

# Fama – French 五因子模型在中国股票 市场的实证检验

李志冰 杨光艺 冯永昌 景 亮

(北京大学光华管理学院, 北京 100871;  
北京量邦信息科技股份有限公司, 北京 100086)

**摘 要:** 本文以 1994 年 7 月至 2015 年 8 月 A 股上市公司为样本, 考察五因子模型在中国股市不同时期的应用。主要结论有: (1) 全样本下规模、账面市值比效应显著, 经三因子模型调整后盈利能力及投资风格效应仍显著, 但不存在显著的动量或反转效应; (2) 五因子模型有非常强的解释能力, 比 CAPM、三因子及 Carhart 四因子模型表现更好; (3) 股改前市场风险占据主导地位, 盈利能力、投资风格及动量因子“冗余”, 股改后这三个因子的风险溢价显著; (4) 股改后存在经五因子模型调整后仍显著的反转效应; (5) 股改后实际收益率与预期收益率的差异更接近于 0, 市场趋于“有效”。

**关键词:** 因子模型; 盈利能力; 投资风格

**JEL 分类号:** G11, G12, G15 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2017)06-0191-16

## 一、引 言

Fama and French(1993)提出的三因子模型可以很好地解释横截面上股票组合的期望收益率, 该模型提出之后很快被学术界和实务界广泛接受。检验投资策略能否获得超额回报, 通常要控制这三个因子, 来检验新的指标在市场风险、公司规模、账面市值比这三个因子之外是否还有预测公司未来回报的能力。近年来有关证据表明, 三因子模型并不能解释与盈利能力和投资风格相关的股票平均收益率变化。Aharoni et al. (2013)发现公司资本投资与预期收益率之间显著负相关; Novy – Marx (2013)指出预期盈利能力与股票

收稿日期: 2016-03-22

作者简介: 李志冰(通讯作者) 金融学博士研究生, 北京大学光华管理学院, Email: lizhibing@pku.edu.cn.

杨光艺 统计学博士研究生, 北京大学光华管理学院, Email: 1601110932@pku.edu.cn.

冯永昌 中国人民银行金融研究所博士后, 北京量邦信息科技股份有限公司。

景 亮 统计学博士, 北京量邦信息科技股份有限公司。

\* 本文感谢国家自然科学基金(项目批准号: 11271031; 71532001; 11525101)的资助; 感谢北京量邦信息科技股份有限公司提供的数据支持。作者感谢两位匿名审稿人的宝贵意见。当然, 文责自负。

组合收益率的正相关关系。Fama and French(2015a) 基于红利贴现模型的讨论框架提出五因子模型,在三因子模型基础上加入盈利能力和投资风格因子,以更好地描述横截面上股票组合的期望收益率。

五因子模型的适用性已经在国际市场得到检验(Fama and French 2015b),对五因子模型在中国证券市场的应用进行研究,具有重要的现实意义。但目前国内学术界对资产定价领域的研究仍以三因子模型为主,按照 Fama and French(2015a) 中对盈利能力和投资风格因子的构建方法研究中国市场的文献寥寥无几。仅有的几篇相关文章研究结论出现不一致,对五因子模型在中国市场适用性的讨论,需进一步的经验证据。

2005 年之前中国股市存在股权分置现象,流通股与非流通股股东长期存在利益分割,严重扭曲了中国资本市场的定价机制(吴晓求 2006; 刘维奇等 2010),也制约了中国股市的长期健康发展。2005 年 4 月 29 日股权分置改革正式启动,从根本上消除了非流通股与流通股的差异,也改变了大股东对公司资源和治理权利全面垄断的局面(廖理和沈红波 2008)。股改后中国资本市场定价功能和资源配置功能恢复,股价与公司内在价值的相关性显著提高(杨善林等 2006)。股权分置改革是中国资本市场 20 年来具有里程碑意义的制度性改革,股改前后 A 股市场的数据结构很可能发生了重大变化,那么因子模型的适用性在股改前后是否也会有所不同? 研究股改前后因子模型解释能力的变化以及资本市场效率的变化,对于学术界和实务界都有重要意义。

动量因子也是资产定价领域常用的因子。Jegadeesh and Titman(1993) 发现美国股票市场存在显著的动量效应。Carhart(1997) 从动量效应中提取出动量因子,将三因子模型扩展为四因子模型。Fama and French(2016) 发现五因子模型不能很好地解释美国股市的动量效应。A 股市场是否存在显著的动量或反转效应? 如果存在的话能否被五因子模型解释? 本文将对 A 股市场动量或反转效应存在性这一争议话题给出详细探讨,并在股权分置改革前后的样本期内分别进行分析。

本文基于 Fama and French(2015a) 提出的五因子模型,结合 A 股市场数据,主要解决 5 个问题: 第一,对 A 股市场各风格效应进行检验; 第二,探究资产定价领域最前沿的五因子模型对 A 股市场的解释能力,并与其他模型进行比较; 第三,探究我国股市是否存在显著的动量或反转效应,如果存在的话能否被五因子模型很好地解释; 第四,对 Carhart 四因子模型以及 Fama and French(2016) 中采用的六因子模型在中国股市的应用提供直接的经验证据; 最后,探究股权分置改革前后 A 股市场的数据结构是否发生变化、股改前后样本期内各因子风险溢价情况、各因子模型的解释能力是否有差异以及资本市场效率是否提升。

本文分为七个部分,第二部分是文献回顾,第三部分为数据处理与因子构建方法,第四部分是五因子模型在中国 A 股市场的适用性考察,第五部分为各因子模型在中国 A 股市场的分时期检验,第六部分是动量因子在中国 A 股市场的表现,第七部分为结论。

## 二、文献回顾

目前国内学术界的研究大多停留在对三因子模型的实证检验,但由于样本区间、样本范围、因子构建方法、分组方法等方面可能存在差异,早期文献的研究结论并不一致。吴世农和许年行(2004)采用早期的数据进行研究,发现中国股市存在显著的账面市值比效应和规模效应;田利辉等(2014)认为A股市场存在显著的规模效应,但账面市值比效应并不显著。目前国内按照Fama and French(2015a)中对盈利能力和投资风格因子的构建方法进行研究的文章更是寥寥无几。此外,整理相关文献后发现A股市场是否存在显著的动量或反转效应也存在着较大争议。高秋明等(2014)发现A股市场并不存在显著的月度频率上的动量效应。舒建平等(2012)发现A股市场的动量效应与反转效应之间存在周期性的相互演化规律,演化的周期长度也并不固定。也有一些文章发现中国股市存在明显的“反转效应”,比如鲁臻和邹恒甫(2007)。

