doi: 10. 19920/j. cnki. jmsc. 2021. 04. 006

# 考虑消费与投资者情绪的股票市场资产定价®

李双琦<sup>1</sup>,陈其安<sup>1\*</sup>,朱 沙<sup>2</sup>

(1. 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400044; 2. 重庆工商大学经济学院, 重庆 400067)

摘要: 首先基于现有相关研究成果从理论上建立了考虑消费与投资者情绪的资产定价模型,然后选取 2005 年 5 月~2018 年 4 月期间的中国 A 股上市公司数据以及消费和投资者情绪数据,分别对构建的考虑消费与投资者情绪的模型以及 CAPM、Fama-French 三因子和五因子模型进行实证检验和比较分析. 研究结果表明: 1) 在资产定价模型中引入消费和投资者情绪因子能够在理论上对 CAPM、Fama-French 三因子和五因子模型进行合理拓展和修正. 2) 从总体定价效率看,用消费和投资者情绪因子分别替代 Fama-French 三因子模型中的规模和账面市值比因子、Fama-French 五因子模型中的盈利和投资因子,都能够提高资产定价效率;在考虑消费和投资者情绪因子后,Fama-French 五因子模型中的盈利和投资因子不再能提高资产定价效率. 本文研究结果基于消费和投资者情绪改善了 Fama-French 模型定价效率,在一定程度上丰富和完善了资产定价理论.

关键词:投资者情绪;消费;资产定价

中图分类号: F830.9; F832.5 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2021)04-0086-23

## 0 引 言

自 Sharpe [1]、Lintner [2]和 Mossin [3] 20 世纪 60 年代基于资产组合理论建立 CAPM 以来,国内外众多学者通过放松假设条件、从不同视角对资产定价模型进行了拓展和修正.例如,Fama 和French [4]在 CAPM 基础上添加规模因子和账面市值比因子建立了三因子模型. Carhart [5]在 Fama-French 三因子模型中引入动量因子建立了四因子资产定价模型. Fama 和 French [6,7]在 Fama-French 三因子模型基础上增加盈利因子和投资因子建立了五因子模型基础上增加盈利因子和投资因子建立了五因子模型,并检验了该五因子模型在国际股票市场中的适用性. Skočir和 Lončarski [8]进一步在 Fama-French 五因子模型中添加代表性动量因子、流动性因子和违约风险因子建立了八因子资产定价模型. 从资产定价理论发展历程来

看,基于各种影响因素对资产定价模型进行理论拓展和实证检验已经成为资产定价领域研究的重要内容. 消费行为可能通过影响企业产品需求影响企业经营绩效和社会经济发展,进而对股票内在价值产生影响. Parker [9] 和 Yogo [10] 阐明了消费在风险资产定价中的重要性. Merton [11]、Lucas [12] 和 Breeden [13] 将消费引入 CAPM 中建立了基于消费的资本资产定价模型( CCAPM). 投资者情绪可能通过影响投资者交易决策行为影响股票市场供求关系,进而对股票市场价格产生影响. Yang 和 Zhang [14]、Yang 和 Zhou [15]、Li [16] 在对投资者情绪与资产定价之间的关系进行分析的基础上,建立了考虑投资者情绪的资产定价模型. 可见,消费和投资者情绪可以从经济基本面和投资者交易行为两个方面影响股票市场价格,是股票市场资产定

① 收稿日期: 2019-01-09; 修订日期: 2020-05-18.

基金项目: 国家社会科学基金资助重点项目(19AGL013); 中央高校基本科研业务费资助项目(2020CDJSK02TD03).

通讯作者: 陈其安(1968-), 男, 重庆綦江人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: chenqi\_an33@163.com

价的两个不可或缺的重要因素;将消费和投资者情绪同时纳入资产定价模型,从行为金融学和传统金融学融合视角展开研究,对于拓展和创新资产定价理论具有重要的理论和现实意义.

现有相关研究文献分别围绕消费与股票市场 资产定价、投资者情绪与股票市场资产定价两个 方面展开研究,得到了很多有理论和应用价值的 研究成果,为本文研究打下了坚实的学术基础.

在消费与股票市场资产定价方面, Breeden<sup>[13]</sup>提出的将投资者财富分配于消费和投 资以实现效用最大化的思想为基于消费的资产定 价理论模型发展奠定了坚实基础,众多学者在此 基础上进行了很多理论和实证研究. 在理论研究 方面, Weil [17] 在 Kreps 和 Porteus [18] 提出的非预期 效用偏好基础上结合资产定价一般均衡理论发展 了基于消费的资产定价理论模型,发现放宽时间 累加预期效用的参数限制虽不足以解决股票溢价 之谜,但能凸显无风险利率之谜的存在性. Constantinides [19] 将内部消费习惯引入 CCAPM 构建 的基于内部消费习惯的资产定价模型结果表明, 在理性预期情形下,一旦 Von Neumann-Morgenstern 偏好的时间可分离性被放宽到允许消费相 邻互补(这种特性也被称为习惯持续性),就可解 决股权溢价难题. Campbell 和 Cochrane [20] 将外部 消费习惯引入 CCAPM 构建的基于外部消费习惯 的资产定价模型有助于解释短期和长期股权溢价 难题. 熊和平[21] 在纯交换经济中引入具有外在性 消费习惯和不具有消费习惯的两类投资者,研究 消费习惯对投资者最优消费规则和资产价格的影 响后发现,外在消费习惯会影响动态资产定价;随 后,熊和平与李淑懿等人进一步将投资者消费习 惯分为内在性消费习惯和外在性消费习惯,建立 了基于消费的资产定价模型,得到了"内在性消 费习惯将提高股权溢价水平、外在性消费习惯对 股权溢价的影响取决于习惯水平与风险资产之间 的相关性"的结论[22]. 陈国进等[23] 将消费习惯形 成因素作为内生变量构建包含政策不确定性的资 产定价模型、并采用数值模拟方法对其进行比较 静态分析后发现,政策不确定性对股票价格的影 响程度随习惯形成、风险资产投资比例、风险厌恶

系数等因素的变化而变化. 在实证研究方面,陈国 进和黄伟斌[24]分别在不同经济开放度假设下,基 于 Fama-MacBeth 两步法研究了国内与国外消费 风险对中国股票市场资产定价的影响,发现长期 风险模型具有强于 CAPM 和 CCAPM 的中国股票 资产组合定价能力. Márquez 等<sup>[25]</sup>认为,在考虑消 费风险的条件下,市场非流动性风险将成为风险 资产定价的重要因素. Hasseltoft [26] 研究表明,预 期消费增长率和时变宏观经济波动率可以解释股 票市场和债券市场的风险溢价水平及其方差. Malloy 等[27] 使用微观层面的家庭数据对股票长 期持有者的资产收益与消费风险之间的关系进行 研究后发现,股票长期持有者的消费风险比总消 费风险和非股票持有者的消费风险更能解释平均 资产收益变化. Black 等<sup>[28]</sup> 发现,在股票价格预测 模型中引入消费增长率能增强股票价格预测效 果,消费可能是股票市场资产定价需要考虑的重 要变量.

在投资者情绪与股票市场资产定价方面,De Long 等<sup>[29]</sup>构建的 DSSW 模型是投资者情绪影响 资产定价的经典理论模型,其研究表明,非理性情 绪会影响噪声交易行为,在投资者情绪过度乐观 (悲观)的情况下,噪声交易会导致投资者对风险 资产的需求过度(不足),进而对风险资产价格产 生重要影响. 曾燕等[30] 将投资者划分为理性投资 者与情绪投资者,构建了投资者异质性条件下的 动态资产定价模型,发现投资者情绪是影响股票 收益的重要因素. Baker 和 Wurgler [31] 构建 BW 投 资者情绪指数进行实证研究后发现,投资者情绪 对未来股票收益变化有重要影响. Waggle 和 Agrrawal [32] 检验了美国股票市场中个人投资者情 绪对随后3个月和6个月股票收益的短期影响, 发现投资者情绪与股票短期收益负相关,即积极 (消极)的投资者情绪短期内会产生低(高)收益. Sun 等<sup>[33]</sup>在高频视角下对投资者情绪与股票收 益之间的关系进行研究后发现,高频的投资者情 绪可预测日内股票收益. 刘维奇和刘新新[34] 对比 研究了个人投资者情绪和机构投资者情绪对股票 收益率的影响,发现机构投资者比个人投资者更 理性,机构投资者情绪预测后市的能力更强. 杨晓

兰等[35] 在利用与投资者相关的网络信息构建投 资者情绪指标的基础上研究发现,投资者情绪与 股票收益率显著正相关,二者之间的相关性有助 于提高股票价格预测能力. 许海川和周炜星[36] 发 现,将中国波指(iVX)纳入中国股票市场投资者 情绪综合指标体系能增强投资者情绪对中国股票 市场的预测性. Ho 和 Hung[37] 将投资者情绪作为 条件信息加入资产定价模型,构建了基于投资者 情绪的条件资产定价模型,并在此基础上研究发 现,股票内在价值、流动性和动量效应对股票收益 具有显著影响,规模对股票收益的影响不显著. Bathia 和 Bredin [38] 进一步在条件资产定价模型中 加入不同的投资者情绪指标,发现引入不同投资 者情绪指标的条件资产定价模型能较好地解释规 模、内在价值、流动性和动量效应对股票收益的影 响,并增强股票收益的预测效果,这表明投资者情 绪在条件资产定价模型中也扮演着重要角色.

综合上述分析可以看到,消费和投资者情绪 都是影响股票市场资产定价的重要因素. 现有国 内外相关研究文献虽然分别对消费与资产定价的 关系、投资者情绪与资产定价的关系进行了理论 和实证研究,得到了很多创新性研究成果,但仍存 在如下一些不足和局限: 1) 在研究投资者情绪与 资产定价之间的关系时,没有考虑投资者情绪与 风险厌恶之间的内在联系,也就难以在所构建的 基于投资者情绪的资产定价模型中真实反映投资 者情绪通过影响投资者风险厌恶、进而影响投资 者交易决策行为和股票市场资产定价的理论逻 辑. 2) 没有将消费和投资者情绪纳入股票市场资 产定价的同一分析框架、从理论和实证上对考虑 消费与投资者情绪的股票市场资产定价模型进行 系统研究. 基于此,本文拟在现有相关研究成果基 础上,在假设投资者风险厌恶是投资者情绪的函 数的条件下,将消费和投资者情绪纳入股票市场 资产定价理论分析框架,从理论上构建考虑消费 与投资者情绪的资产定价模型,并利用中国 A 股 上市公司数据以及消费和投资者情绪数据样本进 行实证研究,进而修正和扩展资产定价模型和 理论.

