

# $q^5$ 资产定价模型是否适用于中国股票市场?

——来自 A 股市场的实证检验

王 潇<sup>1 2</sup> 熊智超<sup>3</sup> 韩东亚<sup>2</sup>

(1. 中国科学技术大学 管理学院 安徽 合肥 230026;  
2. 中国科学技术大学 国际金融研究院 安徽 合肥 230026; 3. 南洋理工大学 商学院 新加坡 639798)

**摘要:** 为分析从公司金融出发得到的  $q^5$  资产定价模型能否帮助挖掘出公司更多的信息,以 2001 年 6 月至 2019 年 6 月 A 股市场所有上市公司为样本,考察该模型在中国股市不同时期的应用情况。主要结论有:(1) 全样本下,股票组合的收益率与公司的账面价值比呈显著的正相关,而与公司规模呈显著的负相关,账面价值比效应和规模效应显著;(2)  $q^5$  资产定价模型有较好的解释能力,并且优于之前的  $q$ -factor 模型,间接说明该模型从公司金融出发这一设定的正确性;(3) 检验股权分置改革前后样本的表现能力是否发生变化,发现改革后预期收益率与实际收益率的差异更接近于零,市场效率有所提升。研究表明  $q^5$  资产定价模型适用于中国股票市场,并证明了中国股权分置改革的有效性。 $q^5$  资产定价模型的应用有利于进一步促进企业基本面等信息在市场的流动,提高市场效率。

**关键词:**  $q^5$  资产定价模型;  $q$  理论; 账面价值比效应; 规模效应

**中图分类号:** F830.9      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1672-6049(2020)03-0084-12

## 一、引言

资产定价理论是金融经济学最重要的主题之一。Hou *et al.*<sup>[1]</sup> 基于投资理论,构建了新的多因子定价模型—— $q$ -factor 模型,提出了市场因子、市值因子、投资因子和盈利因子。Hou *et al.*<sup>[2]</sup> 又从多期投资框架出发,新增预期投资增长因子,构建了现在的  $q^5$  资产定价模型,该模型用五个因子来解释资产超出无风险利率的部分:(1) 市场超额收益率因子。(2) 低投资类股票组合与高投资类股票组合的收益率之差。(3) 高 ROE 股票组合与低 ROE 股票组合的收益率之差。(4) 小规模股票组合与大规模股票组合的收益率之差。(5) 高投资增长预期的股票组合与低投资增长预期的股票组合的收益率之差。经过大量的实证研究, $q^5$  资产定价模型在横截面上显示出强大的解释力,并且优于 Fama and French<sup>[3]</sup> 提出的六因子模型。 $q^5$  资产定价模型提出了一个从公司金融的角度去研究资产定价问题的方法,该模型无论是在理论基础,还是在实证结果上,都优于其他的资产定价模型。

收稿日期:2020-03-02;修回日期:2020-05-08

基金项目:中国物流学会、中国物流与采购联合会重点研究课题“现代物流与现代供应链协调发展研究”(2019CSLKT2-001);中国科学技术大学科研启动项目(KY2040000024)

作者简介:王潇(1981—),女,河南郑州人,中国科学技术大学管理学院、国际金融研究院教授,博士,研究方向为国际金融、金融市场;熊智超(1999—),男,江西南昌人,南洋理工大学商学院硕士研究生,研究方向为金融衍生品定价;韩东亚(1978—),男,安徽亳州人,中国科学技术大学国际金融研究院博士后,研究方向为供应链金融、金融市场。

国内学者对资产定价领域的探索始于对 CAPM 模型的研究<sup>[4-7]</sup>,但现在以 Fama and French 的五因子模型为主<sup>[8-10]</sup>,而对  $q^5$  资产定价模型的研究寥寥无几。与此同时,中国股市在 2005 年之前存在股权分置现象,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理论<sup>[11-12]</sup>。股权分置改革后,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<sup>[13-14]</sup>,中国 A 股市场的数据结构发生了重大变化,因子模型的适用性也有所改变。考虑到  $q^5$  资产定价模型的适用性已经在美国股票市场得到检验,而该模型又是从公司金融的角度出发得到的,因此,分析该模型在 A 股市场不同时期的适用性是否产生变化,并进一步分析股改前后因子解释能力变化的原因,不仅可以帮助投资者获得更高的收益率,协助管理者进行更好的监管,还可以促进资源的有效配置,保证市场的健康运行。

本文基于 Hou *et al.*<sup>[2]</sup> 提出的  $q^5$  资产定价模型以及之前的  $q$ -factor 模型,结合 A 股市场数据进行分时段、分模型检验,主要解决三个问题:第一,对 A 股市场的规模效应和市值效应进行检验;第二,探究  $q^5$  资产定价模型对 A 股市场的解释能力,并与之前的  $q$ -factor 模型进行比较,进一步验证  $q^5$  资产定价模型从公司金融的角度出发这一设定的正确性;最后,通过分时段检验股权分置改革前后的 A 股市场样本,判断数据结构是否产生变化、各因子模型的解释能力是否变化以及资本市场效率在股改后是否得到提升,对研究 A 股市场的资产定价模型的样本时间选择提出了建议。

本文第二部分为文献回顾和模型推导,第三部分为数据处理和因子构建,第四部分是实证研究,第五部分为各因子模型在中国 A 股市场的分时段检验,第六部分为结论。

## 二、文献回顾和模型推导

Brainard and Tobin<sup>[15]</sup> 以及 Tobin<sup>[16]</sup> 提出了  $q$  理论,与传统投资理论忽略资本市场的作用不同, $q$  理论把资本市场与企业结合起来,提出了诸如资本市场收益率可否作为企业投资决策的评定依据等企业关心的问题。

Cochrane<sup>[17]</sup> 利用  $q$  理论对股票市场收益进行研究,他将传统资产定价模型中的消费者效用函数改为生产者的生产函数,通过求解连续时间下生产者的一价最优条件,构造出一个与投资 and 股票收益率联合随机过程有关的资产定价模型,该模型表示,股票收益率等于公司的投资回报率,也等于边际转换率。

Chen *et al.*<sup>[18]</sup> 通过假设由家庭和企业构成的两周期随机一般均衡模型,计算企业的除息权益和股利,并将股票收益率作为折现率,推导出股票收益率与代表盈利能力的  $E_0[\pi_{it}]$  以及代表投资能力的  $1 + a(I_{i0}/A_{i0})$  有关,进而在  $q$  理论的基础上加入代表投资资产比的投资因子、代表资产收益的盈利因子,构建了  $q$ -三因子模型。