近年来我国经济和投资环境变化较快,股市规律也在不断演变。早期基于三因子模型的研究结论亟需使用最新的数据、最新的模型进行更新与补充。少数国内学者关注到Fama and French(2015a)提出的盈利能力和投资风格因子在中国A股的适用性,但研究结论却不尽相同。高春亭和周孝华(2016)认为五因子模型要优于三因子模型。赵胜民等(2016)认为盈利能力和投资水平因子无益于诠释股票组合的收益率。Guo et al.(2017)指出规模、价值和盈利能力因子有较强的解释能力,但投资风格因子冗余。这几篇文章仅在全样本下比较了五因子与三因子模型的表现,研究结论差异较大。学术界更加关心新的因子在经过三因子模型风险调整后是否具有显著的风险溢价,但这几篇文章并没有对此进行检验。本文在上述研究的基础上,首先检验盈利能力和投资风格因子经过三因子模型调整后是否具有显著的风险溢价,证实了在三因子基础上加入这两个因子的合理性;之后在全样本以及细分样本下检验了多种模型在A股市场不同时期的适用性,并为动量或反转效应存在性这一争议性话题提供了新的证据。

目前学术界从资产定价模型的角度来对比分析股改前后资本市场效率的文献还比较少,刘维奇等(2010)以三因子模型作为实证检验方法的理论依据,通过股改后回归截距项更小来说明股改后市场效率提高。但该文章仅按照规模和账面市值比分组进行研究,而且股改后样本仅做到2009年,本文将首先检验中国股市的数据结构在股改前后是否发生变化,再以五因子资产定价模型为基础,选取更长时间段的样本,采用多个评价指标,在多种分组方式下通过分时期检验来探究股改前后各因子的风险溢价情况、五因子模型的解释能力以及资本市场效率的变化。

### 三、数据处理与因子构建方法

#### (一) 样本数据选取与处理

本文使用的数据库是北京量邦科技股份有限公司的金融数据库,其提供的量邦金融数据库来自对交易所授权数据和上市公司权威公开资料的整合。考虑到我国境内机构、组织、个人一般主要参与 A 股交易,本文的股票样本只选取 A 股股票。中国股市早期股票数量少、波动大、信息反映程度较差(田利辉等 2014),多数国内学者进行相关研究时都选择剔除掉早期的数据。1994 年之前的中国股市数据不足以完成 Fama and French (2015a) 中对因子的分组方法,因此本文选取 A 股上市公司 1994 年 7 月至 2015 年 8 月共 254 个月的月度数据作为样本。与大多数学术文献一致,本文的无风险利率采用中国人民银行公布的人民币三个月整存整取利率,而月度个股收益率采用数据库中考虑现金红利再投资的月度收益率。

文章对数据进行了如下处理:直接以流通股本来计算股票的市值加权重;对于 IPO 现象,一般认为新股上市伴随着定价过低和上市后股价的低迷表现(于增彪和梁文涛, 2004),为消除新上市股票价格异常行为对结果的影响,本文对所有股票均剔除上市之后最初 120 个交易日的交易数据;所有上市公司的财务数据来自合并后报表。

#### (二) 收益率及因子计算方法

Fama and French(2015a)提出的五因子模型如下:

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it} \quad (1)$$

其中  $R_{it}$  是投资组合  $i$  在第  $t$  期的收益率,  $R_{ft}$  是无风险利率,  $R_{Mt}$  是市值加权平均的市场组合收益率,  $R_{Mt} - R_{ft}$  反映市场风险溢价。  $SMB_t$  是市值因子,小市值与大市值股票组合的收益率之差。  $HML_t$  是账面市值比因子,高账面市值比与低账面市值比股票组合的收益率之差。  $RMW_t$  是盈利能力因子,营运利润率高与营运利润率低的股票组合收益率之差。  $CMA_t$  是投资风格因子,投资风格保守与投资风格激进的股票组合收益率之差。

与 Fama and French (2015a) 的计算类似,本文在第  $t$  年 6 月底根据各指标的分位点来分组,用于确定第  $t$  年 7 月至  $t+1$  年 6 月的各股票组合。对于股票  $i$ ,以其在第  $t$  年 6 月底的流通市值作为 (Size)<sub>it</sub> 指标。“账面市值比”(B/M)<sub>it</sub> 是用第  $t-1$  年末的账面价值,除以第  $t-1$  年 12 月底股票  $i$  的流通市值;鉴于中美会计准则存在的差异,我们直接使用“营业利润/股东权益合计”来反映 A 股市场的“营运利润率”指标;而“投资风格”(Inv)<sub>it</sub> 是用第  $t-1$  年末相对于第  $t-2$  年末的总资产增加额,除以第  $t-2$  年末的总资产。

本文采用 Fama and French (2015a) 提出的 3 种分组方法<sup>1</sup>来构建风险因子,以检验

1 Fama and French (2015a) 采用 NYSE 分位点对全体 NYSE、NASDAQ、AMEX 的股票进行分组,本文采用上交所和深交所全体 A 股的分位点进行分组。本文全部主要结论保持稳健,只用沪深主板股票或者以主板股票的分位点来分组,文章结论不受影响。

文章结论是否稳健。第一种是  $2 \times 3$  方法, 首先, 按股票市值的中位数把全体股票分成小市值 (S) 和大市值 (B) 两组; 按账面市值比的 30% 和 70% 分位点把全体股票分成高 (H)、中 (N)、低 (L) 三组; 其次, 将市值和账面市值比两个指标交叉, 可把全体股票分成 SH、SN、SL、BH、BN、BL 六个组合; 再次, 分别以营运利润率和投资风格代替账面市值比, 重复上述步骤, 可把全体股票分成 SR、SN、SW、BR、BN、BW、SC、SN、SA、BC、BN、BA 这 12 个组合, 其中 R 代表盈利稳健, W 代表盈利较弱, C 代表投资风格保守, A 代表投资风格激进, N 代表居中的盈利能力或投资风格; 接下来计算上述各组合每一期的市值加权平均收益率; 最后, 利用不同组合收益率之差构造四个因子。第二种是  $2 \times 2$  方法, 将 30% 和 70% 的分位点换成 50% 分位点。第三种是  $2 \times 2 \times 2 \times 2$  方法, 在  $2 \times 2$  方法基础上, 把四个指标同时交叉, 将全体股票分成 16 个组合, 再利用不同组合收益率之差构造四个因子。表 1 仅列示  $2 \times 3$  分组下各因子构建方法, 另外两种构建方法类似。

表 1 因子构建方法

| 分组           | 各风险因子的计算   |
|--------------|--|
| $2 \times 3$ | $SMB_{B/M} = \frac{SH + SN + SL}{3} - \frac{BH + BN + BL}{3}$ $SMB_{OP} = \frac{SR + SN + SW}{3} - \frac{BR + BN + BW}{3}$ |
|              | $SMB_{Inv} = \frac{SC + SN + SA}{3} - \frac{BC + BN + BA}{3}$  |
|              | $SMB = \frac{SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{Inv}}{3}$ $HML = \frac{SH + BH}{2} - \frac{SL + BL}{2}$                           |
|              | $RMW = \frac{SR + BR}{2} - \frac{SW + BW}{2}$ $CMA = \frac{SC + BC}{2} - \frac{SA + BA}{2}$                                |