## 1 理论模型

## 1.1 假设条件

Epstein 和  $Zin^{[39,40]}$  在 Kreps 和 Porteus [18] 研究的基础上,将投资者的最优效用值( Optimal Value of Utility)  $V_\iota$  设定为当前财富  $W_\iota$  和当前信息  $I_\iota$  的函数,提出了如下的最优效用值递归表达式( Bellman 方程)

$$V_t = V_t(W_t, I_t) \equiv$$

$$\max_{C_{t},\omega_{i,t}} \left\{ \left( 1 - \beta \right) C_{t}^{1-1/\varepsilon} + \beta \left\{ E_{t} \left[ V_{t+1} \left( W_{t+1}, I_{t+1} \right) \right]^{1-\gamma} \right\}^{\frac{1-1/\varepsilon}{1-\gamma}} \right\}^{\frac{1}{1-1/\varepsilon}}$$

其中  $V_i$  为最优效用值, $W_i$  为当前财富水平, $I_i$  为当前信息, $\omega_{i,i}$  为第 i 种风险资产占财富的比重, $C_i$  为当前消费水平, $E_i$  为条件期望算子, $0 < \beta < 1$  为主观贴现因子, $\gamma$  为相对风险厌恶系数, $\varepsilon$  为跨期替代弹性, $\gamma$  和  $\varepsilon$  相互独立且为常数.

Epstein 和 Zin<sup>[40]</sup>根据规划问题的齐次性,进 一步将最优效用值设定为如下表达式

$$V_t(W_t, I_t) = \varphi_t(I_t) W_t \equiv \phi_t W_t \tag{2}$$

本文拟在 Epstein 和 Zin<sup>[39,40]</sup>提出的最优效用值递归表达式基础上,把消费和投资者情绪纳入资产定价框架中,构建包含消费和投资者情绪因子、且在理论模型和实证方法方面与 CAPM 及其扩展形式相统一的一般化的资产定价模型.基于此研究目的,为了便于建模,本文在相关研究成果基础上做出如下合理假设:

1) 投资者将财富投资于无风险资产和 n 种风险资产,其总财富收益率可表示为  $r_{w,t+1} = r_f + \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} (r_{i,t+1} - r_f)$  . 其中  $r_{w,t+1}$  、  $r_{i,t+1}$  和  $r_f$  分别为总财富收益率、风险资产 i 的收益率和无风险资产收益率. 记  $R_{w,t+1} = 1 + r_{w,t+1}$  ,  $R_{i,t+1} = 1 + r_{i,t+1}$  ,  $R_f = 1 + r_f$  ,可将上式表示为

$$R_{w,t+1} = R_f + \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} (R_{i,t+1} - R_f)$$
 (3)

2) 根据 Cochrane [41] 的研究,在市场均衡状态下,可以将市场组合收益率  $r_{w,t+1}$  作为财富收益率  $r_{w,t+1}$  的代理变量,以解决财富收益率  $r_{w,t+1}$  无法准确测算的问题,即

$$W_{t+1} = R_{w,t+1}(W_t - C_t) = R_{m,t+1}(W_t - C_t)$$
 (4)

3) 在 Epstein 和 Zin [39, 40] 的理论框架和新古 典金融学的分析框架中,相对风险厌恶系数γ被 设定为常数,这难以真实反映投资者风险偏好及 其变化情况,目前已有若干相关文献探讨了投资 者风险厌恶的可变性问题. 例如, Gordon 和 St-Amour<sup>[42]</sup>在假设投资者风险厌恶具有状态依 存性的基础上改进了基于消费的资本资产定价模 型. Chue [43] 认为投资者风险厌恶具有时变性,其 在利空条件下会更加厌恶风险. Brunnermeier 和 Nagel [44] 研究表明,投资者习惯、消费承诺和生活 水平都会引起风险厌恶程度变化,进而使投资者 的风险资产投资比例与其流动财富水平同向变 化. Yu 和 Yuan [45] 认为投资者情绪将对其风险厌 恶产生直接影响,乐观情绪会使投资者不太关注 风险,进而降低其风险厌恶程度;悲观情绪会使投 资者特别关注风险,进而提高其风险厌恶程度.陈 其安等<sup>[46]</sup>在 Yu 和 Yuan<sup>[45]</sup>研究成果基础上,将 投资者风险厌恶系数设定为投资者情绪的单调递 减函数. 根据本文研究目的,借鉴陈其安等[46]的 研究成果将风险厌恶系数 γ 与投资者情绪 IS 之 间的关系设定为

$$\gamma(IS) = \gamma_0 e^{-b \times IS}, b > 0$$
 (5)

$$\gamma'(IS) = -b\gamma_0 e^{-b \times IS} < 0 \tag{6}$$

在式(5)和式(6)中,b为一个正常数. IS > 0表示投资者情绪乐观,IS 越大,投资者乐观情绪程度就越高; IS < 0表示投资者情绪悲观,IS 越小,投资者悲观情绪就越强; IS = 0表示投资者是理性的,此时其风险厌恶系数退化为一个常数,即 $\gamma(0) = \gamma_0$ .可见,不考虑投资者情绪的风险厌恶系数实质上是考虑投资者情绪的风险厌恶系数的一种特殊情况,后者能够更加全面地反映投资者风险厌恶随投资者情绪的动态变化,更具合理性. 式(6)进一步阐明了投资者风险厌恶系数随投资者情绪的单调递减关系.

4) 假设风险资产收益率、总财富收益率(市场收益率)、消费增长率均服从对数正态分布,其对数形式可分别表示为

$$\begin{split} &\ln(\,R_{i,t+1}) \;\equiv \ln(\,1\,+r_{i,t+1}) \;\approx r_{i,t+1} \\ &\ln(\,R_{m,t+1}) \;\equiv \ln(\,1\,+r_{m,t+1}) \;\approx r_{m,t+1} \\ &w_t \equiv \ln(\,W_t) \;\;,\; c_t \equiv \ln(\,C_t) \end{split}$$

$$\ln(C_{t+1}) - \ln(C_t) \equiv \ln(1 + \Delta c_{t+1}) \approx \Delta c_{t+1}$$

根据概率统计理论,如果随机变量 X 满足对数 正态分布,  $\ln(X) \sim N(\mu, \sigma^2)$  ,则  $\mathrm{E}(X) = \mathrm{e}^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2}$ ,

$$\ln \, \mathrm{E}(\,X) \, = \! \mu + \! \frac{1}{2} \sigma^2 = \! \mathrm{E}(\, \ln(\,X)\,) \, + \frac{1}{2} Var(\, \ln(\,X)\,) \ . \label{eq:local_energy}$$

其中,随机变量 X 分别表示风险资产收益率、总财富收益率和消费增长率, $\mu$  和  $\sigma^2$  分别表示相应随机变量的期望和方差.

### 1.2 模型推导

在上述假设条件下,式(1)转化为

$$V_{t} = V_{t}(W_{t}, I_{t}) \equiv$$

$$\max_{C_t,\omega_{i,t}} \left\{ \left. \left( \, 1 - \beta \right) C_t^{1 - 1/\varepsilon} + \beta \, \left\{ \, \mathbf{E}_t \, \left[ V_{t+1} \big( \, W_{t+1}, I_{t+1} \big) \, \right]^{1 - \gamma(\mathit{IS})} \, \right\}^{\frac{1 - 1/\varepsilon}{1 - \gamma(\mathit{IS})}} \, \right\}^{\frac{1}{1 - 1/\varepsilon}}$$

s.t. 
$$W_{t+1} = R_{m,t+1}(W_t - C_t)$$
 (7)

其中 $\gamma(IS)$  为与投资者情绪相关的相对风险厌恶系数, $\varepsilon$  为跨期替代弹性, $\gamma(IS)$  和 $\varepsilon$  相互独立.

令 
$$\theta = \frac{1 - \gamma(IS)}{1 - 1/\varepsilon}$$
 ,将式(7) 分别对  $C_t$  和  $\omega_{i,t}$ 

求偏导,可得如下欧拉方程

$$E_{t} \left[ \beta \left( C_{t+1} / C_{t} \right)^{-1/\varepsilon} R_{m,t+1} \right]^{\theta} \right\} = 1$$
 (8)

进而由此可得如下随机贴现因子

$$M_{t+1} = \left[\beta \left( C_{t+1}/C_{t} \right)^{-1/\varepsilon} \right]^{\theta} \left( R_{m,t+1} \right)^{\theta-1}$$

由随机贴现因子对无风险资产的基本定价方程  $E_{\iota}\{M_{\iota+1}R_{\iota}\}=1$ ,得

$$E_{t} \left\{ \left[ \beta \left( C_{t+1} / C_{t} \right)^{-1/\varepsilon} \right]^{\theta} \left[ R_{m,t+1} \right]^{\theta-1} \right\} = 1 / R_{f}$$

$$(10)$$

对式(9) 两边对数线性化,得

$$\theta \ln \beta - \frac{\theta}{\varepsilon} E_{\iota}(\Delta c_{\iota+1}) + (\theta - 1) E_{\iota} \ln(R_{m,\iota+1}) +$$

$$E_{t}\ln(R_{i,t+1}) + \frac{1}{2}Var_{t}\left[\frac{\theta}{\varepsilon}\Delta c_{t+1} - (\theta - 1)\right] \times$$

$$\ln(R_{m,t+1}) - \ln(R_{i,t+1}) = 0$$
 (11)

