以及三因素模型的拟合情况都存在一定的差异，这在一定程度上解释了中国股市的相关研究产生的不同检验结果。

## 参考文献

- [1] 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》，《金融研究》2001年第6期，第22-35页。
- [2] 邓长荣、马永开：《三因素模型在中国证券市场的实证研究》，《管理学报》2005年第2期，第591-596页。
- [3] 范龙振、余世典：《中国股票市场的三因子模型》，《系统工程学报》2002年第17期，第537-546页。
- [4] 黄娟、黄益建、王擎：《规模效应和价值效应的再检验——来自中国沪市的经验证据》，《经济与管理研究》2007年第10期，第83-88页。
- [5] 黄兴旺、胡四修、郭军：《中国股票市场的二因素模型》，《当代经济科学》2002年第5期，第50-57页。
- [6] 李志冰、杨光艺、冯永昌、景亮：《Fama-French 五因子模型在中国股票市场的实证检验》，《金融研究》2017年第6期，第191-206页。
- [7] 刘维奇、牛晋霞、张信东：《股权分置改革与资本市场效率——基于三因子模型的实证检验》，《会计研究》2010年第3期，第65-72页。
- [8] 潘莉、徐建国：《A 股市场的风险与特征因子》，《金融研究》2011年第10期，第140-154页。
- [9] 田利辉、王冠英、张伟：《三因素模型定价：中国与美国有何不同？》，《国际金融研究》2014年第7期，第37-45页。
- [10] 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》，《经济研究》2004年第6期，第105-116页。
- [11] Banz, R., 1981, The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), pp.3-18.
- [12] Daniel, K., and S. Titman, 1996, Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns. *Nber Working Paper*, 52(1), pp.1-33.
- [13] Fama, E. F., and K. R. French, 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), pp.427-464.
- [14] Fama, E. F., and K. R. French, 1993, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp.3-56.
- [15] Fama, E. F., and K. R. French, 1995, Size and Book-to-market Factors in Earnings and Returns. *Journal of Finance*, 50, pp.131-155.
- [16] Fama, E. F., and K. R. French, 1996, Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51(1), pp.55-84.
- [17] Fama E. F., and J. Macbeth, 1973, Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), pp.607-636.
- [18] Quiros, G. P., and A. Timmermann, 2000, Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns. *Journal of Finance*, 55(3), pp.1229-1262.
- [19] Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein, 1985, Persuasive Evidence of Market Inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3), pp.9-16.
- [20] Sharpe, W. F., 1964, Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19 (3), pp.425-442.
- [21] Xie, S., and Q. Qu, 2016, The Three-Factor Model and Size and Value Premiums in China's Stock Market. *Emerging Markets Finance & Trade*, 52 (5), pp.1092-1105.