动量因子也是资产定价领域一个常见的因子。Carhart(1997) 根据美国股市显著的“动量效应”提取出动量因子, 将三因子模型扩展为四因子模型。Fama and French(2016) 检验了五因子模型对美国股市“动量效应”的解释能力。本文按照 Fama and French(2016) 中动量因子的构建方法, 将全体股票按照流通市值的中位数分为小市值和大市值组; 在第  $t-1$  个月底, 计算股票从第  $t-12$  个月至  $t-2$  个月的累计历史收益率 (Prior 2-12), 然后与上文  $2 \times 3$  方法一致, 构建第  $t$  月的动量因子 MOM<sup>2</sup>。

#### 四、五因子模型在中国 A 股市场适用性检验

本文对 1994 年 7 月至 2015 年 8 月中国 A 股市场的日度和月度数据分别进行考察, 以更全面地检验五因子模型的适用性。限于篇幅, 仅报告基于月度数据的检验结果, 而采用日度数据检验时本文主要结论并未改变。下文将分别报告五因子模型在 A 股市场的各项检验结果以及五因子模型与其他模型表现的比较。

<sup>2</sup> 美国股市的动量效应显著, 构建 MOM 因子时用累计历史收益率高的组合减去累计历史收益率低的组合, 本文与以往文献的方法保持一致。

## (一) 五因子模型在中国 A 股市场的全样本检验结果

表 2 中美股票市场各因子收益率的描述性统计

| Panel A: A 股市场各因子收益率的描述性统计 (2 × 3)  |             |         |      |       |       |
|-------------------------------------|-------------|---------|------|-------|-------|
| 199407 – 201508                     | $R_M - R_F$ | SMB     | HML  | RMW   | CMA   |
| Mean                                | 1.38*       | 0.86*** | 0.23 | -0.07 | -0.02 |
| t – Statistic                       | 1.92        | 2.70    | 1.16 | -0.21 | -0.09 |
| Panel B: 美国股票市场各因子收益率的描述性统计 (2 × 3) |             |         |      |       |       |
| 199407 – 201508                     | $R_M - R_F$ | SMB     | HML  | RMW   | CMA   |
| Mean                                | 0.65**      | 0.20    | 0.18 | 0.34* | 0.26* |
| t – Statistic                       | 2.31        | 0.99    | 0.90 | 1.81  | 1.91  |

注: 均值的单位为百分号; \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。  
数据来源: panel B 中各因子数据来自 French 教授的主页。

表 2 显示市场因子的均值在 10% 水平下显著; 规模因子的均值在 1% 水平下显著, 可初步说明规模效应的存在; 账面市值比因子均值的显著性依赖不同的因子构建方法; 盈利能力和投资风格因子均不能拒绝均值为 0 的原假设<sup>3</sup>。

事实上, 因子收益率的均值只是初步的描述性统计, 并不足以据此判断盈利能力和投资风格效应在中国股市不显著。我们根据美国股市各因子收益率的月度数据进行均值检验, 发现美国股市全样本下各因子的均值显著大于 0。但如果选取和本文相同的样本区间, 其实 SMB、HML 因子的均值也不是显著大于 0, 但并不能由此判断美国股市不存在显著的规模和账面市值比效应。Panel B 结果可以说明当样本数据区间不是很长的时候, 依据收益率均值的显著性来判断因子是否存在风险溢价是不合理的, 很可能出现偏差。收益率的均值可能会受到样本区间、其他相关因子的变化等影响, 更准确的方法应该是控制其他风险因子之后再检验风险溢价。

表 3 A 股市场风格效应检验及冗余检验

| A 股市场风格效应检验 |         |        |         | 五因子模型冗余检验   |         |         |         |        |
|-------------|---------|--------|---------|-------------|---------|---------|---------|--------|
| 2 × 3       | RMW     | CMA    | MOM     | $R_M - R_F$ | SMB     | HML     | RMW     | CMA    |
| alpha       | 0.82*** | 0.41** | 0.00    | 1.19*       | 0.91*** | 0.48*** | 0.46*** | 0.05   |
|             | (3.39)  | (2.52) | (-0.01) | (1.78)      | (4.05)  | (2.61)  | (2.62)  | (0.42) |

注: 括号中是 T 统计量值, 截距项 alpha 单位为百分号; \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。限于篇幅, 表 3 仅报告 2 × 3 分组方法下的结果, 其他两种方法下结论完全一致。

<sup>3</sup> 限于篇幅, 此处仅报告 2 × 3 方法下 A 股市场各因子描述性统计, 另外 2 种方法下各因子均值检验的结论相似, 唯一有差别的地方在于 2 × 2 和 2 × 2 × 2 × 2 方法下 HML 因子的均值显著大于 0。同一因子在 3 种因子构建方法下的收益率高度相关。

学术界更加关心因子在风险调整后是否具有显著的风险溢价,常用三因子模型作为风险调整的基准模型。表 3 “A 股市场风格效应检验”部分选取中国股市全样本数据,将 RMW、CMA 以及 MOM 因子的收益率对三因子模型回归,回归截距项代表该因子经过三因子模型调整后的风险溢价, RMW 和 CMA 因子风险调整后的溢价仍显著大于 0。前文 RMW 和 CMA 因子收益率的均值不显著大于 0,可能是受到了其他因子的干扰。表 3 结果表明中国股市存在经三因子模型调整后仍然显著的盈利能力效应和投资风格效应,关于这点以往很少有国内文献进行检验。而对于 MOM 因子的检验发现,从全样本来看,控制三因子模型后,中国股市存在非常微弱的反转效应,但并不显著。Fama and French (2015a) 在红利贴现模型基础上进行推导,从理论上说明了加入盈利能力和投资风格因子的合理性。表 3 的风格效应检验结果进一步验证了从 A 股市场 1994 – 2015 年的全样本来看,在三因子模型基础上再加入 RMW 和 CMA 因子是合理的,而加入 MOM 因子则意义不大,因为 MOM 因子的收益率可以被三因子模型完全解释。

“五因子模型冗余检验”是用 4 个因子的收益率进行回归,去解释第 5 个因子的收益率,回归截距项代表经过其他四个因子风险调整后该因子的风险溢价。1994 – 2015 年的回归结果表明,经过其他几个风险因子调整之后, A 股市场仍然存在显著的市场风险、规模效应、账面市值比效应以及盈利能力效应。CMA 因子对其他四个因子的回归截距不能拒绝截距项为 0 的原假设,说明五因子模型中 CMA 因子对于解释股票组合收益率是一个“冗余”的因子,与 Guo et al. (2017) 结果一致。该文章并未对此做进一步的检验,但我们猜测这一结果可能受到中国股市早期样本的影响较大,早期股市“同涨同跌”现象严重,市场风险占据主导地位, CAPM 具有很强的解释能力, CMA 因子在早期样本内“冗余”很容易理解。与国外成熟资本市场不同, A 股市场在早期具有“股权分置”的特殊性,其数据结构在股权分置改革前后很可能发生变化,因子的适用性也可能变化很大,从全样本来判断冗余因子的存在并不合理,后文我们将在子样本中检验。