对式(10)两边对数线性化,得

$$-\ln(R_{f}) = \theta \ln \beta - \frac{\theta}{\varepsilon} E_{t}(\Delta c_{t+1}) + (\theta - 1) \times E_{t} \ln(R_{m,t+1}) + \frac{1}{2} Var_{t} \left[ \frac{\theta}{\varepsilon} \Delta c_{t+1} - (\theta - 1) \times E_{t} \ln(R_{m,t+1}) \right]$$
(12)

由式(11)加式(12),并根据对数正态变量性质,可得

$$\begin{split} & \mathrm{E}_{t} \mathrm{ln}(\,R_{i,t+1}) \, - \mathrm{ln}(\,R_{f}) \, + \frac{1}{2} \mathit{Var}_{t}(\,\, \mathrm{ln}(\,R_{i,t+1}) \,\,) \quad = \\ & \mathrm{ln} \,\, \mathrm{E}_{t}(\,R_{i,t+1}) \, - \mathrm{ln}(\,R_{f}) \,\, = \frac{\theta}{\varepsilon} \mathit{Cov}_{t}(\,\, \Delta c_{t+1} \,\,, \\ & \mathrm{ln}(\,R_{i,t+1}) \,\,) \, + \,\, (\,1 \, - \,\theta) \,\, \mathit{Cov}_{t}(\,\, \mathrm{ln}(\,R_{i,t+1}) \,\,, \\ & \mathrm{ln}(\,R_{m,t+1}) \,\,) \end{split} \tag{13}$$

对式(13) 进行对数近似转换,得

$$E_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f} = \frac{\theta}{\varepsilon} Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{i,t+1}) + (1 - \theta) Cov_{t}(r_{i,t+1}, r_{m,t+1})$$
(14)

将式(14) 进一步转化为

$$E_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f} = \frac{\theta}{\varepsilon} \frac{Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{i,t+1})}{Var_{t}(\Delta c_{t+1})} Var_{t}(\Delta c_{t+1}) + (1 - \theta) \frac{Cov_{t}(r_{i,t+1}, r_{m,t+1})}{Var_{t}(r_{i,t+1})} Var_{t}(r_{m,t+1})$$

则有

$$\begin{split} \mathbf{E}_{t}(r_{i,t+1}) &- r_{f} = \frac{\theta}{\varepsilon} \boldsymbol{\beta}_{i,\Delta c} Var_{t}(\Delta c_{t+1}) + \\ & (1 - \theta) \, \boldsymbol{\beta}_{i,m} Var_{t}(r_{m,t+1}) \qquad (15) \\ \mathbf{其中} \boldsymbol{\beta}_{i,\Delta c} = & \frac{Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{i,t+1})}{Var_{t}(\Delta c_{t+1})} \, \boldsymbol{\pi} \boldsymbol{\beta}_{i,m} = & \frac{Cov_{t}(r_{i,t+1}, r_{m,t+1})}{Var_{t}(r_{m,t+1})} \\ \boldsymbol{分别为风险资产} \, i \, \, \boldsymbol{相对于消费因子和市场因子的} \end{split}$$

当风险资产i的收益率与市场收益率相等时,由式(14)可得

$$E_{t}(r_{m,t+1}) - r_{f} = \frac{\theta}{\varepsilon} Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{m,t+1}) + (1 - \theta) Cov_{t}(r_{m,t+1}, r_{m,t+1})$$

进而有

贝塔系数.

$$Var_{t}(r_{m,t+1}) = \frac{1}{1-\theta} \left[ E_{t}(r_{m,t+1}) - r_{f} - \frac{\theta}{c} Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{m,t+1}) \right]$$
(16)

同理可得

$$Var_{t}(\Delta c_{t+1}) = \frac{\varepsilon}{\theta} \left[ E_{t}(\Delta c_{t+1}) - r_{f} - (1-\theta) Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{m,t+1}) \right]$$
(17)

将式(16)和式(17)代入式(15),得

$$\mathbf{E}_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f} = \boldsymbol{\beta}_{i,\Delta c} \left[ \mathbf{E}_{t}(\Delta c_{t+1}) - r_{f} \right] + \boldsymbol{\beta}_{i,m} \left[ \mathbf{E}_{t}(r_{m,t+1}) - r_{f} \right] - (1 - \theta) \boldsymbol{\beta}_{i,\Delta c} \times$$

$$Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{m,t+1}) - \frac{\theta}{\varepsilon}\beta_{i,m}Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{m,t+1})$$
(18)
将  $\theta = \frac{1 - \gamma(IS)}{1 - 1/\varepsilon}$  代人式(18),可得
$$E_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f} = \frac{\beta_{i,\Delta c} - \beta_{i,m}}{\varepsilon - 1}Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{m,t+1}) + \beta_{i,m}\left[E_{t}(r_{m,t+1}) - r_{f}\right] + \beta_{i,\Delta c}\left[E_{t}(\Delta c_{t+1}) - r_{f}\right] + Cov_{t}(\Delta c_{t+1}, r_{m,t+1}) \left(\frac{1}{\varepsilon - 1}\beta_{i,m} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}\beta_{i,\Delta c}\right)\gamma_{0}e^{-b\times IS}$$
(19)

根据 Campbell 和 Viceira [47] 的研究结果,可将第 i 种风险资产占财富的比重表示为

$$\omega_{i,t} = \frac{1}{\gamma(IS)} \frac{E_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f}}{Var_{t}(r_{i,t+1})} - \frac{1}{1 - \varepsilon} \left(1 - \frac{1}{\gamma(IS)}\right) \frac{Cov_{t}(c_{t+1} - w_{t+1}, r_{i,t+1})}{Var_{t}(r_{i,t+1})}$$
(20)

将式(20)对 IS 求偏导,得

$$\frac{\partial \omega_{i,t}}{\partial IS} = \frac{\partial \omega_{i,t}}{\partial \gamma(IS)} \frac{\partial \gamma(IS)}{\partial IS} = \begin{cases}
\frac{-1}{\left[\gamma(IS)\right]^{2}}\right\} (-b) \gamma_{0} e^{-b \times IS} \left[\frac{E_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f}}{Var_{t}(r_{i,t+1})} + \frac{1}{1 - \varepsilon} \frac{Cov_{t}(c_{t+1} - w_{t+1}, r_{i,t+1})}{Var_{t}(r_{i,t+1})}\right] \tag{21}$$

根据 Bansal 和 Yaron [48]的研究结果,跨期替代弹性  $\varepsilon$  应该大于 1. 一般来说,风险资产的风险溢价预期应该大于零,即  $E_t(r_{i,t+1})-r_f>0$ . 投资者的跨期替代弹性大于 1 可能导致投资者倾向于推迟消费而新增投资于风险资产. 当投资者持有乐观情绪时,风险资产预期价格上涨,预期财富增加,且预期财富增加幅度比预期消费增加幅度更大,预期对富增加幅度比预期消费占预期财富的比重会减小;当投资者持有悲观情绪时,风险资产预期价格下跌,预期财富减少,在消费棘轮效应作用下,预期消费占预期财富的比重会增大. 可见,风险资产预期收益与预期对富的比重会增大. 可见,风险资产预期收益与预期消费占预期财富的比重负相关,即  $Cov_t(c_{t+1}-w_{t+1},r_{i,t+1})$  < 0 ,进而可以得到  $\frac{\partial \omega_{i,t}}{\partial IS}$  > 0 ,即投资

者投资于风险资产的比重是投资者情绪的单调增函数,这表明乐观(悲观)的投资者情绪会增加(减小)投资者对风险资产的需求,从而提高(降低)风险资产价格.

将 e<sup>-bxlS</sup> 进行一阶泰勒展开,并对式(19) 进行化简整理后,可以得到如下基于消费和投资者情绪的三因子模型(简称 CS 三因子模型)

$$E_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f} = \alpha_{i} + \beta_{i,m} \left[ E_{t}(r_{m,t+1}) - r_{f} \right] +$$
  $\beta_{i,\Delta c} \left[ E_{t}(\Delta c_{t+1}) - r_{f} \right] + \beta_{i,JS} IS$  (22) 其中  $E_{t}(r_{m,t+1}) - r_{f}$  为市场因子产生的风险溢价;  $E_{t}(\Delta c_{t+1}) - r_{f}$  为消费因子产生的消费风险溢价;  $IS$  为投资者情绪因子. 该模型既可以看作是基于消费和投资者情绪对标准 CAPM 的拓展,也可以看作是用消费因子和投资者情绪因子替代规模因子和账面市值比因子后对 Fama-French 三因子模型  $[4]$  (简称 FF 三因子模型) 的修正.

进一步,分别在 Fama-French 三因子模型和五因子模型<sup>[6]</sup>(简称 FF 五因子模型)中增加消费因子和投资者情绪因子,可以得到如下考虑消费和投资者情绪因子的五因子模型(简称 CS 五因子模型)和七因子模型(简称 CS 七因子模型)

$$\mathbf{E}_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f} = \alpha_{i} + \beta_{i,m} \left[ \mathbf{E}_{t}(r_{m,t+1}) - r_{f} \right] + \beta_{i,\Delta c} \left[ \mathbf{E}_{t}(\Delta c_{t+1}) - r_{f} \right] + \beta_{i,S} SMB_{t} + \beta_{i,h} HML_{t}$$
 (23)
$$\mathbf{E}_{t}(r_{i,t+1}) - r_{f} = \alpha_{i} + \beta_{i,m} \left[ \mathbf{E}_{t}(r_{m,t+1}) - r_{f} \right] + \beta_{i,\Delta c} \left[ \mathbf{E}_{t}(\Delta c_{t+1}) - r_{f} \right] + \beta_{i,S} IS + \beta_{i,s} SMB_{t} + \beta_{i,h} HML_{t} + \beta_{i,r} RMW_{t} + \beta_{i,e} CMA_{t}$$
 (24)
其中  $SMB_{t} \setminus HML_{t} \setminus RMW_{t} \setminus CMA_{t}$  分别为规模、账面市值比、盈利、投资差异产生的风险溢价.

为了验证上述 CS 三因子、五因子和七因子模型的定价效率,有必要利用中国 A 股上市公司以及消费和投资者情绪数据对其进行实证检验,并将其与 CAPM、FF 三因子和 FF 五因子模型进行比较分析.