Hou *et al.*<sup>[1]</sup> 在  $q$ -三因子模型的基础上添加了代表市值的规模因子进行分析,得到了  $q$ -四因子模型。Hou *et al.*<sup>[2]</sup> 从多期投资框架出发,定义企业  $t$  时期的营业利润为生产性资产乘以资本收益率:  $\pi_t = X_t A_t$ ,考虑投资和折旧,则  $A_{t+1} = I_t + (1 - \delta) A_t$ ,同时,公司在改变资产规模中的二次调整成本为  $(a/2)(I_t/A_t)^2 A_t$ ,其中  $a > 0$ 。不考虑税收时,企业的净资产为  $D_t = X_t A_t - I_t - (a/2)(I_t/A_t)^2 A_t$ 。投资收益是在时间  $t + 1$  处的投资边际收益除以在  $t$  时刻的边际投资成本,将投资收益定义如下:

$$r_{t+1}^I = \frac{X_{t+1} + (a/2)(I_{t+1}/A_{t+1})^2 + (1 - \delta)[1 + a(I_{t+1}/A_{t+1})]}{1 + a(I_t/A_t)} \quad (1)$$

其中  $X_{t+1}$  是额外资产单位产生的边际利润,  $(a/2)(I_{t+1}/A_{t+1})^2$  是调整成本的边际减少量,  $(1 - \delta)[1 + a(I_{t+1}/A_{t+1})]$  表示资产的额外单位的边际延续价值(扣除折旧)。该等式表示,在保持投资和预期利润不变的情况下,预期收益也会随着预期资产投资的增长而增加。式(1)的右侧可以分解为“股息率”  $[X_{t+1} + (a/2)(I_{t+1}/A_{t+1})^2]/(1 + aI_t/A_t)$  和“资本收益”  $(1 - \delta)(1 + aI_{t+1}/A_{t+1})/(1 + aI_t/A_t)$  两个部分。考虑到  $(I_{t+1}/A_{t+1})^2$  的平方项在经济上很小,所以,前一部分很大程度上符合上文所说的两周期模型,而后一部分是边际  $q$ (额外资产的市场价值)的增长,尽管这一项涉及不可观测的参数  $a$ ,但

$(1 - \delta) (1 + aI_{t+1}/A_{t+1}) / (1 + aI_t/A_t)$  大致与投资资产比的增长  $(I_{t+1}/A_{t+1}) / (I_t/A_t)$  成正比。因此,在  $q$ -四因子模型的基础上新增了与投资资产比相关的预期投资增长因子。

截至本文成型前,除了毕少刚<sup>[19]</sup>所做的关于  $q$ -三因子模型的研究,国内尚未找到其他关于  $q$ -factor 模型在中国市场的研究,但是考虑到  $q$ -三因子模型在 A 股的解释能力较强,同时模型的演变过程中有扎实的经济学基础,我们认为  $q^5$  资产定价模型也会是一个好的资产定价模型。

### 三、数据处理和因子构建

#### (一) 样本数据选取与处理

本文通过 Choice 金融终端获取上市企业的年中报表和年终报表,所有上市企业的财务数据来自合并后报表。为了保证所有股票样本均处于一个稳定的市场环境,我们选取 2001 年 6 月至 2019 年 6 月的中国 A 股市场全部上市公司为实证研究样本,研究  $q^5$  资产定价模型在 A 股市场的适用性。

#### (二) 收益率及因子构建方法

Hou *et al.*<sup>[2]</sup> 提出的  $q^5$  资产定价模型:

$$E[r^i] - r^f = \beta_{Mkt}^i E[r_{Mkt}] + \beta_{Me}^i E[r_{Me}] + \beta_{I/A}^i E[r_{I/A}] + \beta_{ROE}^i E[r_{ROE}] + \beta_{Eg}^i E[r_{Eg}] \quad (2)$$

其中,  $E[r_{Mkt}]$  表示市场风险溢价,也就是股票组合的收益率与无风险利率的差值;  $E[r_{Me}]$  表示小规模股票组合与大规模股票组合的收益率之差;  $E[r_{I/A}]$  是低投资类股票组合与高投资类股票组合的收益率之差;  $E[r_{ROE}]$  表示高净资产收益股票组合与低净资产收益股票组合的收益率之差;  $E[r_{Eg}]$  表示高投资增长预期的股票组合与低投资增长预期的股票组合的收益率之差。 $\beta_{Mkt}^i$ 、 $\beta_{Me}^i$ 、 $\beta_{I/A}^i$ 、 $\beta_{ROE}^i$ 、 $\beta_{Eg}^i$  分别为各项因子对应的系数。

##### 1. 市值因子、投资因子、盈利因子的构建

方程(2)中的  $E[r_{Mkt}]$  是市场因子,指的是普通的市场溢价,即市值加权平均的市场组合收益率减去无风险利率。本文的市值使用的是用证监会的算法:总市值 = A 股合计 × A 股收盘价 + B 股合计 × B 股收盘价 × 外汇汇率 + H 股合计 × H 股收盘价 × 外汇汇率 + (总股本 - A 股合计 - B 股合计 - H 股合计) × 每股净资产。在股票收益率的计算中,我们使用的是基期为 2020 年 4 月 4 日的前复权价格,无风险利率为中国人民银行公布的人民币三个月零存整取利率。

我们遵循 Hou *et al.*<sup>[1]</sup> 的方法构建市值因子、投资因子和盈利因子。添加市值因子是因为投资效应和盈利效应在规模较小的企业表现得比规模较大的企业明显。在每年的 6 月底和 12 月底,使用流通市值的中位数将 A 股市场所有股票分成大市值和小市值两类;同时按照各股票投资资产比,也就是将总资产半年内的变化除以滞后半年的总资产按大小排序后,依据前 30% 和前 70% 划分成高投资、中投资和低投资三类;此外,按照各股票盈利能力,也就是归属母企业股东净利润除以平均净资产按照大小排序后,依据按照前 30% 和前 70% 划分成高盈利、中盈利和低盈利三类。结合市值的大小、投资的高中低以及盈利的高中低,共构建出 18 个股票组合,计算每个组合的市值加权平均收益率,每半年重新构建投资组合,并计算新的市值加权平均收益率。市值因子  $E[r_{Me}]$  等于 9 个小规模股票组合的市值加权收益率与 9 个大规模股票组合市值加权收益率之差的简单平均数。投资因子  $E[r_{I/A}]$  是 6 个低投资股票组合的市值加权收益率与 6 个高投资股票组合市值加权收益率之差的简单平均数。盈利因子  $E[r_{ROE}]$  是 6 个高盈利股票组合的市值加权收益率与 6 个低盈利投资组合的市值加权收益率之差的简单平均数。

表 1 报告了 2001 年 6 月至 2019 年 6 月中国股市市值因子、盈利因子和投资因子的描述性统计。在这些投资组合中,低投资、高净资产收益的资产组合获得最高的组合收益率(17.80%),低投资、中等净资产收益的资产组合获得最低的组合收益率(3.72%)。