表 4 各模型线性回归结果

| $R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMAO_t + e_{it}$ |          |          |          |           |           |      |       |      |       |        |
|--|----------|----------|----------|-----------|-----------|------|-------|------|-------|--------|
| 4 factor: $R_M - R_F$ , SMB, HML, and CMA  |          |          |          |           |           |      |       |      |       |        |
| Inv  | Low      | 2        | 3        | 4         | High      | Low  | 2     | 3    | 4     | High   |
| c  |          |          |          |           |           | t(c) |       |      |       |        |
| Small  | 0.18 **  | -0.04    | 0.38 *** | -0.04     | -0.63 *** | 2.50 | -0.73 | 3.96 | -0.59 | -7.37  |
| 2  | 0.50 *** | 0.44 *** | 0.25 *** | 0.04      | -0.53 *** | 7.80 | 7.68  | 3.53 | 0.66  | -7.21  |
| 3  | 0.56 *** | 0.09     | 0.29 *** | -0.22 *** | -0.41 *** | 8.15 | 1.28  | 5.03 | -3.95 | -6.22  |
| 4  | 0.48 *** | 0.13 *   | 0.28 *** | 0.02      | -0.19 *** | 7.39 | 1.87  | 4.49 | 0.33  | -2.77  |
| Big  | 0.49 *** | 0.55 *** | 0.16 *** | -0.34 *** | -0.64 *** | 6.99 | 7.79  | 2.82 | -5.69 | -10.30 |
| 5 factor: $R_M - R_F$ , SMB, HML, RMW and CMAO   |          |          |          |           |           |      |       |      |       |        |
| Inv  | Low      | 2        | 3        | 4         | High      | Low  | 2     | 3    | 4     | High   |

续表

| $R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMAO_t + e_{it}$ |          |          |          |          |          |       |       |       |       |       |
|--|----------|----------|----------|----------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
|  | r        |          |          |          |          | t(r)  |       |       |       |       |
| Small  | -0.05    | -0.06    | -0.12*   | 0.03     | 0.45***  | -1.03 | -1.46 | -1.7  | 0.67  | 7.24  |
| 2  | -0.12**  | -0.31*** | -0.09*   | -0.10*** | 0.15***  | -2.43 | -7.40 | -1.78 | -2.62 | 2.59  |
| 3  | -0.36*** | -0.02    | -0.30*** | 0.09**   | 0.19***  | -7.17 | -0.36 | -7.71 | 2.16  | 3.84  |
| 4  | -0.31*** | -0.05    | -0.21*** | -0.09**  | 0.08     | -6.49 | -0.91 | -4.58 | -2.00 | 1.60  |
| Big  | -0.28*** | -0.26*** | -0.12*** | 0.21***  | 0.32***  | -5.27 | -4.73 | -3.08 | 4.94  | 6.42  |
|  | c        |          |          |          |          | t(c)  |       |       |       |       |
| Small  | 0.24**   | -0.17**  | 0.49***  | -0.02    | -0.39*** | 2.44  | -2.37 | 3.78  | -0.19 | -3.39 |
| 2  | 0.71***  | 0.28***  | 0.30***  | -0.11    | -0.72*** | 8.33  | 3.64  | 3.12  | -1.51 | -7.31 |
| 3  | 0.40***  | 0.13     | 0.01     | -0.26*** | -0.42*** | 4.37  | 1.41  | 0.15  | -3.33 | -4.75 |
| 4  | 0.35***  | 0.16*    | 0.16*    | -0.11    | -0.22**  | 3.97  | 1.70  | 1.91  | -1.39 | -2.27 |
| Big  | 0.43***  | 0.57***  | 0.08     | -0.25*** | -0.63*** | 4.47  | 5.92  | 1.01  | -3.13 | -7.45 |

注: \*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著<sup>4</sup>。

本文在回归中采用  $2 \times 3$  分组方法构建因子,限于篇幅,由于表 3 发现 A 股市场从全样本来看 CMA 因子“冗余”,此处将着重给出 25 个 Size - Inv 因变量股票组合的回归结果<sup>5</sup>,对投资风格因子的回归系数重点讨论。对于各模型截距项的表现我们将在下一部分进行详细比较。做五因子模型回归时,我们严格按照 Fama and French (2015a) 中对“冗余因子”的处理办法,构造正交处理后的投资风格因子 CMAO 代替 CMA 因子;按照该文的说明,用 CMAO 代替 CMA 因子进行回归时,回归截距项、残差以及投资风格因子的风险载荷系数均不变,因此后文对模型回归截距项结果进行评估时的结论不受影响。由于表 3 发现动量因子在经过三因子模型调整后不存在显著的风险溢价,加入后并不会显著提升模型表现,因此这个表格没有报告 Carhart 四因子模型的回归系数。

控制其他因子的情况下,投资风格保守(激进)的组合,其 CMA 因子系数显著为正(负),未来收益率越高(低),说明 A 股市场具有显著的投资风格效应,支持了表 5 的结论<sup>6</sup>。表 4 所有模型的回归结果中 SMB 因子的系数都非常显著,小(大)市值股票组合的 SMB 因子系数几乎全都在 1% 水平下显著为正(负),再次验证了 A 股市场规模效应显著

<sup>4</sup> 此处略去市场因子、规模因子及账面市值比因子的回归系数,前两个因子的回归系数几乎全在 1% 水平下显著,账面市值比因子的系数也多处显著。其他关于各模型截距项、拟合优度的表现,感兴趣的读者请来信索取。

<sup>5</sup> 其它 5 种因变量分组下以及  $2 \times 2 \times 2 \times 2 \times 2$  这两种因子构建方法下各模型的结果也与表 4 结论保持一致,限于篇幅,此处并未报告。

<sup>6</sup> Fama and French (2016) 认为按照规模和历史收益率分组时研究动量因子的系数才有意义,其他分组无法给不同组合提供足够的动量差异。按此逻辑比如 size - bm 分组下可能也无法给不同组合提供足够的与投资风格相关的差异,CMA 因子回归系数的趋势可能会受到干扰,我们更关心 size - inv 分组下 CMA 因子的系数。同理,在 size - bm、size - op 分组下我们发现了显著的账面市值比效应和盈利能力效应。