## 2 样本选取和研究设计

#### 2.1 样本选取和数据处理

2005年4月我国股票市场实施了旨在消除 流通股和非流通股流通性差异的股权分置改革, 为了减小制度效应对研究结果的影响,本文选取 2005年5月到2018年4月为样本区间.然后,从 国泰安数据库收集样本区间内的一年定期存款月 利率、沪深300指数月收益率以及沪深两市所有 非金融类A股上市公司的月收益率、流通市值、 所有者权益、营业利润、总资产增长率等数据,以经 CPI 调整的一年定期存款月实际利率为无风险 利率  $r_f$ , 经 CPI 调整的沪深 300 指数月实际收益率为市场收益率  $r_m$ . 最后,基于沪深两市非金融类 A 股上市公司数据,以第 t-1 年 12 月的沪深两市所有非金融类 A 股上市公司为初始样本,从中剔除第 t 年 5 月到第 t+1 年 4 月期间被 ST 或\*ST 的公司、所有者权益为负的异常公司以及数据缺失的公司后得到有效公司样本. 针对每个有效样本公司,以第 t-1 年末的流通市值表示公司规模(Size),以第 t-1 年末的所有者权益合计与流通市值之比表示账面市值比(B/M),以第 t-1 年的营业利润与第 t-1 年末的所有者权益合计之比表示盈利(OP),以第 t-1 年的总资产增长率表示投资(INV).

对于本文模型中引入的关键变量——投资者情绪,Baker 和 Wurgler<sup>[31]</sup>提出的 BW 指数得到了广泛应用,国内学者根据中国股票市场实际情况对其进行了调整和优化,本文参考易志高和茅宁<sup>[49]</sup>对 BW 指数的改进方法,选取相关数据构建了中国股票市场投资者情绪综合指数 *IS* 的月度指标. 相关数据来源于国泰安数据库.

对于本文模型中引入的另一个关键变量--消费增长率,本文首先从国泰安数据库、中国统计 年鉴和国家统计局网站收集社会消费品零售总额 月度数据、CPI 环比月度数据和全国年度总人口 数据. 其次,由于经济指标时间序列观测值一般都 会表现出月度或季度循环变动,这种循环变动 (季节性变动)可能会掩盖经济现象的客观规律, 有必要对其进行季节调整; 社会消费品零售总额 月度数据在直观上呈现出长期趋势的同时,还伴 随着季节性变动; 为了消除季节波动对社会消费 品零售总额的影响,本文首先采用 Census X12 方 法对社会消费品零售总额月度数据进行季节调 整,然后使用 CPI 月度环比数据将其转化为实际 的社会消费品零售总额月度数据. 最后,利用指数 增长模型将全国年度总人口换算成月度总人口, 用经过季节调整的月度实际社会消费品零售总额 除以全国月度总人口得到实际的人均社会消费品 零售额,用实际人均社会消费品零售额计算得到 实际人均消费增长率  $\Delta c$ . 当在本文提出的模型中

使用社会消费品零售总额和 CPI 历史月度数据计算得到的消费增长率时,本文模型可用于解释. 社会消费品零售总额和 CPI 当月数据及其未来月份数据虽然不能从国泰安数据库、中国统计年鉴和国家统计局直接得到,但都可以基于其历史数据使用常见的预测方法进行预测,进而得到实际社会消费品零售总额当月数据及其未来月份数据的预测值;在将这些预测数据用于本文提出的模型时,模型即可用于预测.

需要特别说明的是,由于国家统计局等相关部门发布的社会消费品零售总额和 CPI 等数据最多只能统计到月,本文在研究过程中难以从权威统计机构获得高频的周、日数据,所以基于数据可得性,本文借鉴 Fama 和 French [4,6] 等文献的研究方法、采用月度数据对本文所建模型进行实证研究. 从模型构建过程来看,只要能够获得社会消费品零售总额和 CPI 等数据的高频观测值,本文所建模型也能够适用于高频的周、日收益率预测.

### 2.2 研究设计

## 1) 因子计算

Fama 和 French [6] 的研究采取  $2 \times 2 \times 2 \times 3 \times 2 \times 2 \times 2 \times 2 = 2$  种分组方式计算各因子. 为了减少误差,使构建各因子的资产组合中尽可能包含更多股票,本文选取  $2 \times 2 \times 2 \times 2 \times 2$  分组方式. 具体而言,首先将第 t 年 7 月至第 t + 1 年 6 月期间的所有有效样本公司按第 t - 1 年末的规模( Size) 分成大( B) 和小( S) 两组,然后以账面市值比( B/M)、盈利( OP)、投资( INV) 为分类标准分别将样本公司分成 B/M 高( H) 和低( L)、OP 强( R) 和弱( W)、INV保守( C) 和激进( A) 两组,最后按照如下方式计算各因子

$$SMB = (SH + SL + SR + SW + SC + SA) /6 (BH + BL + BR + BW + BC + BA) /6$$
 $HML = (SH + BH) /2 - (SL + BL) /2$ 
 $RMW = (SR + BR) /2 - (SW + BW) /2$ 
 $CMA = (SC + BC) /2 - (SA + BA) /2$ 

其中 SH 为小规模(S)、高账面市值比(H) 投资组合通过流通市值加权的月度实际收益率,SL、SR、SW、SC、SA、BH、BL 、BR 、BW 、BC 、BA 与 SH 类似,分别表示相应投资组合通过流通市值加权的月度实际收益率. SMB 为小规模的 6 个投资组合与大

规模的 6 个投资组合月度实际收益率平均值之差, HML 为规模不同的 2 个高账面市值比投资组合与 2 个低账面市值比投资组合月度实际收益率平均值之差, RMW 为规模不同的 2 个强盈利投资组合与 2 个弱盈利投资组合月度实际收益率平均值之差, CMA 为规模不同的 2 个保守投资组合与 2 个激进投资组合月度实际收益率平均值之差.

#### 2) 投资组合分组

借鉴 Fama 和 French  $^{[6]}$  研究中采取的投资组合分组方式,本文采取  $5 \times 5$  分组方式对投资组合进行分组. 具体地说,首先针对第 t 年 5 月至第 t+1 年 4 月期间的每个有效样本公司,用其月度实际收益率减去月度无风险实际收益率得到月度实际超额收益率;然后将第 t 年 5 月至第 t+1 年 4 月期间的所有有效样本公司按第 t-1 年末的规模( Size)、账面市值比( B/M)、盈利( OP)、投资( INV) 数值大小分成五组,分别构建 Size-B/M、Size-OP 和 Size-INV 分组的  $5 \times 5$  投资组合;最后将每个投资组合中的各个上市公司在第 t 年 5 月至第 t+1 年 4 月期间的月度实际超额收益率按第 t-1 年 12 月流通市值加权平均得到 25 个投资组合的月度实际超额收益率.

表1报告了5×5投资组合在Size-B/M、Size-OP 和 Size-INV 分组方式下的月度平均实际超额 收益率,对其中符合 B/M、OP 或 INV 效应的数据 进行了加粗处理. 结合 Fama 和 French [6] 针对美国 股票市场的研究结果可以看到,相比于美国股票市 场,中国股票市场各投资组合的月度平均实际超额 收益率更高,各投资组合超额收益率之间的差异更 小;这可能源于中国股票市场发展不成熟,市场效 率和信息传递效率不高,导致投资者对公司基本价 值的评估相对困难,从而产生较大的投资羊群效 应. 另外,从表1中各投资组合实际超额收益率变 化情况可以看到: 1) 中国股票市场的 Size 效应比 较明显,即规模越小的投资组合平均实际超额收 益率越高(如 Panel A、Panel B、Panel C 所示); 2) 所有规模的投资组合均在总体上表现出一定 程度的 B/M 效应,即账面市值比越高的投资组合 平均实际超额收益率越高(如 Panel A 所示); 3) 除规模最小的投资组合外,其他规模的投资 组合均表现出一定程度的 OP 效应,即盈利越强

的投资组合平均实际超额收益率越高(如 Panel B 所示);4)除规模第二小和规模第二大的投资组合外,其他规模的投资组合均表现出一定程度的 *INV* 效应,即投资越保守的投资组合平均

实际超额收益率越高(如 Panel C 所示).由此可见,中国股票市场存在一定程度的 Size、B/M、OP、INV效应,可以利用本文构建的基于消费和投资者情绪的资产定价模型进行实证研究.

#### 表 1 5 × 5 投资组合的月度平均实际超额收益率(%)

Table 1 Average monthly real excess returns for 5 × 5 portfolios(%)

	Low	2	3	4	High
		Panel A Siz	ze-B/M 组合		
Small	2.053 5	2.431 8	2.487 4	2.616 7	2.397 5
2	1.763 1	2.208 2	2.112 4	2.075 2	2.179 1
3	1.382 1	1.759 7	1.480 5	1.837 9	2.178 3
4	1.403 1	1.321 8	1.591 3	1.542 8	1.668 0
Big	1.098 2	1.347 5	1.0317	1.098 0	1.236 8
		Panel B Si	ize-OP 组合		
Small	2.496 5	2.473 6	2.3623	2.376 0	2. 294 9
2	2.038 6	1.959 1	2. 208 7	2. 294 5	1.736 8
3	1.913 2	1.691 2	1.722 3	1.913 3	1.537 0
4	1.383 6	1.301 4	1.726 1	1.415 1	1.626 7
Big	1.305 2	1.175 1	0.8024	1.238 3	1.288 8
		Panel C Si	ze-INV 组合		
Small	2.471 3	2.533 6	2.472 0	2.250 7	2.173 8
2	1.840 8	2.086 4	2.168 8	2.192 6	1.896 1
3	1.861 3	1.831 8	1.742 4	1.669 2	1.675 9
4	1.470 1	1.355 9	1.563 7	1.544 9	1.585 9
Big	1. 199 1	1.019 3	1.134 8	1.398 6	1.128 6

注: 表中的加粗数据表示符合 B/M、OP 或 INV 效应.