##### 2. 预期投资增长因子的构建

预期投资增长是用来描述股票未来投资变化趋势,本文使用 30 个月的历史数据来计算:以 Tobin's  $q$  的对数( $\log q$ )<sup>[20-23]</sup>、现金流比总资产( $CFO/TA$ )<sup>[24-25]</sup>、ROE 的变化量( $dROE$ )三者为自变量,

取投资资产比的最新一期的变化量为因变量,通过最小二乘法进行回归,进而得到三个变量对应的斜率,其斜率的平均值就是该股票预期投资增长值,其中,使用总市值除以净资产来计算 Tobin's  $q$ ,使用间接法计算经营活动产生的现金流量。之后遵循 Hou *et al.* [2] 的方法构建预期投资增长因子,在每年的6月底和12月底,使用流通市值的中位数,将A股市场所有股票分成大市值和小市值两类,同时将各股票预期投资增长按大小排序后,依据前30%和前70%划分成高预期投资增长、中预期投资增长和低预期投资增长共三类。结合市值的大小、预期投资增长的高中低得到  $2 \times 3$  共6个基准股票组合,计算各组合的市值加权平均收益率,每半年重新平衡投资组合。预期投资因子  $E[r_{Eg}]$  是两个低预期股票组合的加权平均收益率与两个高预期股票组合加权平均收益率之差的简单平均数。表2报告了2004年6月至2019年6月中国股市预期投资增长因子的描述性统计,包括股票组合收益的均值和波幅、平均企业数量、投资组合规模以及平均预期增长。在投资组合中,低预期投资增长的小规模资产组合获得最高的组合收益率(12.79%),低预期投资增长的大规模资产组合最低的组合收益率(5.89%)。

表1 2001年6月至2019年6月中国股市市值因子、盈利因子和投资因子的描述性统计

		小市值			大市值		
		低盈利	中盈利	高盈利	低盈利	中盈利	高盈利
低投资	平均 收益率	0.119 1	0.143 9	0.178	0.051 6	0.071 5	0.100 3
中投资		0.114 6	0.119 8	0.152 7	0.040 9	0.074 4	0.063 9
高投资		0.105 6	0.122 1	0.144 5	0.052 2	0.037 2	0.067
低投资	标准差	0.394 8	0.382 8	0.348 9	0.359 9	0.334 9	0.305 5
中投资		0.384 7	0.353 7	0.361 2	0.332 5	0.323 3	0.247 9
高投资		0.377 6	0.374 3	0.392 5	0.352 4	0.287 5	0.311 7
低投资	平均 股票 数量	63	126	81	41	129	215
中投资		153	208	66	81	185	181
高投资		228	126	40	89	99	72
低投资	平均 市值	4.031 1	4.214	4.316 9	27.143 8	85.670 8	204.594 8
中投资		3.940 7	4.234 4	4.639 9	181.668 5	243.770 2	556.268 6
高投资		3.895 9	4.068	4.389 9	135.438 3	226.803 9	318.771 3
低投资	平均 投资 资产比	-18.746 2	-19.845 7	-35.442 7	-19.603 8	-16.285 7	-13.278 8
中投资		-4.018 4	-4.365 5	-4.564 2	-3.935 9	-4.290 4	-5.015 3
高投资		7.429 5	5.205 9	8.462	4.756 8	1.907 7	0.846
低投资	盈利 因子	0.446 9	4.636 6	10.603 1	0.293 2	4.524 9	11.370 4
中投资		-1.285 9	4.607 7	9.950 4	0.588 3	5.138 4	11.318 4
高投资		-14.920 6	4.356 2	8.257 3	2.537 4	5.425 7	12.991 3

注:平均市值指的是该类别股票市值加权的流通市值(单位:百万元),平均投资资产比则是指股票组合中所有企业的总资产变化量除以滞后半年的总资产之和(每半年),盈利以净资产收益衡量,是指投资组合中所有企业的季度收益之和除以其滞后一季度的账面权益之和(每季度)。

表2 2001年6月至2019年6月中国股市预期投资增长因子的描述性统计

	小市值	大市值	小市值	大市值	小市值	大市值	小市值	大市值	小市值	大市值
	平均收益率		标准差		平均股票数量		平均市值		平均预期	
低预期	0.127 9	0.058 9	0.375 3	0.269 6	323	333	4.175 1	209.493 2	-0.827 5	-0.887 4
中预期	0.127 3	0.059 6	0.367 8	0.263 9	442	432	4.147 2	464.781 7	0.041 4	0.039
高预期	0.123 9	0.082 9	0.362 1	0.302 6	327	328	4.088 2	199.143 6	0.910 4	0.930 5

注:该表计算了股票组合收益率的简单平均数、标准差以及统计组合内股票的平均数量,平均市值是指该类别股票市值加权的流通市值(百万人民币),平均预期是指该类别股票预期投资增长因子的算术平均数(每半年)。

## 四、实证研究

## (一) 描述性统计

## 1. 解释变量的描述性统计

表 3 为中国 A 股市场 2004 年 6 月至 2019 年 6 月间市场因子 ( $Mkt$ )、市值因子 ( $Me$ )、

投资因子 ( $I/A$ )、盈利因子 ( $ROE$ ) 和预期投资增长因子 ( $Eg$ ) 共五个因子的数据特征。在样本期间,所有因子均为正。市场因子的平均值为 0.028 9,市场风险溢价高于无风险利率,考虑到其标准差为 0.270 0,一定程度反映了 A 股市场波动明显的特点。根据其他四个因子的构建方法,我们可以发现,市值小的股票收益率高于市值大的股票收益率、投资保守的股票收益率比投资激进的股票收益率好、盈利能力强的股票收益率高于盈利能力弱的股票收益率、预期投资增长高的股票收益率高于预期投资增长低的股票收益率。

## 2. 股票组合的描述性统计

本文按如下方法构造股票投资组合:选取 2001 年 6 月至 2019 年 6 月间的所有股票,根据年终报表和年中报表上的账面价值比和市值进行交叉分类,先根据账面价值比的大小分为 High 类(账面价值比高)、Medium 类(账面价值比中等)和 Low 类(账面价值比低),对于 High 类组合、Medium 类组合和 Low 类组合,再分别按照股票的市值进一步分为 Big Size 类(股票市值大)、Medium Size 类(股票市值中等)和 Small Size 类(股票市值小),共 9 个股票组合。具体的分类标准为最高的 30% 归为 High、Big Size 类,最低的 30% 归为 Low、Small Size 类,中间的 40% 归为 Medium、Medium Size 类。然后计算各个组合的平均收益率及标准差,结果如表 4 所示。A 股市场有明显的规模效应和账面市值比效应。即小市值、高账面市值比的股票组合的收益较高,大市值、低账面市值比的股票收益较低。无论账面价值比是高还是低,小市值股票的平均收益率显著高于大市值股票的平均收益率,同时小市值股票收益率的波动性也小于大市值股票。无论市值是大还是小,高账面价值比股票的平均收益率显著高于低账面价值比股票,同时高账面价值比股票收益率的波动性也小于低账面价值比的股票。