存在。虽然表 3 冗余检验结果表明 CMA 因子“冗余”,但表 4 中 CMA 因子的回归系数多处都是显著的,表明 CMA 因子具有非常强的解释能力,我们猜测表 3 中 CMA 因子“冗余”的结果可能受到中国股市早期数据的影响较大,后文我们在不同时期对 CMA 因子是否“冗余”进一步检验,发现了有趣的结果。

## (二) 五因子模型与其他模型表现的比较

本文与 Fama and French(2015a; 2015b) 所选用的判断标准一致,比较模型表现时主要以回归截距项的表现作为判断依据。Gibbons et al. (1989) 提出的 GRS 检验是学术界常用的用来检验定价模型有效性的方法,可以检验所有截距项是否同时为 0。如果定价模型可以完全解释横截面上所有股票组合的超额收益率,那么所有组合回归截距项的联合检验应该不能拒绝同时为 0 的原假设。除 GRS 外, Fama and French (2015a) 中还选取了另外 3 个指标来衡量回归截距项的表现,第一个指标是  $A|a_i|$ , 其中  $a_i$  为第  $i$  个股票组合回归截距项的绝对值,  $A|a_i|$  是 25 个(或 32 个)回归截距项的绝对值的平均值;第二个指标是  $\frac{A|a_i|}{A|\bar{r}_i|}$ , 在一阶上代表了股票组合实际收益率中不能被模型解释部分所占的比例,  $\bar{r}_i$  为股票组合  $i$  时间序列上的超额收益率减去 25 个(或 32 个)股票组合平均超额收益率的平均值,代表了第  $i$  个股票组合的平均超额收益率相对于全部股票组合平均超额收益率的偏离度;第三个指标是  $\frac{A|a_i^2|}{A|\bar{r}_i^2|}$ , 在二阶上代表了股票组合实际收益率中不能被模型解释部分所占的比例。以上 4 个指标在不同程度上衡量了股票组合的实际收益率中不能被风险模型解释的比例,越小表明回归截距项越接近于 0。后文将用这 4 个度量截距项的指标来比较各因子模型表现以及股改前后资本市场效率变化。

表 5 五因子模型与三因子、Carhart 四因子模型比较(2×3 方法)

| 199407 – 201508         | GRS      | $A a_i $ | $\frac{A a_i }{A \bar{r}_i }$ | $\frac{A a_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$ |
|-------------------------|----------|----------|-------------------------------|-----------------------------------|
| Size – op               |          |          |                               |                                   |
| Mkt. SMB. HML           | 2.23 *** | 0.30     | 0.76                          | 0.64                              |
| Mkt. SMB. HML. MOM      | 2.35 *** | 0.31     | 0.78                          | 0.72                              |
| Mkt. SMB. HML. RMW. CMA | 1.55 *   | 0.20     | 0.51                          | 0.27                              |

注: 4 个度量截距项的指标越小代表模型表现越好。

表 5 在不同分组下对五因子与三因子模型的表现进行比较,按照上述 4 种衡量回归截距项表现的指标,五因子模型的相应检验值比三因子模型更低,据此我们认为五因子模

型在 A 股市场的解释能力优于三因子模型<sup>7</sup>。比如以 size-op 分组下的第 3 个指标为例,三因子模型不能解释的部分占 76%,五因子模型不能解释的部分仅占 51%,说明 RMW 和 CMA 因子具有较大的贡献,其他分组下也可得到类似结果。事实上表 4 中 RMW 和 CMA 因子的回归系数多处显著,说明这两个因子有非常强的解释能力。

表 5 也发现五因子模型比 Carhart 四因子模型解释能力更强,只有按照规模和历史收益率两个指标分组时,Carhart 四因子模型会比五因子模型表现更好,因为四因子模型中包含了按照历史收益率构建的 MOM 因子。关于三因子模型和 Carhart 四因子模型的比较,不同分组方式下并没有得出一致结论,我们猜测可能与动量因子并未获得显著的风险溢价有关。

## 五、各因子模型在中国 A 股市场的分时期检验

股权分置问题是中国股市先天的制度性缺陷,严重扭曲了中国资本市场的定价机制(吴晓求 2006;刘维奇等 2010),流通股股东与非流通股股东之间长期存在利益分割(廖理和沈红波 2008),极大地制约了中国股市的长期健康发展(吴晓求 2006)。股权分置改革于 2005 年 4 月 29 日正式启动,截至 2006 年 12 月底,沪深两市已完成或者进入改革程序的上市公司共 1301 家,占应改革上市公司总数的 97%,对应市值占比达到 98%,股权分置改革任务基本完成。综合考虑 Fama and French(2015a)对股票组合进行排序的时间点,我们以 2007 年 6 月作为分界点,基于 Fama-French 五因子模型进行邹至庄检验(chow test)<sup>8</sup>,发现中国股市的数据结构在 2007 年 6 月前后的两个子样本内确实发生了变化。因此在本节之后的分析中,我们将完整的样本分为两个子样本,分别探究五因子模型在股改前后的适用性。

资产定价模型是度量股票风险水平并用来计算股票预期回报率(也可以叫正常回报)的理论模型,股票实际回报率与预期回报率之间的差异一般称为超额回报率。检验股权分置改革后市场是否趋于有效最直接的方法就是以股改前后五因子模型回归截距项是否显著为 0 来判断超额收益率的存在性,从而判断市场效率的变化。如果五因子模型回归的截距项在股改后比股改前更加接近于 0,可以在一定程度上说明股改后超额收益率降低,资本市场效率提高。本节在多种分组方式下以学术界几种经典的资产定价模型作为实证检验的理论依据,探讨 A 股市场在股改后样本期内实际收益率与基于模型计算的预期收益率之间的差异是否变小,市场是否更加趋于“有效”。

<sup>7</sup> 限于篇幅,表 5 仅报告了 2×3 方法下两种分组方式的结果,另外两种因子构建方法以及其他股票组合分组方式下,表格全部结论保持不变。股改前风险单一,比较模型表现意义不大。全样本及股改后样本部分可以发现五因子模型的解释能力最好。

<sup>8</sup> 在所有 panel 的全部 25 个检验中,邹至庄检验的 P 值都非常小,几乎全部在 1% 水平下显著拒绝原假设(原假设是两个子样本内数据无结构变化)限于文章篇幅,此处并未报告 3 种因子构建方法下全部 panel 的邹至庄检验结果,感兴趣的读者可以来信索取。