## 3 实证分析

### 3.1 描述性统计

表2报告了 $2 \times 2$ 分组方式下各因子的描述性统计结果,可以看到,市场实际超额收益 $(r_m - r_f)$ 的均值为0.98%,投资者情绪因子 IS的均值接近于零,账面市值比因子 HML 的均值为0.11%,盈利因子 RMW的均值为0.02%,投资因子 CMA 的均值为0.01%,它们在统计上都不显著异于零;消费因子 $(\Delta c - r_f)$ 的均值为-1.69%,规模因子 SMB 的均值为0.83%,它们都至少在5%水平上显著异于零.

### 3.2 冗余因子检验

从表 3 的检验结果可以看到, CS 三因子模型

中的投资者情绪因子、CS 五因子模型中的投资者情绪因子和账面市值比因子、CS 七因子模型中的投资者情绪因子和投资因子都为冗余因子.为了考察冗余因子是否只在本文所建模型中存在,本文在附表1中报告了FF 三因子模型和FF 五因子模型冗余因子检验结果,发现FF 三因子模型中的账面市值比因子和FF 五因子模型中的投资因子都是冗余因子;同时,Fama 和 French [6] 的五因子模型中账面市值比因子也是冗余因子. 这表明冗余因子在一些经典资产定价模型中都是存在的.针对冗余因子,Fama 和 French [6] 的处理方法不是将冗余因子(账面市值比 HML)从模型中直接删除,而是将 HML 做正交化处理变成 HMLO 后,再用 HMLO 替换模型中的账面市值比因子. Fama 和

#### 表 2 描述性统计

Table 2 Summary statistics

	$r_m - r_f$	$\Delta c - r_f$	IS	SMB	HML	RMW	CMA
均值	0.0098	-0.0169	-6. 29E -09	0.008 3	0.0011	0.0002	0.0001
标准差	0.0900	0. 025 8	0. 458 2	0.046 0	0. 028 4	0. 026 6	0. 015 2
t 统计量	1. 380	-8. 240 ***	-1.7E-07	2. 260 **	0. 500	0. 110	0.110

注: 10%、5%、1%显著性水平下临界值的绝对值分别为1.65、1.96、2.58.

#### 表 3 CS 三因子、CS 五因子和 CS 七因子模型冗余因子检验结果

Table 3 Tests of redundancy factors for CS three-factor, five-factor and seven-factor models

	$r_m - r_f$	$\Delta c - r_f$	IS	SMB	HML	RMW	CMA
$CS$ 三因子 $\alpha_i$	0. 021 3 **	-0.017***	-0.012	_	_	_	_
	(2.53)	( -8.56)	( -0.27)				
CS 五因子 α;	0. 018 **	-0.017 ***	-0.013	0. 009 **	0.002		_
$\alpha_i$	(2.19)	( -8.36)	( -0.29)	(2.27)	(0.83)		_
CC LEIZ	0. 020 **	-0.017***	-0.024	0. 009 ***	0. 003 7 **	0. 004 ***	-0.0002
$CS$ 七因子 $\alpha_i$	(2.45)	( -7.84)	( -0.51)	(3.65)	(2.03)	(2.62)	( -0.18)

**注**: 括号内为 *t* 统计量, \*\*\* 、\*\* 、\* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平下异于零.

French <sup>[6]</sup> 对冗余因子的处理方法及其研究结果表明,直接删除冗余因子未必是资产定价模型实证研究中解决冗余因子问题的好办法. 基于此,本文参照 Fama 和 French <sup>[6]</sup> 对冗余因子的处理过程,首先分别对相应模型中的冗余因子——投资者情绪因子 *IS*、账面市值比因子 *HML*、投资因子 *CMA* 作正交化处理,然后将得到的正交化冗余因子 *ISO、HMLO、CMAO* 分别替换 CS 三因子、CS 五因子和 CS 七因子模型中相应的冗余因子 *IS*、*HML、CMA*,进而得到如下经冗余因子正交化修正的 CS 三因子、CS 五因子和 CS 七因子和 CS 七因子模型

$$r_{i,t} - r_{f} = \alpha_{i} + \beta_{i,m} (r_{m,t} - r_{f}) + \beta_{i,\Delta c} (\Delta c_{t} - r_{f}) + \beta_{i,lS} ISO + e_{i,t}$$
(25)  

$$r_{i,t} - r_{f} = \alpha_{i} + \beta_{i,m} (r_{m,t} - r_{f}) + \beta_{i,\Delta c} (\Delta c_{t} - r_{f}) + \beta_{i,lS} ISO + \beta_{i,s} SMB_{t} + (26)$$

$$\beta_{i,h} HMLO_{t} + e_{i,t}$$

$$r_{i,t} - r_{f} = \alpha_{i} + \beta_{i,m} (r_{m,t} - r_{f}) + \beta_{i,\Delta c} (\Delta c_{t} - r_{f}) + \beta_{i,lS} ISO + \beta_{i,s} SMB_{t} + \beta_{i,h} HML_{t} + \beta_{i,r} RMW_{t} + \beta_{i,c} CMAO_{t} + e_{i,t}$$
(27)

## 3.3 实证结果分析

借鉴 Fama 和 French [6] 的研究方法,首先利用 2005 年 5 月到 2018 年 4 月期间的相关月度数据样本,按照 2.2 节的研究设计过程,得到分别按 Size-B/M、Size-OP 和 Size-INV 分组的 5 × 5 投资组合,并利用 2 × 2 因子构造方法得到各因子数据. 然后利用上述 CS 三因子模型(25)、CS 五因子模型(26)和 CS 七因子模型(27)将每个投资组

合的收益率对各因子进行回归,得到表 4~表 6 的实证结果. 在表 4~表 6中,左半部分报告了截距项和系数,右半部分报告了相应的 t 统计量. 为了引入消费因子和投资者情绪因子构建的资产定价模型与经典的同类模型进行比较分析,在附表 2~附表 4中报告了 CAPM、FF 三因子模型和 FF 五因子模型的实证结果. 在得到的实证结果中,市场因子和规模因子效应非常明显,为了节省篇幅,在报告的结果中予以省略.

从表 4 和附表 2 可以看到,5×5 投资组合在 Size-B/M 分组方式下,CS 三因子模型、CS 五因子 模型和CS七因子模型截距项绝对值的最大值分 别为2.08%、0.49%和0.74%,至少在10%水平 显著异于0的截距项个数分别为16、1、6;与之对 应的 CAPM、FF 三因子模型和 FF 五因子模型截 距项绝对值的最大值分别为 1.68%、0.5%、 0.54%,至少在10%水平显著异于0的截距项个 数分别为12、3、3; CS 五因子模型显著异于0 的截 距项个数最少. 这表明在 Size-B/M 分组下,FF 三 因子模型和五因子模型都优于 CAPM; CS 五因子 模型既优于 CS 三因子和七因子模型,也优于 CAPM、FF 三因子和五因子模型; CS 七因子模型弱 于CS 五因子模型、但优于CS 三因子模型;在CS 五 因子模型中添加盈利因子和投资因子、或删除规模 因子和账面市值比因子、或删除消费因子和投资者 情绪因子、或将 CS 五因子模型中的消费因子和投资 者情绪因子替换为盈利因子和投资因子都可能会降 低模型因子解释力度,难以对模型进行优化.

### 表 4 基于 Size-B/M 分组的 CS 三因子、CS 五因子和 CS 七因子模型回归结果

Table 4 Regressions for CS three-factor, five-factor and seven-factor models based on Size-B/M portfolios

B/M	低	2	3	4	高	低	2	3	4	高
			Pa	nel A CS	三因子模型	型截距: r <sub>m</sub> - r <sub>j</sub>	$\int_{f} \Delta c - r_f ISO$		I	I
			$\alpha_i$					$t(\alpha_i)$		
小	0. 016 8	0. 019 1	0.019 8	0. 020 8	0. 018 1	2. 06 **	2. 37 **	2. 46 **	2. 72 ***	2. 40 **
2	0. 013 9	0. 015 7	0.014 1	0. 014 6	0. 015 1	1. 93*	2. 24 **	1. 97 **	2. 16 **	2. 38 **
3	0.008 5	0. 011 3	0.009 0	0. 012 5	0. 014 3	1. 24	1.77*	1.41	2. 04 **	2. 46 **
4	0. 010 8	0. 010 7	0.007 6	0.0068	0.008 7	1.73*	1. 79*	1. 39	1. 36	1. 93*
大	0.005 6	0.005 1	-0.0010	0.0024	0.002 1	1. 31	1. 47	-0.20	0. 82	0. 61
			Panel B	CS 五因于	<b>子模型系数</b>	$: r_m - r_f, \Delta c -$	$r_f$ , $ISO$ , $SMB$ ,	HMLO		
			$\alpha_i$					$t(\alpha_i)$		
小	0.0008	0.0027	0.003 4	0.0049	0.0022	0. 27	1. 13	1. 34	1. 87*	0.77
2	0.0004	0.0019	-0.000 3	0.000 5	0. 001 9	0. 16	0. 79	-0.11	0. 21	0. 73
3	-0.004	-0.001	-0.003	0.000 1	0.002 6	-1.23	-0.22	-0.84	0.04	0. 92
4	0.001 2	0.0004	-0.002	-0.003	0.000 6	0.38	0. 12	-0.69	-0.89	0. 21
大	0.0022	0.0029	-0.004	-0.001	0.002 1	0. 87	1. 02	-1.56	-0.32	0. 74
			$eta i$ , $\Delta c$					$t(eta i,\Delta c)$		
小	0. 168 0	0. 097 1	0. 105 3	0. 106 7	0. 115 6	1. 92*	1. 25	1. 28	1. 26	1. 25
2	0. 178 1	0. 074 9	0. 029 6	0. 093 0	0. 085 0	2. 10 **	1.00	0. 34	1. 15	1.02
3	0. 132 7	0.064 8	0.1104	0. 128 6	0.0617	1. 42	0. 74	1. 05	1. 44	0. 68
4	0. 227 4	0. 296 2	0. 024 9	0. 014 3	0. 073 9	2. 33 **	3. 04 ***	0. 26	0. 16	0. 83
大	0. 117 4	0. 045 5	-0.087	0. 088 2	-0.036	1. 45	0. 49	-1.05	1. 07	-0.40
			βi ,ISO					t( βi ,ISO)		
小	0.003 8	0.002 5	0.0020	0.0063	0.0069	0. 78	0. 59	0. 44	1. 34	1. 35
2	0.004 2	0.0062	0.0064	0.0067	0. 010 4	0. 90	1. 48	1. 32	1. 49	2. 24 **
3	-0.004	0.005 0	0.007 8	0.005 7	0.008 1	-0.78	1.04	1. 34	1. 15	1.61
4	0.006 8	0.003 5	0.006 6	0.005 2	0.004 8	1. 25	0. 64	1. 24	1.05	0. 97
大	0. 013 2	0. 011 7	0.0100	0.0048	-0.003	2. 94 ***	2. 29 **	2. 18 **	1.04	-0.52
			eta i, h	1				t(eta i,h)		
小	-0.157	-0.028	0. 029 2	0. 299 8	0. 677 6	-1.71*	-0.35	0. 34	3. 38 ***	6. 95 ***
2	-0.358	-0.140	0. 126 0	0. 398 0	0. 599 0	-4. 02 ***	-1.77*	1.38	4. 67 ***	6. 82 ***
3	- 0. 449	-0.209	0.069 2	0. 463 7	0. 837 1	-4. 59 ***	-2. 28 **	0. 63	4. 95 ***	8. 83 ***
4	-0.732	-0. 288	-0.068	0. 294 8	0. 765 2	-7. 13 ***	-2. 82 ***	-0.68	3. 11 ***	8. 22 ***
大	-1.012	-0.563	-0. 128	0. 447 0	0. 838 3	-11. 88 ***	-5. 81 ***	-1.47	5. 17 ***	8. 82 ***