表 4 2001 年 6 月至 2019 年 9 月中国 A 股市场 9 个股票组合的描述性统计

	小市值			中市值			大市值		
	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面
平均值	0.125 3	0.156 4	0.173 3	0.069 2	0.096 8	0.122 1	0.041	0.060 7	0.092
标准差	0.361 2	0.380 7	0.392 2	0.335 4	0.349 8	0.378 5	0.259 5	0.294 3	0.322 5

## (二) 回归分析

1.  $q^5$  资产定价模型的回归分析

按照上述分组,进一步对  $q^5$  资产定价模型进行回归分析。回归分析所得的系数、 $t$  统计量、模型的拟合优度值见表 5。

由表 5 可以看出:(1) 9 个股票组合的拟合优度值全部大于 0.85,表明  $q^5$  资产定价模型总体上可以比较好地用于解释 A 股市场的股票。(2) 高账面价值比的 3 个组合截距项稍微偏大,其余 6 个组合的截距项估计值均近似为 0,说明  $q^5$  资产定价模型基本可以全面解释中国 A 股市场股票的横截面收益率。(3) 市场因子在所有的股票组合中均在 0.01 的水平上显著,间接证明了 CAPM 模型设定的正确性。(4) 市值因子和盈利因子在大部分的股票组合中均在 0.01 的水平显著。同时可以注意到在市值小的股票组合中市值因子的系数明显大于其他股票组合,而盈利因子的系数小于其他的股票组合,说明对于小市值的股票组合,市值变化对收益率的变化更加明显,随着市值的

增加,盈利因子与收益率的关系由负相关变为正相关。(5) 投资因子与预期增长因子仅在部分股票组合中在 0.01 的水平上显著,考虑中等账面价值比的股票组合,我们可以发现,随着市值的增长,投资因子和预期投资增长因子的系数均增加。

表 5 2001 年 6 月至 2019 年 6 月中国 A 股市场  $q^5$  资产定价模型的回归分析

	小市值			中市值			大市值		
	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面
$\alpha$	0.0466*** (3.44)	0.0706*** (8.14)	0.1114*** (8.64)	-0.0298** (-1.92)	0.0216** (1.94)	0.0963*** (6.41)	-0.0615*** (-2.50)	0.0350*** (2.30)	0.1356*** (5.50)
$\beta_{Mkt}$	0.9568*** (26.05)	1.0098*** (42.94)	1.0740*** (30.7)	0.8981*** (21.34)	1.0179*** (33.73)	1.1256*** (27.61)	0.8944*** (13.38)	1.0507*** (25.45)	1.0769*** (16.12)
$\beta_{Me}$	0.9983*** (11.23)	1.0317*** (18.12)	0.8633*** (10.19)	0.8155*** (8.00)	0.7134*** (9.76)	0.4212*** (4.27)	0.4067*** (2.51)	-0.1199* (-1.20)	-0.5080*** (-3.14)
$\beta_{I/A}$	-0.0009 (0.00)	-0.0245 (-0.16)	-0.3847*** (-2.06)	0.6172*** (2.75)	-0.0847 (-0.53)	-0.5268*** (-2.42)	0.5231* (1.46)	-0.3775** (-1.71)	-0.6680** (-1.87)
$\beta_{ROE}$	-0.6404*** (-4.91)	-0.6453*** (-7.73)	-0.8058*** (-6.49)	-0.3088*** (-2.07)	-0.3900*** (-3.64)	-0.8814*** (-6.09)	0.8330*** (3.51)	0.0188 (0.13)	-0.7420*** (-3.13)
$\beta_{Eg}$	0.2506* (1.26)	0.5268*** (4.15)	0.5872*** (3.11)	1.0853*** (4.78)	0.9592*** (5.89)	0.7536*** (3.42)	0.2159 (0.60)	1.0290*** (4.62)	0.5535* (1.48)
adj-R <sup>2</sup>	0.9782	0.9919	0.9832	0.967	0.9844	0.9756	0.8614	0.9588	0.9098

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著,括号内为  $t$  值。

2.  $q^5$  资产定价模型与  $q$ -factor 模型表现能力的比较

$q$ -factor 模型是指  $q$ -三因子模型和  $q$ -四因子模型。因为  $q$ -三因子模型是在  $q$  理论的基础上加入投资因子和盈利因子构建的模型,  $q$ -四因子模型则是在  $q$ -三因子模型的基础上加入规模因子,而  $q^5$  资产定价模型更是在  $q$ -四因子模型的基础上从多期投资框架出发,补充了预期投资增长因子,为了证明  $q^5$  资产定价模型新增因子的必要性,本文将使用 2004 年 6 月至 2019 年 6 月的中国 A 股市场数据来比较  $q$ -factor 模型演变过程中因子表现能力的变化。

本文选择两个指标来比较资产定价模型的表现能力:  $A|a_i|$  值和 GRS 检验值。 $A|a_i|$  与 Fama and French<sup>[26]</sup> 的比较标准一致,其中  $a_i$  为第  $i$  个股票组合截距项的绝对值,  $A|a_i|$  是 9 个截距项的绝对值的平均值,该指标通过回归截距项的表现来反映模型的表现能力。GRS 检验来源于 Gibbons *et al.*<sup>[27]</sup> 通过检验所有的截距项是否同时为零,进而判断定价模型的有效性。如果横截面上所有股票组合的超额收益率能被定价模型完全解释,那么,该联合检验就不能拒绝同时为 0 的原假设。这两个指标在不同程度上衡量了股票组合收益率中不能被风险模型解释的比例。表 6 记录  $q^5$  资产定价模型与  $q$ -三因子模型、 $q$ -四因子模型的  $A|a_i|$  以及 GRS 检验值,可以发现  $q^5$  资产定价模型的两个指标均为最低值,因此,认为  $q^5$  资产定价模型在 A 股市场的解释能力优于之前的  $q$ -三因子模型和  $q$ -四因子模型,这说明新增预期投资增长因子的必要性。同时,在  $q$ -factor 模型演变过程中,两个指标的值依次降低,考虑到这些模型均是从  $q$  理论的角度出发,依次进

表 6 资产定价模型的表现能力比较

	GRS 检验值	$A a_i $ 值
$q$ -三因子模型	12.5332	0.1087
$q$ -四因子模型	7.9863	0.0995
$q^5$ 资产定价模型	7.5932	0.0674

注:  $q$ -三因子模型和  $q$ -四因子模型分别是 Chen *et al.*<sup>[18]</sup> 以及 Hou *et al.*<sup>[1]</sup> 提出的因子模型,上述两个度量截距项的指标越小,说明模型表现越好。