表 6 比较股改前后资本市场效率

| portfolio  | 股改前    |      |      |                      |                    |                    | 股改后    |      |      |                      |                    |                    |
|------------|--------|------|------|----------------------|--------------------|--------------------|--------|------|------|----------------------|--------------------|--------------------|
|            | AR2222 | AR23 | AR22 | AR <sup>2</sup> 2222 | AR <sup>2</sup> 23 | AR <sup>2</sup> 22 | AR2222 | AR23 | AR22 | AR <sup>2</sup> 2222 | AR <sup>2</sup> 23 | AR <sup>2</sup> 22 |
| Size – inv |        |      |      |                      |                    |                    |        |      |      |                      |                    |                    |
| CAPM       | 0.65   | 0.65 | 0.65 | 0.47                 | 0.47               | 0.47               | 1.53   | 1.53 | 1.53 | 2.34                 | 2.34               | 2.34               |
| FF3        | 0.87   | 0.81 | 0.84 | 0.72                 | 0.62               | 0.67               | 0.49   | 0.46 | 0.43 | 0.22                 | 0.21               | 0.20               |
| FF3 + MOM  | 0.85   | 0.73 | 0.76 | 0.76                 | 0.59               | 0.65               | 0.49   | 0.47 | 0.45 | 0.23                 | 0.23               | 0.21               |
| FF5        | 0.53   | 0.69 | 0.55 | 0.30                 | 0.56               | 0.32               | 0.35   | 0.40 | 0.38 | 0.13                 | 0.17               | 0.15               |
| FF5 + MOM  | 0.53   | 0.58 | 0.58 | 0.29                 | 0.41               | 0.35               | 0.28   | 0.39 | 0.37 | 0.10                 | 0.16               | 0.14               |

注: AR 代表  $\frac{A|a_i|}{A|r_i|}$ , AR<sup>2</sup>代表  $\frac{A|a_i^2|}{A|r_i^2|}$ , 指标越大说明模型表现不好。2222、22、23 分别代表 3 种因子构建方法<sup>9</sup>。

我们从 Fama and French( 2015a; 2015b) 对截距项的评价指标中挑选了 2 个最合适的指标<sup>10</sup>( 标准化处理后的指标) ,即  $\frac{A|a_i|}{A|r_i|}$  和  $\frac{A|a_i^2|}{A|r_i^2|}$  ,用于比较股权分置改革前后的市场效率变化。这两个指标可以很好地在 一阶和二阶上衡量股票组合的实际收益率与基于模型计算的预期收益率之间的差异。

表 6 以 Fama 和 French 最新提出的五因子模型作为实证检验方法的理论依据 ,通过比较股改前后五因子回归截距项的变化 ,可以很明显地发现在股改后实际收益率与预期收益率的差异 ,即“超额收益率”的比例降低 ,市场效率有所提高。Fama( 1991) 重点提到了对市场有效性检验中的一个问题: 金融学领域对市场有效性的检验是对资产定价模型和市场有效性假设的联合检验 ,这是资产定价领域一个难以避免的问题。为进一步说明结论的稳健性 ,表 6 中除了五因子模型外 ,还报告了其他几种学术界常用的模型 ,包括 CAPM、三因子模型、Carhart 四因子模型以及六因子模型。除 CAPM 外 ,如果以其他几种学术界认可的定价模型作为实证检验方法的理论依据 ,仍然可以得到股改后市场效率提高这一结论。

<sup>9</sup> 限于篇幅 ,表格中仅报告了一种分组下的结果 ,在其他分组方式下结论保持一致 ,感兴趣的读者可以来信索取。

<sup>10</sup> GRS 检验值和截距项绝对值的平均值不适合用于比较股改前后市场效率。GRS 统计量服从自由度为 N 和 T – N – L 的 F 分布 ,其中 T 表示所考察的时间序列长度 ,股改前后时间序列长度不一样导致 F 分布不同 ,直接比较股改前后同一个模型的 GRS 值没有意义。只考虑截距项绝对值的改变幅度也不合理 ,截距项改变幅度相对于实际收益率改变幅度的比值才有意义 ,所以我们选取了两个经过标准化处理之后的指标用于比较股改前后还剩下多少比例的“超额收益率”没法被理论模型预测。

表 7 六因子在股改前后样本期的冗余检验

| 199407 – 200706 | $R_M - R_F$         | SMB                 | HML                 | RMW                 | CMA               | MOM                  |
|-----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|----------------------|
| 2 × 3           | 2.31 ***<br>( 3.25) | 0.56 **<br>( 1.99)  | 0.67 ***<br>( 2.90) | 0.34<br>( 1.25)     | -0.17<br>( -0.99) | -0.04<br>( -0.12)    |
| 200707 – 201508 | $R_M - R_F$         | SMB                 | HML                 | RMW                 | CMA               | MOM                  |
| 2 × 3           | 1.10<br>( 1.19)     | 1.27 ***<br>( 4.38) | 0.21 *<br>( 1.80)   | 0.44 ***<br>( 2.75) | 0.23 *<br>( 1.91) | -0.76 **<br>( -2.04) |

注：截距项单位为百分号，\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。限于篇幅，仅报告 2 × 3 分组下结果，其他两种方法下结论一致。

表 7 在股改前后分别对各因子进行冗余检验，检验结果说明了以下几点：第一，市场风险溢价在股改前非常显著，股改后可以被其他因子解释；第二，规模和账面市值比效应在股改前后都显著；第三，盈利能力、投资风格、动量因子的风险溢价在股改前可以被其他因子解释，股改后这三个因子的风险溢价显著；第四，股改后 A 股市场展现出与美国股市类似的投资风格效应以及盈利能力效应；第五，从股改后样本来看，动量因子的截距项显著为负，表明 A 股市场在股改后样本期内存在显著的反转效应，而且这种反转效应不能被五因子模型解释，这点将在下一节进行详细讨论。

全样本下五因子模型的冗余检验发现 CMA 因子“冗余”，三因子做冗余检验时发现 MOM 因子“冗余”。根据表 7 分时期冗余检验结果我们猜测这可能是由于两个因子在股改前“冗余”，而股改后具有显著的风险溢价，全样本下的结果受到股改前影响较大。

股改前投资风格与盈利能力因子“冗余”，而股改后这两个因子的风险溢价显著。我们猜测这一结果可能与股改后上市公司投资效率以及经营绩效的提高有关。股改前多数国有上市公司投资效率低下，存在滥用资金、过度投资的现象（黄晶等，2011）；非流通股股东“一股独大”，中小股东对于公司治理没有话语权，非流通股股东为了自身利益考虑常出现利用关联交易大量侵占、转移上市公司优质资产，侵占小股东利益的“隧道行为”（陈晓和王琨，2005；廖理和沈红波，2008），导致国有上市公司经营绩效低。以上原因很可能导致股改前投资者投资时不关心上市公司的投资情况和经营绩效，所以这两个因子不具有显著的风险溢价。股改后全体股东的利益趋于一致，有助于促进管理层加强对公司的监管，提高投资效率（廖理和沈红波，2008）。上市公司在正确的内外部监管机制以及融资约束的作用下合理进行投资，所以投资风格激进与保守的股票组合之间的收益率表现出显著差异。同理，股权分置改革显著改善了上市公司治理机制的有效性，委托代理冲突问题也得以缓解（汪昌云等，2010）。股改后全体股东都将以股东利益最大化为经营目标，对经营者依法进行有效的监督，推动公司整体经营绩效提高。上市公司价值开始出现理性分化，市场本身的价格发现功能也显著提高，股价与公司内在价值变得更相关（杨善林等，2006），盈利能力强与弱的股票组合收益率也出现显著差异。