续表 **4** Table 4 Continues

D /34	Irr	2	2			Continues	2	2		÷
B/M	低	2	3	4	高	低	2	3	4	高
		Par		二因士模型	系数: r <sub>m</sub> −	$r_f, \Delta c - r_f, ISO$	O,SMB,HML,			
.1.	0.002.0	0.004.5	$\alpha_i$	0.007.4	0.005.1	1.54	*	t( α <sub>i</sub> )	• 00 ***	*
小	0.003 9	0.004 5	0.004 8	0.007 4	0.005 1	1.54	1. 87*	1. 83*	2. 89 ***	1. 83*
2	0.001 9	0.003 4	0.002 3	0.002 8	0.004 4	0. 72	1.43	0. 87	1. 14	1.71*
3	-0.002	0.001 2	-0.001	0.003 0	0.005 9	-0.55	0.43	-0.44	1. 15	2. 23 **
4	0.002 2	0.002 2	-0.0001	0.000 5	0.003 7	0. 69	0.74	-0.03	0. 17	1.40
大	0.003 4	0.004 7	-0.003	0.000 5	0.002 3	1. 33	1. 63	-1.06	0. 20	0. 78
.1.	0.145.2	0.007.1	$\beta i , \Delta c$	0.111.6	0 121 2	4 02*	1 15	$t(\beta i, \Delta c)$	1.24	1.50
小	0. 145 3	0.087 1	0.099 9	0. 111 6	0. 131 3	1. 82*	1. 15	1. 23	1. 34	1.50
2	0. 155 2	0.0616	0. 022 3	0. 099 5	0. 099 8	1. 87*	0. 84	0. 27	1. 29	1. 25
3	0. 102 8	0.047 1	0. 107 4	0. 134 9	0. 082 3	1. 13	0.55	1.03	1.64	0.99
4	0. 190 5	0. 274 4	0. 012 3	0. 012 6	0. 092 6	1. 95*	2. 88 ***	0. 13	0. 15	1. 13
大	0.067 1	0. 012 1	-0.098	0. 101 4	-0.001	0. 84	0. 13	-1.21	1. 24	-0.002
.1.	0.005.5	0.002.6	$\beta i$ , ISO	0.000.5	0.010.2	1.24	0.07	$t(\beta i, ISO)$	*	2 1 1 44
小	0.005 5	0.003 6	0.002 9	0.008 5	0.010 2	1. 24	0. 87	0. 65	1. 92*	2. 11 **
2	0.004 4	0.006 8	0.008 4	0.009 0	0.013 2	0.96	1. 67*	1. 82*	2. 10 **	2. 99 ***
3	-0.004	0.005 7	0.008 8	0.008 5	0.0120	-0.73	1. 21	1. 52	1. 86*	2. 61 ***
4	0.005 9	0.004 0	0.007 7	0.007 8	0.008 3	1.08	0.77	1.48	1. 67	1. 84*
大	0. 011 9	0. 011 7	0. 010 5	0.006 6	-0.001	2. 68 ***	2. 33 **	2. 33 **	1. 45	-0.15
J.	0.440	0.100	$\beta i, h$	0.000.2	0. 416 0	-4. 50 ***	-2.02**	$t(\beta i, h)$	0.60	2.11**
2	-0. 449 -0. 489	-0. 190 -0. 272	-0.093	0. 069 2	0. 416 0	-4. 30 -4. 72 ***	-2. 02 -2. 96 ***	-0. 92 -1. 09	0. 69 2. 01 **	2. 11 ** 3. 85 ***
			-0.112			-4. 72 -5. 61 ***	-2. 96 -3. 44 ***			
3	-0. 635 -0. 819	-0. 366 -0. 457	-0.041	0. 202 2	0. 535 7		-3. 44 -3. 84 ***	-0. 32 -2. 10 **	1. 96 **	5. 18 *** 4. 76 ***
4			-0. 247			-6. 70 *** -11. 12 ***	- 5. 84 - 6. 39 ***	-2. 10 -2. 28 **	0. 22 3. 21 ***	7. 31 ***
大	-1.116	-0.722	-0. 232 4	0. 327 1	0. 826 2	-11.12	-6.39		3. 21	7. 31
			$\beta i, r$					$t(\beta i, r)$		
小	-0.648	-0.358	-0. 271	-0.509	-0.577	-5. 37 ***	-3. 14 ***	-2. 20 **	-4. 20 ***	-4. 37 ***
2	-0.292	-0. 293	-0. 527	-0.450	-0.476	-2. 34 **	-2. 63 ***	-4. 22 ***	-3. 85 ***	-3.96***
3	-0.413	-0.348	-0. 245	-0.577	-0.664	-3.02***	-2.70***	- 1. 55	-4. 63 ***	-5. 31 ***
4	-0. 193	-0.375	-0.395	-0.599	-0.616	-1.30	-2.61 ***	-2. 78 ***	-4. 72 ***	-4. 98 ***
大	-0. 235	-0. 233	-0.190	-0. 264	- 0. 024	- 1. 94 <sup>*</sup>	-2.60***	-1.89 <sup>*</sup>	-2.14**	-0.17
		•	$\beta i$ , $c$	•	•		•	$t(\beta i,c)$	•	•
小	0. 310 7	0. 245 4	0.076 4	-0.025	0. 278 6	1.72*	1.44	0. 42	-0.14	1.41
2	0. 345 3	0. 215 8	0.049 2	0. 227 8	0. 183 1	1. 84*	1.30	0. 26	1. 30	1.02
3	0. 347 9	0. 317 5	0. 319 8	0. 443 7	0. 198 4	1. 70*	1.65*	1. 35	2. 38 **	1.06
4	0. 195 0	0. 356 5	0. 252 1	0. 280 2	0. 334 6	0. 88	1.66*	1. 19	1. 48	1.81*
大	-0.174	-0.138	0. 299 6	0. 018 5	0. 334 1	- 0. 96	-0.68	1. 63	0. 10	1. 63

**注**: 由于部分系数较小,为节省空间将显著性标注于 t 统计量后.

如表 5 和附表 3 所示,5×5 投资组合在 Size-OP 分组方式下,CS 三因子模型、CS 五因子模型、CS 七因子模型截距项绝对值的最大值分别为 1.98%、0.52%、0.65%,至少在 10%水平显著异于 0 的截距项个数分别为 19、3、5;与之对应的 CAPM、FF 三因子模型、FF 五因子模型截距项绝对值的最大值分别为 1.56%、0.7%、0.44%,至少在 10%水平显著异于 0 的截距项个数分别为 13、5、3; CS 五因子模型和 FF 五因子模型拥有最

少的显著异于0的截距项个数. 这表明在 Size-OP 分组下, CAPM、FF 三因子模型、FF 五因子模型随着因子增多而逐步优化, CS 五因子模型优于、至少不弱于其他五个模型, CS 七因子模型介于 CS 三因子模型与 CS 五因子模型之间; 在 CS 五因子模型中添加盈利因子和投资因子、或删除规模因子和账面市值比因子、或删除消费因子和投资者情绪因子都可能降低模型因子解释力度,难以产生模型优化效果.