行推导  $q^5$  资产定价模型更是新增多期投资框架的推导,说明从公司金融角度出发推导资产定价模型这一设定的正确性。

### (三) 稳健性检验

本文所选取的股票样本为 2001 年 6 月至 2019 年 6 月的全部 A 股,为了进行稳健型检验,我们把全部股票样本划分成沪市股票和深市股票,之后分别利用  $q^5$  资产定价模型对这两个子样本进行回归分析,得到的系数、 $t$  统计量、模型的拟合优度值见表 7 和表 8。

表 7 2001 年 6 月至 2019 年 6 月沪市  $q^5$  模型回归分析

	小市值			中市值			大市值		
	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面
$\alpha$	0.034 2** (1.88)	0.058 6*** (4.06)	0.085 4*** (4.26)	-0.090 (-0.48)	0.031 9** (1.81)	0.086 2*** (3.58)	-0.022 8* (-0.72)	0.056 8*** (2.35)	0.102 9*** (10.54)
$\beta_{Mkt}$	0.954 1*** (19.46)	1.052 5*** (27.11)	1.050 2*** (19.50)	0.847 8*** (15.32)	0.929 1*** (19.56)	1.136 5*** (17.57)	0.886 7*** (10.43)	1.061 0*** (16.31)	1.030 3*** (2.83)
$\beta_{Mc}$	1.043 9*** (9.24)	1.096 6*** (12.26)	0.852 6*** (6.87)	0.872 9*** (6.84)	0.727 4*** (6.64)	0.450 5*** (3.02)	0.352 2*** (1.80)	-0.269 1** (-1.80)	-0.276 0*** (-1.23)
$\beta_{I/A}$	-0.534 8* (1.70)	0.108 1 (0.43)	0.463 0* (1.34)	0.641 0** (1.81)	0.284 5* (0.93)	0.3279* (0.79)	-0.131 7 (-0.24)	0.659 4* (1.58)	0.028 5 (0.05)
$\beta_{ROE}$	-0.725 3*** (-4.53)	-0.537 1*** (-4.24)	-0.715 4*** (-4.07)	-0.538 7*** (-2.98)	-0.624 6*** (-4.02)	-0.924 4*** (-4.38)	0.646 7*** (2.33)	-0.557 6*** (-2.63)	-0.676 9*** (-2.13)
$\beta_{Eg}$	0.602 0*** (2.82)	0.759 0*** (4.48)	0.986 1*** (4.20)	1.145 9*** (4.75)	1.202 3*** (5.80)	1.000 4*** (3.55)	-0.149 0 (-0.40)	1.332 0*** (4.70)	1.478 1*** (3.47)
adj-R <sup>2</sup>	0.966 6	0.980 5	0.963 0	0.949 5	0.964 4	0.948 6	0.785 3	0.930 2	0.848 1

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著,括号内为  $t$  值。

表 8 2001 年 6 月至 2019 年 6 月深市  $q^5$  模型回归分析

	小市值			中市值			大市值		
	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面
$\alpha$	0.015 9* (0.80)	0.063 3*** (4.61)	0.094 0*** (5.12)	-0.049 3*** (-2.87)	0.021 1* (1.33)	0.055 0*** (3.00)	0.000 0 (0.00)	0.025 5* (1.40)	0.094 4*** (4.83)
$\beta_{Mkt}$	0.857 0*** (15.66)	0.943 1*** (24.91)	1.070 8*** (20.24)	0.907 9*** (19.15)	1.011 2*** (23.12)	1.023 4*** (20.21)	1.012 4*** (19.33)	1.068 5*** (26.31)	0.945 1*** (17.62)
$\beta_{Mc}$	1.084 8*** (8.00)	1.047 2*** (11.17)	1.127 4*** (8.94)	0.784 2*** (6.88)	0.664 8*** (6.13)	0.633 4*** (5.05)	-0.060 9 (-0.47)	-0.238 2*** (-2.37)	-0.3163*** (-2.37)
$\beta_{I/A}$	-0.089 7 (-0.44)	-0.037 9 (-0.27)	-0.352 8** (-1.89)	0.290 3* (1.66)	-0.074 7 (-0.46)	-0.273 5* (-1.46)	0.129 7* (0.67)	0.034 8 (0.23)	-0.508 0*** (-2.55)
$\beta_{ROE}$	-0.206 1* (-1.04)	-0.510 0*** (-3.73)	-0.804 7*** (-4.40)	0.031 45 (0.18)	-0.248 6* (-1.57)	-0.593 0*** (-3.24)	0.468 7*** (2.48)	0.378 9*** (2.58)	-0.431 8*** (-2.22)
$\beta_{Eg}$	0.031 2 (0.08)	0.259 7* (0.94)	0.146 2 (0.40)	0.787 2*** (2.28)	0.578 4** (1.82)	-0.260 0* (-0.71)	1.420 8*** (3.73)	0.238 1* (0.81)	-0.941 3*** (-2.40)
adj-R <sup>2</sup>	0.961 1	0.983 5	0.976 7	0.966 0	0.975 4	0.970 0	0.946 9	0.971 7	0.951 8

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著,括号内为  $t$  值。

由表 7 和表 8 可以看出: (1) 深市股票组合拟合优度整体要好于沪市股票组合, 18 个股票组合除去沪市大市值、低账面价值比的股票组合, 其余拟合结果均较好。(2) 沪深两市除去高账面价值比的股票组合, 其余市场组合截距项的估计值均接近于零。(3) 市场因子在沪深两市的 18 个股票组合中均在 1% 的水平上显著。(4) 沪市的整体因子表现要好于深市, 但是在沪深两市中, 因子系数的变化均能发现与市值的大小存在相关关系。

表 9 为沪深两市中  $q^5$  资产定价模型与  $q$ -三因子模型、 $q$ -四因子模型表现能力的比较结果。尽管沪市中  $q^5$  模型的  $|a_i|$  值并没有小于沪市的  $q$ -四因子模型, 但是考虑到该指标记录的是截距项绝对值的平均值, 0.0025 的差异与 0.0543 相比, 非常小, 可能是因为其他尚未被发现的因子导致截距项不能进一步减小, 而根据 GRS 检验值可以明显地观察到,  $q^5$  模型在沪深两市的表现均好于  $q$ -三因子模型和  $q$ -四因子模型。根据表 7 至表 9 可知,  $q^5$  模型在沪深两市的表现总体是好于  $q$ -三因子模型和  $q$ -四因子模型的, 所以, 我们认为该模型是稳健的。

表 9 沪深两市模型表现能力的比较

	沪市		深市	
	GRS	$ a_i $	GRS	$ a_i $
$q$ -三因子模型	3.8021	0.1016	15.7112	0.0861
$q$ -四因子模型	2.1459	0.0518	10.3191	0.0500
$q^5$ 资产定价模型	2.1106	0.0543	8.4376	0.0460