## 六、动量因子在中国 A 股市场的表现

使用因子模型进行实证检验时,还有一个常见的因子是动量因子。Fama and French (2016) 发现美国股市存在显著的动量效应,即过去 2 - 12 个月累计历史收益率越高,未来股票收益率也会越高,五因子模型并不能很好地解释动量效应,加入动量因子后可以显著提高模型表现。那么在 A 股市场是否存在显著的动量效应? 伴随着股权分置改革完成,上市公司股价与公司内在价值之间的相关性显著提高(杨善林等 2006),股价和收益率趋于理性(吴晓求 2006)。分析股改前后动量因子的表现是否有变化,也是本节的任务之一。为避免其他因子的干扰,我们主要以全样本以及分时期下动量因子相对于五因子模型的冗余检验结果来判断 A 股市场动量或反转效应的存在性。

表 8 动量因子的相关检验

|                 | 动量效应分时期检验     |          |          | 五因子模型与六因子模型表现(2 × 3) |          |             |                               |                                   |
|-----------------|---------------|----------|----------|----------------------|----------|-------------|-------------------------------|-----------------------------------|
|                 | 2 × 2 × 2 × 2 | 2 × 3    | 2 × 2    | Size - prior 2 - 12  | GRS      | $A   a_i  $ | $\frac{A   a_i  }{A   r_i  }$ | $\frac{A   a_i^2  }{A   r_i^2  }$ |
| 199407 - 201508 | -0.01         | -0.14    | -0.10    | FF5                  | 2.83 *** | 0.28        | 0.59                          | 0.40                              |
|                 | (-0.06)       | (-0.53)  | (-0.49)  | FF5 + MOM            | 2.81 *** | 0.27        | 0.58                          | 0.38                              |
| 199407 - 200706 | -0.04         | -0.04    | -0.08    | FF5                  | 1.83 **  | 0.29        | 0.83                          | 0.68                              |
|                 | (-0.13)       | (-0.12)  | (-0.28)  | FF5 + MOM            | 1.83 **  | 0.28        | 0.80                          | 0.66                              |
| 200707 - 201508 | -0.63 **      | -0.76 ** | -0.68 ** | FF5                  | 2.24 *** | 0.41        | 0.53                          | 0.33                              |
|                 | (-2.21)       | (-2.04)  | (-2.51)  | FF5 + MOM            | 2.00 **  | 0.39        | 0.50                          | 0.26                              |

注: 表格中截距项单位为百分号; \*, \*\*, \*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。

表 8 的分时期检验显示,全样本下 A 股市场不存在风险调整后的动量或反转效应。股改前和股改后动量因子经过五因子模型调整后的超额收益率全部为负,表明 A 股市场存在的是反转效应;股改前这种反转效应可以被五因子模型解释;股改后即使用学术界最前沿的五因子模型进行风险调整,仍存在显著的反转效应。

本文为中国市场动量效应的检验提供了最新的证据。表 3 说明了全样本下动量因子相对于三因子模型没有风险溢价,表 8 又说明动量因子相对于五因子模型没有风险溢价。分时期检验发现 A 股市场在股改后的样本期内反转效应变得更加显著<sup>11</sup>,这可能与股改后市场本身的价值发现功能显著提高有关(杨善林等 2006),投资者趋于理性,股价走势更能反映真实的经济情况,股改后更加理性、真实的收益率更能体现出动量因子的风险溢

<sup>11</sup> 虽然我们发现中国股市存在的是显著的反转效应,但按照以往文献的讨论惯例,本文中仍把 MOM 因子称之为动量因子,而且本文在构建 MOM 因子的过程中与 Fama and French(2016)一致,是用历史收益率高的股票组合减去历史收益率低的股票组合。

价。本文为中国市场的相关研究提供了一个新的思路,即由于中国市场早期具有“股权分置”的特殊性,研究国外成熟市场的模型在中国市场的表现时应主要以股改后样本来进行研究。以往国内文献进行相关研究时多是以全样本来研究各模型表现,但不同时期最适合中国市场的因子模型可能不断变化,尤其股改前样本期的模型表现对全样本结果的影响可能更大,这也是早期文献研究结论不一致的一个可能原因。

Fama and French(2016)认为按照其他变量分组时,无法给不同组合提供足够的动量差异,因此在五因子模型基础上加入动量因子对于提高模型表现没有帮助;按照规模和历史收益率分组时,五因子模型并不能很好地解释动量效应,加入动量因子可以提高模型表现。本文同样发现只有按照规模和累计历史收益率分组时,加入动量因子才有意义。中国市场股改前风险太单一,在股改前比较模型表现意义不大,在 size - prior 2 - 12 分组下我们主要在全样本以及股改后对五因子模型和六因子模型进行比较。表 8 结果<sup>12</sup>显示,从全样本的 GRS 来看,加入动量因子并没有提高五因子模型表现,可能由于股改前的模型表现产生了较大干扰,从其他 3 个评价截距项表现的指标来看,六因子模型的表现有所提升。股改后 4 种评价指标都说明加入动量因子可以显著提高模型解释力,这是因为表 7 已经说明了风险调整后显著的“反转效应”主要存在于股改后。

## 七、结 论

本文选取中国 A 股上市公司 1994 年 7 月至 2015 年 8 月的月度数据,按照 Fama and French(2015a; 2015b; 2016)方法,对五因子模型在中国股市的适用性进行检验,并以股权分置改革作为分界点,探究股改前后资本市场效率是否提升。本文研究表明:第一,全样本下 A 股市场的规模效应及账面市值比效应显著,经三因子模型调整后仍存在显著的盈利能力及投资风格效应,但不存在显著的动量或反转效应;第二,与国际市场检验结果一致,五因子模型具有非常强的解释能力,比 CAPM、三因子模型、Carhart 四因子模型表现更好;第三,股改前盈利能力、投资风格及动量因子“冗余”,可能与股改前市场风险占据主导地位有关,股改后这三个因子具有显著的风险溢价;第四,股改后存在经五因子模型调整后仍然显著的反转效应;第五,以资产定价领域最前沿的五因子模型作为实证检验的理论依据,股改后实际收益率与预期收益率的差异更加接近于 0,市场趋于“有效”。

本文发现股改前后样本内中国股市的数据结构发生了变化,之后我们探究五因子模型在 A 股市场不同时期的适用性,丰富了学术界对五因子模型有效性讨论的相关经验证据。文章重点检验了 A 股市场的盈利能力、投资风格以及反转效应,并通过分时期对比检验发现股改后资本市场效率提升。本文为进一步揭示中国资本市场资产定价规律、找到更加适合中国市场的因子模型提供了可借鉴的分析思路,即由于中国股市早期具有