表 5 基于 Size-OP 分组的 CS 三因子、CS 五因子和 CS 七因子模型回归结果

Table 5 Regressions for CS three-factor, five-factor and seven-factor models based on Size-OP portfolios

OP	低	2	3	4	高	低	2	3	4	高
			Pan	el A CS =	E因子模型	战距: $r_m - r_f$	$\Delta c - r_f$ , ISO			
			$\alpha_i$					$t(\alpha_i)$		
小	0. 019 8	0.018 2	0. 019 6	0. 018 9	0. 017 7	2. 43 **	2. 29 **	2. 37 **	2. 53 **	2. 40 **
2	0. 013 7	0. 013 4	0.015 2	0.017 6	0. 014 1	1. 83*	1. 89*	2. 19 **	2. 67 ***	2. 33 **
3	0. 013 4	0. 011 5	0. 012 2	0.0122	0.0068	1. 93*	1.70*	1. 94*	2. 11 **	1. 30
4	0.0070	0.008 0	0. 011 1	0.0090	0.0099	1. 12	1. 43	1. 93*	1. 87*	2. 15 **
大	0.003 5	0.003 9	0.0009	0.005 7	0.0048	0. 57	0. 87	0. 27	2. 09 **	2. 23 **
			Panel B	CS 五因子植	莫型系数: r	$_m-r_f,\Delta c-r_j$	, ISO , SMB , I	HMLO		
	$lpha_i$							$t(\alpha_i)$		
小	0.0029	0.0019	0.0029	0.0047	0.0034	1. 05	0. 76	1. 10	1.82*	0. 94
2	-0.002	-0.001	0.0011	0.005 1	0.0029	-0.57	-0.47	0. 48	1. 90*	0. 99
3	-0.001	-0.002	-0.0001	0.0012	-0.002	-0.16	-0.69	-0.02	0. 46	-0.86
4	-0.005	-0.002	0.0008	0.0005	0.0023	-1.34	-0.71	0. 24	0. 19	0. 86
大	-0.004	-0.002	-0.003	0.0039	0.005 2	-0.82	-0.69	-1.28	1. 45	2. 39 **
			$eta i$ , $\Delta c$					$t(eta i, \Delta c)$		
小	0. 122 4	0. 026 6	0. 162 9	0. 109 1	0. 135 9	1. 38	0. 34	1. 92*	1. 32	1. 18
2	0. 073 9	0. 082 3	0. 048 4	0. 110 2	0. 232 2	0. 79	1.00	0. 64	1. 29	2. 51 **
3	0. 133 0	0. 165 4	0. 154 3	0.055 3	-0.048	1. 26	1. 76*	1. 75*	0. 65	-0.53
4	0. 110 7	0. 206 3	0. 134 2	0. 175 2	0.0993	1.00	2. 11 **	1. 31	2. 03 **	1. 18
大	-0.033	0. 090 9	0. 094 4	0. 131 2	0. 055 3	-0.21	0. 79	1. 14	1. 54	0. 80
			βi ,ISO					t( βi ,ISO)		
小	-0.002	0.0096	0.0015	0.005 7	0.0127	-0.46	2. 21 **	0. 32	1. 25	1. 98 **
2	0.0109	0.005 5	0.005 2	0.0064	0.003 9	2. 10 **	1. 21	1. 25	1. 35	0. 77
3	0.0064	0.005 8	0.0020	0.0016	0.0044	1.08	1. 11	0. 41	0. 34	0. 87
4	0.014 3	-0.001	0.0006	0.003 3	0.005 5	2. 32 **	-0.17	0. 11	0. 69	1. 17
大	0.003 0	-0.004	0.003 2	0.0026	0.0094	0. 34	-0.65	0. 71	0. 55	2. 47 **
			eta i , $h$					$t(\beta i, h)$		
小	0. 297 1	0. 102 1	-0.024	-0.337	0. 317 6	3. 19 ***	1. 24	-0.27	-3. 87 ***	2. 63 ***
2	0. 367 5	0. 294 5	0. 075 6	-0.171	-0.085	3. 75 ***	3. 41 ***	0. 96	-1.91*	-0.88
3	0. 562 3	0. 312 6	0. 103 0	0.0049	-0.091	5. 06 ***	3. 17 ***	1. 11	0.06	-0.96
4	0. 391 9	0. 035 0	0. 024 2	-0.029	-0. 222	3. 35 ***	0. 34	0. 23	-0.32	-2.50**
大	1. 078 7	0. 664 8	0.408 1	0. 208 7	-0.216	6. 46 ***	5. 50 ***	4. 69 ***	2. 34 **	- 2. 99 ***

Table 5 Continues

	Table 5 Continues									
OP	低	2	3	4	高	低	2	3	4	高
		Pan	el C CS七	因子模型系	数: $r_m - r_f$	$\Delta c - r_f$ , ISO,	SMB, HML, I	RMW, CMAO		
			$\alpha_i$					$t(\alpha_i)$		
小	0.006 5	0.004 5	0.0043	0.005 0	0.003 6	2. 56 **	1.91*	1. 61	1. 86*	0. 97
2	0.002 5	0.0023	0.0029	0.004 6	0.002 8	0. 94	0. 99	1. 23	1. 68*	0. 93
3	0.003 6	0.002 5	0.0019	0.0023	-0.003	1. 18	1.00	0. 70	0. 86	-0.98
4	0.0006	0.0012	0.003 5	0.0017	0.0024	0. 21	0.42	1. 11	0. 62	0. 89
大	0.0029	0.003 3	-0.002	0.004 5	0.0047	0. 66	1.06	-0.58	1. 64	2. 12 **
			$\beta i$ , $\Delta c$					$t(\beta i, \Delta c)$		
小	0. 117 3	0. 018 4	0. 155 0	0. 093 4	0. 149 3	1. 48	0. 25	1. 85*	1. 12	1. 29
2	0.0698	0. 077 9	0.043 4	0. 105 6	0. 229 1	0. 85	1. 07	0. 60	1. 23	2. 46 **
3	0. 137 2	0. 156 3	0. 149 3	0.0503	-0.050	1. 44	1. 98 **	1.75*	0.60	-0.55
4	0. 101 9	0. 190 9	0. 121 6	0. 168 5	0. 089 3	1.08	2. 12 **	1. 24	1. 98 **	1. 05
大	-0.021	0.0906	0. 103 7	0. 137 8	0.048 6	-0.15	0. 94	1. 28	1. 62	0.71
			βi ,ISO					$t(\beta i, ISO)$		
小	0.0007	0.0116	0.002 3	0.005 2	0. 013 5	0. 16	2. 84 ***	0. 50	1. 12	2. 10 **
2	0. 014 3	0.0084	0.006 5	0.005 7	0.003 7	3. 16 ***	2. 09 **	1.60	1. 19	0.71
3	0.0102	0.0094	0.003 4	0.002 3	0.0039	1. 93*	2. 14 **	0.73	0.49	0. 77
4	0. 018 6	0.001 3	0.0024	0.0040	0.005 1	3. 54 ***	0. 26	0. 45	0. 84	1.08
大	0.0098	0.0010	0.005 3	0.0034	0.008 7	1. 27	0. 19	1. 18	0. 72	2. 27 **
			eta i , $h$					$t(\beta i,h)$		
小	-0.040	-0.132	-0.150	-0.353	0. 306 8	-0.40	- 1. 45	- 1. 44	-3.39***	2. 12 **
2	-0.007	-0.027	-0.078	-0.118	-0.072	-0.07	-0.30	-0.86	-1.10	-0.62
3	0. 181 3	-0.110	-0.073	-0.092	-0.042	1. 52	-1.12	-0.69	-0.88	-0.38
4	-0.090	-0. 278	-0. 228	-0.131	-0. 226	-0.76	-2.47**	-1.86*	-1.23	-2.13**
大	0. 429 4	0. 115 8	0. 246 0	0. 160 2	-0.165	2. 48 **	0. 96	2. 44 **	1. 51	-1.92*
			$\beta i$ , $r$					$t(\beta i,r)$		
小	-0.744	-0.519	-0.279	-0.037	-0.023	-6. 21 ***	-4. 68 ***	-2.21**	-0.30	-0.13
2	-0. 828	-0.710	-0.340	0. 117 4	0. 028 6	-6.71 ***	-6.48***	-3.08***	0. 91	0. 20
3	-0.842	-0.935	-0.390	-0. 214	0. 108 5	-5. 83 ***	-7. 83 ***	-3.03***	-1.69 <sup>*</sup>	0.80
4	-1.065	-0.693	- 0. 559	-0.225	-0.010	-7. 46 ***	-5. 09 ***	-3.76***	-1.75 <sup>*</sup>	-0.08
大	-1.434	-1.213	-0.357	-0.107	0. 113 8	-6. 85 ***	-8. 35 ***	-2. 92 ***	-0.83	1. 10
			eta i , $c$					$t(\beta i,c)$		
小	0. 257 6	0. 168 3	0. 223 4	0. 121 4	-0.272	1. 44	1.02	1. 18	0. 64	-1.04
2	0. 198 5	0. 276 8	0. 277 2	0. 137 4	- 0. 029	1. 08	1. 69*	1. 69*	0.71	-0.14
3	0. 261 5	0. 236 3	0. 361 5	0. 321 6	0.460 3	1. 21	1.32	1.88*	1.70*	2. 26 **
4	0.317 0	0. 409 4	0. 204 6	0. 361 9	0. 202 6	1. 49	2. 01 **	0. 92	1.88*	1.06
大	0.5500	0. 052 7	0. 211 6	0. 286 8	-0.239	1.76*	0. 24	1. 16	1.50	-1.54

表 6 基于 Size-INV 分组的 CS 三因子、CS 五因子和 CS 七因子模型回归结果

Table 6 Regressions for CS three-factor, five-factor and seven-factor models based on Size-INV portfolios