注:  $q$ -三因子模型和  $q$ -四因子模型分别是 Chen *et al.* [18] 以及 Hou *et al.* [1] 提出的因子模型, 上述两个度量截距项的指标越小, 说明模型表现越好。

五、分时段检验

(一) 股权分置改革背景以及数据处理方法

本部分内容将分析  $q^5$  资产定价模型能否帮助我们挖掘出更多与企业有关的信息。综合考虑之前样本的区间范围以及股改改革的影响力, 本文选择以股权分置改革作为分时段检验的分界点, 对中国 A 股市场进行分时段检验, 通过比较股改前后的数据结构变化和  $q^5$  资产定价模型回归结果, 并进行系数的似无相关检验来分析股权分置改革的成效, 进一步分析股权分置改革前后企业的内在变化。

非流通股股东与流通股股东长期存在利益分割, 极大约束了中国股市的健康发展。2005 年 4 月 29 日, 中国证监会启动股权分置改革, 截至 2006 年底, 共有 1301 家上市公司已完成或者进入改革程序, 占所有应改革上市公司总数的 97%, 对应的市值占比达到 98%, 股权分置改革任务已基本完成。考虑到预期投资增长因子计算过程需要使用 30 个月的历史数据, 无论是以 2006 年 12 月作为分界点, 还是以 2005 年 6 月作为分界点, 划分两个样本的方法都会导致子样本的部分区间内因子处于股权改革中的状态, 模型不能很好地反映出股权改革的结果。

为了避免 2005 年初至 2009 年底间的预期投资增长因子构建的影响, 同时增加样本数量以提高分析的准确性, 更好地判断股改前后数据结果是否产生变化, 本文补充了 1998 年 6 月至 2000 年 12 月的部分数据后, 更新预期投资增长因子以及 9 个股票组合的数据。重新将样本划分为 2001 年 6 月至

表 10 中国股市股改前后数据解释变量描述性统计

	市场因子 ( <i>Mkt</i> )	市值因子 ( <i>Me</i> )	投资因子 ( <i>I/A</i> )	盈利因子 ( <i>ROE</i> )	预期投资 增长因子 ( <i>Eg</i> )
2001 年 6 月 至 2004 年 12 月	-0.1112	-0.0252	-0.0036	0.0919	0.0045
2001 年 6 月 至 2019 年 6 月	0.1253	0.0715	0.0149	0.0548	0.0126
	0.008	0.0590	0.0338	0.0349	0.0073
	0.0412	0.0330	0.0108	0.0143	0.0087

2004 年 12 月、2010 年 6 月至 2019 年 12 月两个分别完全处于股改前和股改后的子样本, 剔除 2005 年 6 月至 2009 年 12 月这一部分处于股改中的样本, 使得分析结果能避免股改过程中的影响, 保证分析结果能准确反映股改前后的变化。表 10 为两个子样本数据解释变量描述性统计。我们可以明显地发现, 数据结果在股改前后产生了变化, 除了盈利因子的均值在股改后减少外, 市场因子、市值因子、投资因子和预期投资增长因子的均值在股改后均有不同程度的增加, 但是所有因子的标准差在股改



后均小于股改前。

## (二) 股权分置改革前后的 $q^5$ 资产定价模型回归分析

我们进一步对股改前后的样本分别进行  $q^5$  资产定价模型回归分析,表 11 记录了对两个样本进行回归分析得到的系数、 $t$  统计量、模型的拟合优度值。

由表 11 可以看出:(1) 除去大市值、低账面价值比的 8 个股票组合的拟合优度值全部大于 0.9,该模型总体上可以比较好地用于解释股改前后的 A 股市场,而考虑大市值、低账面价值比的股票组合,股改后的拟合优度也大于股改前。(2) 考虑截距项,尽管股改前截距项绝对值的平均值要小于股改后,但是考虑到样本的时间长度不一致,仅仅比较这一指标或者是 GRS 检验值均不合理,因此,我们引入一个经过标准化处理后的指标  $|a_i|/A|\bar{r}_i|$  [18],  $\bar{r}_i$  为股票组合  $i$  时间序列上的超额收益率减去 9 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。经过计算,股改前后的  $|a_i|/A|\bar{r}_i|$  的值分别为 1.615、0.504。这说明股改后的实际收益率与预期收益率的差额,即“超额收益率”的比值降低,市场效率较股改前有所提升。因此,后续进行 A 股市场相关资产定价问题的研究时,使用股改后的数据更加合理。(3) 市场因子在股改前后共 18 个股票组合中均在 0.01 的水平上显著,考虑到按照上文出现其他情况进行分组时,市场因子始终在 0.01 的水平上显著,更加证明了上文所述 CAPM 模型设定的正确性。尽管不同股票组合的市值因子系数在股改前后的增减变化存在差异,但是我们可以发现,股改后投资因子的系数要小于股改前的系数,而股改后盈利因子和预期投资增长因子的系数则是小于股改前的系数。