<sup>12</sup> 限于篇幅,此处仅报告了  $2 \times 3$  这种因子构建方法下的截距项表现,在其他两种构建方法下也可以得到相同的结论。

“股权分置”的特殊性,研究国外成熟市场适用的模型在中国市场的应用时,采用股改后样本进行测算会更加合理; A 股市场在不同时期最适合的因子模型可能是不同的。值得注意的是,不管是五因子模型还是加入动量因子的六因子模型,在某些股票组合分组方式下仍然无法通过 GRS 检验,尤其是对于股改后样本这一问题尤为突出,说明这六个因子仍然不能完全解释中国股市股票组合平均收益率的变动,与 Fama and French(2016)对美国市场的研究结论一致。探索其他适合中国股市的定价因子和风险因子,以构造更精确、更适用于中国市场的资产定价模型仍是这一领域未来的研究方向,这对于理解中国市场,提供监管依据,以及辅助投资实践都有重要的意义。

## 参 考 文 献

- [1]陈晓和王琨 2005,《关联交易、公司治理与国有股改革——来自我国资本市场的实证证据》,《经济研究》第 4 期,第 77 ~ 86 页。
- [2]高春亭和周孝华 2016,《公司盈利、投资与资产定价: 基于中国股市的实证》,《管理工程学报》第 4 期,第 25 ~ 33 页。
- [3]高秋明、胡聪慧和燕翔 2014,《中国 A 股市场动量效应的特征和形成机理研究》,《财经研究》第 2 期,第 97 ~ 107 页。
- [4]黄晶、陈工孟、包文卿和陈峥嵘 2011,《股权分置改革能抑制控股股东过度投资行为吗》,《财经研究》第 10 期,第 26 ~ 36 页。
- [5]廖理和沈红波 2008,《Fama—French 三因子模型与股权分置改革效应研究》,《数量经济技术经济研究》第 9 期,第 117 ~ 125 页。
- [6]刘维奇、牛晋霞和张信东 2010,《股权分置改革与资本市场效率》,《会计研究》第 3 期,第 65 ~ 72 页。
- [7]鲁臻和邹恒甫 2007,《中国股市的惯性与反转效应研究》,《经济研究》第 9 期,第 145 ~ 155 页。
- [8]舒建平、肖契志和王苏生 2012,《动量效应与反转效应的演化: 基于深圳 A 股市场的实证》,《管理评论》第 1 期,第 52 ~ 57 页。
- [9]田利辉、王冠英和张伟 2014,《三因素模型定价: 中国与美国有何不同》,《国际金融研究》第 7 期,第 37 ~ 45 页。
- [10]汪昌云、孙艳梅、郑志刚和罗凯 2010,《股权分置改革是否改善了上市公司治理机制的有效性》,《金融研究》第 12 期,第 131 ~ 145 页。
- [11]吴世农和许年行 2004,《资产的理性定价模型和非理性定价模型的比较研究》,《经济研究》第 6 期,第 105 ~ 116 页。
- [12]吴晓求 2006,《股权分置改革的若干理论问题》,《财贸经济》第 2 期,第 24 ~ 31 页。
- [13]杨善林、杨模荣和姚禄仕 2006,《股权分置改革与股票市场价值相关性研究》,《会计研究》第 12 期,第 41 ~ 46 页。
- [14]于增彪和梁文涛 2004,《股票发行定价体制与新上市 A 股初始投资收益》,《金融研究》第 8 期,第 51 ~ 58 页。
- [15]赵胜民、闫红蕾和张凯 2016,《Fama – French 五因子模型比三因子模型更胜一筹吗——来自中国 A 股市场的经验证据》,《南开经济研究》第 2 期,第 41 ~ 59 页。
- [16]Aharoni, G., B. Grundy and Q. Zeng, 2013, “Stock Returns and the Miller Modigliani Valuation Formula: Revisiting the Fama French Analysis,” *Journal of Financial Economics*, 110(2), pp. 347 ~ 357.
- [17]Carhart, M. M., 1997, “On Persistence in Mutual Fund Performance,” *The Journal of Finance*, 52(1), pp. 57 ~ 82.
- [18]Fama, E. F., 1991, “Efficient Capital Markets: II,” *The Journal of Finance*, 46(5), pp. 1575 ~ 1617.
- [19]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.
- [20]Fama , E. F. and K. R. French ,2015a, “A Five – factor Asset Pricing Model ,” *Journal of Financial Economics* ,116 ( 1) , pp. 1 ~ 22.
- [21]Fama , E. F. and K. R. French ,2015b, “International Tests of a Five – Factor Asset Pricing Model ,” Tuck School of Business Working Paper ,No. 2622782.
- [22]Fama , E. F. and K. R. French , 2016, “Dissecting Anomalies with a Five – factor Model ,” *Review of Financial Studies* ,29( 1) , pp. 69 ~ 103.
- [23]Gibbons , M. R. , S. A. Ross and J. Shanken ,1989, “A Test of the Efficiency of a Given Portfolio ,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society* , pp. 1121 ~ 1152.
- [24]Guo , B. , W. Zhang , Y. J. Zhang and H. Zhang ,2017, “The Five – factor Asset Pricing Model Tests for the Chinese Stock Market” , *Pacific – Basin Finance Journal* ,43 , pp. 84 ~ 106.
- [25]Jegadeesh , N. , and S. Titman ,1993, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency ,” *The Journal of Finance* ,48( 1) , pp. 65 ~ 91.
- [26]Novy – Marx , R. ,2013, “The Other Side of Value: The Gross Profitability Premium ,” *Journal of Financial Economics* , 108( 1) , pp. 1 ~ 28.

## Fama – French Five Factor Model in China Stock Market

LI Zhibing YANG Guangyi FENG Yongchang JING Liang

( Guanghua School of Management , Peking University;

Beijing Quanttech Information Technology Co. Ltd.)

**Abstract:** This paper focuses on the application of Fama – French five factor model in China stock market , by sampling A – share listed firms for the period from July 1994 to August 2015. Our main conclusions are: ( 1) size effect and book – to – market effect are significant , when profitability effect and investment effect remain but neither momentum nor reversal after three – factor adjustment in all ample test; ( 2) five – factor model performs better than CAPM , three – factor model and Carhart model; ( 3) market risk dominates before Split – share structure reform while profitability , investment and momentum factors are redundant , but the latters get priced after the reform; ( 4) there exists significant reversal effect adjusted by five – factor model after the reform; ( 5) the difference between realized and expected return is more close to zero after the reform , which means capital market tends to be more effective.

**Key words:** Factor Model , Operating Profitability , Investment Style

( 责任编辑: 王 鹏) ( 校对: WH)