表 11 股改前后中国 A 股市场  $q^5$  资产定价模型回归分析

年份	小市值			中市值			大市值			
	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面	
2001 年 6 月至 2004 年 12 月	$\alpha$	0.012 95 (0.88)	-0.000 6 (-0.14)	0.013 8 (1.53)	-0.038 2 (-2.25)	-0.025 19** (-4.45)	0.006 8 (0.69)	-0.051 6 (-0.91)	0.008 1 (0.34)	0.053 7 (1.84)
	$\beta_{Mkt}$	1.237 3*** (10.42)	1.084 2*** (30.48)	1.257 8*** (17.34)	1.043 9** (7.65)	1.070 9*** (23.55)	1.171 4*** (14.66)	1.031 2 (2.27)	1.090 6** (5.75)	1.159 2** (4.95)
	$\beta_{Me}$	0.846 9** (5.78)	0.890 2*** (20.29)	1.069 5*** (11.95)	0.502 4* (2.99)	1.072 5*** (19.12)	0.655 8** (6.66)	0.094 7 (0.17)	0.170 3 (0.72)	-0.618 5 (-2.14)
	$\beta_{I/A}$	3.191 2 (2.58)	1.416* (3.82)	1.846 6 (2.44)	2.473 9 (1.74)	-0.548 8 (-1.16)	0.459 8 (0.55)	3.294 3 (0.70)	0.084 1 (0.04)	-0.693 1 (-0.28)
	$\beta_{ROE}$	0.254 9 (1.06)	0.171 8 (2.38)	0.494 6* (3.36)	0.365 3 (1.32)	0.607 8** (6.58)	0.373 3 (2.30)	0.841 5 (0.89)	0.573 2 (1.48)	0.276 2 (0.58)
	$\beta_{Eg}$	-2.786 0* (-3.17)	-0.403 1 (-1.53)	-1.548 6 (-2.88)	-2.093 5 (-2.07)	-0.701 1 (-2.08)	-0.637 8 (-1.08)	-2.326 0 (-0.69)	0.292 0 (0.21)	1.123 9 (0.65)
	adj-R <sup>2</sup>	0.979 4	0.997 9	0.992 7	0.957 8	0.996 7	0.990 9	0.502 6	0.947 2	0.958 4
2010 年 6 月至 2019 年 6 月	$\alpha$	0.017 6 (1.23)	0.056 9*** (5.70)	0.079 4*** (16.29)	-0.036 40 (-1.36)	-0.000 1 (-0.00)	0.044 1*** (4.34)	-0.018 7 (-0.44)	0.009 2 (0.55)	0.075 2*** (3.85)
	$\beta_{Mkt}$	1.024 7*** (13.30)	1.038 8*** (19.36)	1.170 6*** (16.29)	0.986 7*** (6.83)	1.040 1*** (13.95)	1.201 5*** (21.84)	0.945 0*** (4.14)	1.085 4*** (12.02)	0.920 3*** (8.75)
	$\beta_{Me}$	1.273 2*** (9.75)	1.071 4*** (11.77)	1.041 6*** (8.55)	0.766 2*** (3.13)	0.679 9*** (5.38)	0.557 9*** (6.01)	0.081 5 (0.21)	-0.057 5 (-0.38)	-0.352 0** (-1.97)
	$\beta_{I/A}$	0.007 5 (0.03)	0.137 4 (0.69)	-0.360 5 (-1.36)	0.678 7 (1.27)	0.198 6 (0.72)	-0.284 5 (-1.41)	0.481 3 (0.57)	-0.381 1* (-1.14)	0.021 6 (0.06)
	$\beta_{ROE}$	0.080 4 (0.31)	-0.412 1** (-2.27)	-0.138 2 (-0.57)	-0.364 8 (-0.75)	-0.366 0 (-1.45)	-0.250 5 (-1.35)	0.164 3 (0.21)	0.124 2 (0.41)	-0.159 4** (-2.12)
	$\beta_{Eg}$	-0.548 6 (-1.64)	0.376 1 (1.61)	-0.030 2 (-0.10)	1.255 5* (2.00)	0.840 4** (2.59)	-0.142 4 (-0.60)	1.887 3* (1.90)	1.118 4*** (2.85)	-0.970 3** (-2.12)
	adj-R <sup>2</sup>	0.981 3	0.991 8	0.983 9	0.935 9	0.979 6	0.988 6	0.714 5	0.943 6	0.934 3

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著,括号内为  $t$  值。

### (三) 股权分置改革前后的似无相关检验

从表 10 可以发现, 股权分置改革前后因子均值存在差异, 特别是改革后投资因子和预期投资增长因子的均值要大于改革前, 而改革后的盈利因子均值要小于改革前。同时在表 11 中, 改革前后三个因子系数也存在变化, 为了检验股票组合在改革前后的系数是否存在明显差异, 我们通过一个零假设为改革前后的系数没有差异的似无相关检验来判断<sup>[28-29]</sup>, 具体的检验结果见表 12。可以发现, 改革前后各个股票组合的因子的系数确实存在差异, 改革后投资因子的变化对收益率的影响小于改革前, 而改革后预期投资增长因子的均值要大于股改前。造成这种结果的原因可能是股权分置改革后, 上市公司投资效率的提高<sup>[30]</sup>, 导致投资能力强与弱的股票组合收益出现明显差距。

表 12 中国股市股权分置改革前后的似无相关检验

	小市值			中市值			大市值		
	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面	低账面	中账面	高账面
$\alpha$	0.87 (0.3519)	53.57 (0.0000)	57.62 (0.0000)	0.08 (0.7806)	6.19 (0.0128)	13.15 (0.0003)	0.55 (0.4569)	0.01 (0.9026)	0.90 (0.3438)
$\beta_{Me}$	34.13 (0.0000)	10.03 (0.0015)	2.49 (0.1146)	2.62 (0.1057)	7.71 (0.0055)	0.51 (0.4761)	0.03 (0.8644)	0.74 (0.3893)	3.36 (0.0670)
$\beta_{I/A}$	136.25 (0.0000)	18.41 (0.0000)	51.66 (0.0000)	1.21 (0.2716)	4.22 (0.0398)	0.43 (0.5096)	0.11 (0.7354)	3.63 (0.0568)	0.13 (0.7210)
$\beta_{ROE}$	0.12 (0.7341)	15.40 (0.0001)	10.04 (0.0015)	1.63 (0.2013)	22.56 (0.0000)	8.48 (0.0036)	0.12 (0.7291)	5.72 (0.0168)	3.36 (0.0670)
$\beta_{Eg}$	87.99 (0.0008)	10.65 (0.0011)	26.33 (0.0000)	10.58 (0.0011)	19.64 (0.0000)	0.06 (0.8030)	1.48 (0.2230)	11.11 (0.0009)	1.27 (0.2598)

注: 本表记录的是卡方统计量; 该检验的零假设为 2001 年 6 月至 2009 年 6 月间该因子的系数与 2010 年 6 月至 2019 年 6 月的系数没有差异, 备择假设为 2001 年 6 月至 2009 年 6 月间该因子的系数与 2010 年 6 月至 2019 年 6 月的系数存在差异; 卡方统计量大于 6.635、3.841、2.706, 分别意味着该结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著, 括号内的值为  $Prob > \chi^2$ 。小、中、大市值以及低、中、高账面分别是按照股票的市值、股票账面价值比的 30%、70% 分位点进行划分。

## 六、结论

本文在 Hou *et al.*<sup>[2]</sup> 提出的  $q^5$  资产定价模型的基础上加以改进, 使用年中财务报表和年末财务报表来构建风险因子, 选取中国 A 股市场 2001 年 6 月到 2019 年 6 月的所有股票作为样本, 考察了  $q^5$  资产定价模型在我国 A 股市场的实证检验, 从分析结果可以得出以下结论:

全样本期间, 市值效益和账面价值比效应显著。小市值股票的平均收益率显著高于大市值股票的平均收益率, 而高账面价值比股票的平均收益率显著高于低账面价值比的股票。这可能是因为小规模高账面价值比的股票组合代表着高风险, 较高收益率只是对该风险的补偿。

相比之前的  $q$ -factor 模型,  $q^5$  资产定价模型能够更加全面地解释中国 A 股市场的股票, 说明从公司金融角度出发推导资产定价模型这一设定的正确性。其中,  $q^5$  资产定价模型能够比较全面地解释小账面价值比和中等账面价值比股票的横截面收益率, 对大账面价值比股票收益率的解释能力有待提高, 这反映出中国 A 股市场的大账面价值比股票收益率的影响因素更为复杂, 这可能是因为其股价波动更容易受到政府政策、市场操纵等因素的影响。

分析比较股权分置改革前后的中国 A 股市场的历史数据和  $q^5$  资产定价模型的拟合结果,我们发现,数据结构存在变化,这说明了股权分置改革初显成效。并且我们发现,股权分置改革之后投资因子和预期投资增长因子显著变大,这可能是由于股票组合收益在股改后出现明显差距。同时考虑到股权分置改革后的实际收益率与预期收益率的差额降低,市场效率较股改前有所提升,后续进行资产定价模型在中国 A 股市场的适用性研究时,使用股权分置改革后的数据更加合理。

## 参考文献:

- [1] HOU K, XUE C, ZHANG L. Digesting anomalies: an investment approach [J]. *Review of financial studies*, 2015, 28 (3): 650-705.
- [2] HOU K, MO H, Xue C, et al.  $q^5$  [R]. NBER working paper No. 24709, 2019.
- [3] FAMA E F, FRENCH K R. Choosing factors [J]. *Journal of financial economics* 2018, 128(2): 234-252.
- [4] 董大宇. CAPM 模型在上海股票市场的实证检验 [J]. *特区经济* 2014(4): 124-126.
- [5] 高扬, 陶媛. CAPM 在上海证券市场的实证研究 [J]. *经济与管理* 2007 (11): 77-81.
- [6] 仪垂林, 黄兴旺, 王能民. 中国证券市场的三因素模型分析 [J]. *南京经济学院学报* 2001(5): 43-47.
- [7] 邹舟, 楼百均. CAPM 模型在上海股票市场的有效性检验 [J]. *企业经济* 2013(1): 173-175.
- [8] 李志冰, 杨光艺, 冯永昌, 等. Fama-French 五因子模型在中国股票市场的实证检验 [J]. *金融研究* 2017 (6): 191-206.
- [9] 赵胜民, 闫红蕾, 张凯. Fama-French 五因子模型比三因子模型更胜一筹吗 [J]. *南开经济研究* 2016(2): 41-49.
- [10] 宋光辉, 董永琦, 陈杨扬, 等. 中国股票市场流动性与动量效应——基于 Fama-French 五因子模型的进一步研究 [J]. *金融经济研究* 2017 (1): 36-50.
- [11] 刘维奇, 牛晋霞, 张信东. 股权分置改革与资本市场效率 [J]. *会计研究* 2010(3): 65-72.
- [12] 吴晓求. 股权分置改革的若干理论问题 [J]. *财贸经济* 2006(2): 24-31.
- [13] 杨善林, 杨模荣, 姚禄仕. 股权分置改革与股票市场价值相关性研究 [J]. *会计研究* 2006(12): 41-46.
- [14] 廖理, 沈红波. Fama-French 三因子模型与股权分置改革效应研究 [J]. *数量经济技术经济研究* 2008(9): 117-125.
- [15] BRAINARD W C, TOBIN J. Pitfalls in financial model-building [J]. *American economic review*, 1968, 58(2): 99-122.
- [16] TOBIN J. A general equilibrium approach to monetary theory [J]. *Journal of money credit & banking*, 1969, 1(1): 15-29.
- [17] COCHRANE J H. Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations [J]. *Journal of finance*, 1991, 46(1): 209-237.
- [18] CHEN L, NOVYM R, ZHANG L. An alternative three-factor model [J]. *National bureau of economic research*, 2011: 1-39.
- [19] 毕少刚. Q-三因子模型在中国 A 股市场适用性研究 [D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学, 2015.
- [20] KEYNES J M. The general theory of employment, interest and money [J]. *Limnology & oceanography*, 1936, 12(1-2): 28-36.
- [21] ANTOSHIN S. Investment under uncertainty [J]. *Econometrica*, 1971, 39(5): 659-681.
- [22] MUSSA M. External and internal adjustment costs and the theory of aggregate and firm investment [J]. *Economica*, 1977, 44(174): 163-178.
- [23] HAYASHI F. Tobin's marginal  $q$  and average  $q$ : a neoclassical interpretation [J]. *Econometrica*, 1982, 50(1): 213-224.
- [24] FAZZARI S M, HUBBARD R G, PETERSEN B C, et al. Financing constraints and corporate investment [J]. *Brookings papers on economic activity*, 1988(1): 141-206.
- [25] GILCHRIST S, HIMMELBERG C P. Evidence on the role of cash flow for investment [J]. *Finance & economics discussion*, 1995, 36(3): 541-572.
- [26] FAMA E F, FRENCH K R. A five-factor asset pricing model [J]. *Journal of financial economics* 2015, 116(1): 1-22.
- [27] GIBBONS M, ROSS S, SHANKEN J. A test of the efficiency of a given portfolio [J]. *Econometrica*, 1989, 57: 1121-1152.

- [28] CLIFFORD C C ,EVA P ,ADAMANTION H. Statistical methods for comparing regression coefficients between models [J]. American journal of sociology ,1995 ,100( 5) : 1261 – 1293.
- [29] HAUSMAN J A. Specification tests in econometrics [J]. Econometrica ,1978 #6: 251 – 1271.
- [30] 黄晶 ,陈工孟 ,包文卿 ,等. 股权分置改革能抑制控股股东过度投资行为吗? [J]. 财经研究 2011( 10) : 26 – 36.  
(责任编辑:王顺善;英文校对:葛秋颖)

## Can $q^5$ Asset Pricing Model Explain China's Stock Market? Evidence from A-share Market

WANG Xiao<sup>1 2</sup> , XIONG Zhichao<sup>3</sup> , HAN Dongya<sup>2</sup>

- (1. School of Management , University of Science and Technology of China , Hefei 230026 , China;
2. International Institute of Finance , University of Science and Technology of China , Hefei 230026 , China;
3. College of Business , Nanyang Technological University , Singapore , 639798)

**Abstract:** In order to analyze whether the  $q^5$  asset pricing model derived from corporate finance can help evaluate stock return performance in China , this paper employs all the stocks in China's A-share market from June 2001 to June 2019 to examine the application of  $q^5$  model in different periods of China's stock market. The study finds out the following: (1) In the full sample , the return rate of the stock portfolio has a significant positive correlation with the company's book value ratio , but has a significant negative correlation with the company's scale. The book value ratio effect and the scale effect are significant. (2) The  $q^5$  model has a better explanatory power than the previous  $q$  factor model , indicating the correctness of the setting from corporate finance. (3) The difference between the expected and actual return rates after the Split-share structure reform in China is significantly closer to zero than before , providing the supporting evidence that the Split-share structure reform significantly improves market efficiency.

**Key words:**  $q^5$  asset pricing model;  $q$  theory; book value ratio effect; scale effect