INV	低	2	3	4	高	低	2	3	4	高
			Pan	el A CS Ξ	因子模型觀	战距: $r_m - r_f$ ,	$\Delta c - r_f$ , ISO			
			$\alpha_i$					$t(\alpha_i)$		
小	0. 019 8	0. 019 7	0. 018 9	0.018 2	0.017 2	2. 52 **	2. 51 **	2. 27 **	2. 34 **	2. 25 **
2	0. 011 9	0. 014 8	0. 015 6	0. 015 3	0. 014 1	1.77*	2. 04 **	2. 26 **	2. 16 **	2. 17 **
3	0. 012 3	0.013 3	0. 011 6	0.0088	0.0107	1. 86*	2. 14 **	1. 85*	1. 49	1.81*
4	0.008 2	0.0086	0.008 2	0.009 2	0. 010 6	1. 63	1. 52	1. 58	1. 93*	1. 83*
大	0.003 5	0.002 1	0.002 1	0.005 7	0.004 3	1.03	0. 63	0. 74	2. 25 **	1. 47
			Panel B	CS 五因子梅	莫型系数: r,	$r_f - r_f, \Delta c - r_f$	, ISO , SMB , I	HMLO		
			$\alpha_i$					$t(\alpha_i)$		
小	0.003 4	0.003 5	0.0022	0.0027	0.002 1	1. 34	1.40	0.80	1. 02	0.77
2	-0.002	0.0001	0.0015	0.0012	0.0017	-0.68	0. 02	0.61	0. 47	0. 59
3	-0.001	0.0012	-0.001	-0.002	-0.0004	-0.34	0. 41	-0.29	-0.86	-0.16
4	-0.001	-0.002	-0.001	0.0010	0.0010	-0.41	-0.66	-0.48	0.36	0.31
大	-0.0003	-0.0003	0.0010	0.003 4	0.003 0	-0.09	-0.09	0. 36	1. 45	1. 22
			$\beta i$ , $\Delta c$					$t(\beta i, \Delta c)$		
小	0. 127 1	0. 078 5	0. 079 4	0. 154 0	0. 129 5	1. 55	0. 98	0.89	1. 83*	1. 52
2	0.077 7	0.0860	0.071 6	0.053 2	0. 169 8	0. 91	0. 95	0. 92	0. 65	1. 89*
3	0. 105 6	0. 158 5	0. 104 0	0.008 0	0. 130 7	1. 07	1. 70*	1. 23	0.09	1. 53
4	0. 115 9	0. 199 6	0. 038 0	0. 130 2	0. 169 2	1. 27	2. 08 **	0. 44	1.46	1. 68*
大	0. 038 2	0.047 2	0.009 1	0.0419	0. 121 4	0. 40	0.48	0. 10	0. 55	1. 55
			$\beta i$ , ISO					$t(\beta i, ISO)$		
小	0.002 8	0.0024	0.005 0	0.005 9	0.004 6	0. 62	0. 53	1.00	1. 26	0. 98
2	0.010 2	0.0064	0.0027	0.0047	0.009 3	2. 16 **	1. 27	0. 61	1. 02	1.86*
3	0.007 6	0.002 1	0.002 5	0.006 5	-0.001	1. 38	0.40	0. 52	1. 26	-0.26
4	0.006 1	0.005 1	0.0012	0.0047	0.007 3	1. 20	0. 95	0. 26	0. 95	1.31
大	0.0019	0.007 6	0.0043	0.0002	0. 104 9	0. 36	1.40	0.87	0. 07	2. 42 **
			$\beta i$ , $h$					$t(\beta i, h)$		
小	0. 277 1	0. 186 5	-0.030	-0.038	-0.090	3. 21 ***	2. 22 **	-0.32	-0.43	-1.01
2	0. 277 9	0. 238 9	0. 201 3	0.0084	-0.072	3. 10 ***	2. 52 **	2. 45 **	0. 10	-0.76
3	0. 603 8	0. 181 0	0. 104 5	0. 122 3	-0.048	5. 81 ***	1. 85*	1. 18	1. 26	-0.54
4	0. 277 7	0. 172 1	0. 016 9	-0.065	-0.336	2. 89 ***	1.71*	0. 19	- 0. 69	-3. 17 ***
大	0. 376 1	0. 551 4	0. 272 1	0.077 7	-0.559	3. 73 ***	5. 38 ***	2. 92 ***	0. 97	-6. 80 ***
		Pane	1C CS七	因子模型系	数: $r_m - r_f$ ,	$\Delta c - r_f$ , ISO,	SMB, HML, R	RMW, CMAO		
			$\alpha_i$					$t(\alpha_i)$		
小	0.006 3	0.005 9	0.004 5	0.004 1	0.0029	2. 58 ***	2. 44 **	1. 63	1. 54	1. 07
2	0.001 3	0.002 6	0.003 7	0.002 3	0.0024	0. 51	0. 95	1. 54	0.86	0.81
3	0.0029	0.0047	0.0012	-0.001	0.0003	1.04	1.73*	0.46	-0.24	0. 12
4	0.0014	0.0014	0.0009	0.0028	0.002 5	0. 50	0.48	0. 33	0. 99	0. 77
大	0.0014	0. 001 9	0.002 1	0.004 1	0.003 5	0. 45	0. 65	0. 74	1. 73*	1. 45

续表6

Table 6 Continues

INV	低	2	3	4	高	低	2	3	4	高
			$eta i$ , $\Delta c$					$t(\beta i, \Delta c)$		
小	0. 125 4	0.074 9	0.0669	0. 145 2	0. 121 3	1.66*	0. 99	0. 78	1.75*	1. 43
2	0.075 3	0.084 8	0.069 5	0.048 4	0. 163 5	0. 97	1. 02	0. 93	0. 59	1.81*
3	0. 113 0	0. 149 4	0.0989	0.0047	0. 124 7	1. 30	1. 78*	1. 21	0.05	1. 45
4	0. 115 9	0. 190 7	0. 028 1	0. 118 7	0. 147 2	1. 34	2. 16 **	0. 34	1. 36	1. 47
大	0.046 7	0.062 2	0.016 2	0.041 3	0.0940	0. 49	0. 70	0. 18	0. 56	1. 24
			βi ,ISO					t( βi ,ISO)		
小	0.005 2	0.004 3	0.0064	0.0068	0.005 0	1. 25	1. 02	1. 33	1. 46	1.06
2	0. 012 8	0.0084	0.004 5	0.0054	0.009 6	2. 97 ***	1. 82*	1. 08	1. 18	1. 91*
3	0.0114	0.004 7	0.0039	0.0079	-0.001	2. 35 **	1.00	0. 87	1. 56	-0.17
4	0.008 3	0.007 6	0.0026	0.005 7	0.007 6	1. 72*	1. 55	0. 58	1. 17	1. 37
大	0.003 7	0.0100	0.005 5	0.0010	0.009 8	0. 71	2. 02 **	1. 13	0. 23	2. 32 **
			$\beta i$ , $h$					$t(\beta i, h)$		
小	0.0197	-0.031	-0.236	-0.170	-0.168	0. 21	-0.33	-2. 20 **	-1.64	-1.58
2	0.006 3	0. 023 0	-0.0004	-0.087	-0.130	0.06	0. 22	-0.004	-0.85	-1.15
3	0. 248 3	-0.136	-0.075	-0.037	-0.121	2. 28 **	-1.29	-0.73	-0.33	-1.12
4	0. 051 8	-0.134	- 0. 179	-0. 224	-0.470	0. 48	-1.22	- 1. 74 <sup>*</sup>	-2.05**	-3.74***
大	0. 227 3	0. 378 1	0. 180 6	0.0044	-0.610	1. 92*	3. 39 ***	1. 65*	0. 05	-6. 45 ***
			$\beta i$ , $r$					$t(\beta i,r)$		
小	-0.569	-0.482	- 0. 457	-0. 292	-0.172	-4. 97 ***	-4. 22 ***	-3.52***	-2.33**	-1.33
2	-0.600	-0.477	- 0. 446	-0. 211	-0.127	-5. 12 ***	-3.78***	-3.95***	-1.70*	-0.93
3	-0.785	-0.701	-0.348	-0.339	-0.161	-5.96***	-4.48 ***	-2.65***	-2.34**	-1.24
4	-0.499	-0.678	-0.435	-0.353	-0. 297	-3.81***	-5.07***	-3.48***	-2.66***	- 1. 96 **
大	-0.328	-0.382	-0. 202	-0. 162	-0.116	-2.30**	-2. 83 ***	-1.52	-1.44	-1.01
			$oldsymbol{eta}i$ , $c$					$t(\beta i,c)$		
小	0. 354 9	0. 317 9	0. 161 7	-0. 213	0.0115	2. 07 **	1. 86*	0.83	-1.13	0.06
2	0. 425 9	0.6680	0. 167 8	-0.049	-0.092	2. 43 **	3. 54 ***	0. 99	-0.26	-0.45
3	0. 587 3	0. 488 9	0. 261 4	0. 141 9	0.0647	2. 98 ***	2. 57 **	1.41	0. 69	0. 33
4	0. 435 6	0. 361 2	0. 452 5	0. 217 6	0.044 2	2. 23 **	1.81*	2. 43 **	1. 10	0. 19
大	0. 286 1	0. 993 1	0. 357 9	-0.480	-0.574	1. 34	4. 93 ***	1.81*	-2.86***	-3.35***

从表 6 和附表 4 可见,5×5 投资组合在 Size-INV 分组方式下,CS 三因子模型、CS 五因子模型、CS 五因子模型、CS 七因子模型截距项绝对值的最大值分别为 1.98%、0.35%、0.63%,至少在 10%水平显著异于 0 的截距项个数分别为 17、0、4;与之对应的 CAPM、FF 三因子模型、FF 五因子模型截距项绝对值的最大值分别为 1.63%、0.60%、0.44%,至少在 10%水平显著异于 0 的截距项个数分别为 11、1、3; CS 五因子模型拥有最少的显著异于 0 的截距项个数.这表明在 Size-INV 分组下,FF 三因子模型和 FF 五因子模型优于 CAPM,CS 五因子模型优于其他五个模型,CS 七因子模型介于 CS

三因子模型与 CS 五因子模型之间; 在 CS 五因子模型中添加盈利因子和投资因子、或删除规模因子和账面市值比因子、或删除消费因子和投资者情绪因子、或将 CS 五因子模型中的消费因子和投资者情绪因子替换为盈利因子和投资因子都可能会降低模型因子解释力度,难以达到模型优化目标.

另外,在如表 4~表 6 所示的考虑消费与投资者情绪的资产定价模型实证结果中,至少在10%水平显著异于 0 的消费因子系数和投资者情绪因子系数均为正.产生这种现象的可能原因在于: 当人均消费增长率提高时,社会总需求增加,

刺激企业生产更多产品和创造更多财富,推动企 业经营绩效和内在价值提升,企业基本面向好可 能带动其股票价格上涨和收益率增加,进而可能 使消费因子对投资组合收益率产生正向影响. 同 样,根据 Baker 和 Wurgler [31] 的研究成果,乐观的 投资者情绪可能使投资者降低风险厌恶程度而买 人或买空更多股票,进而推动股票价格上涨和收 益率提升: 悲观的投资者情绪可能使投资者提高 风险厌恶程度而卖出股票离场或持币观望,进而 推动股票价格下跌和收益率下降; 在这种情况下, 投资者情绪因子与投资组合收益率之间呈现出正 相关关系就是可能的事情了. 至少在10%水平显 著异于0的账面市值比因子系数在不同分组下表 现出不同的特征,具体地说,在Size-B/M分组下, 低(高) B/M 投资组合的账面市值比因子系数为 负(正);在 Size-INV 分组下,保守(激进) INV 投 资组合的账面市值比因子系数为正(负);在 Size-OP 分组下,各种不同盈利水平投资组合的账面市 值比因子系数不存在明显规律. 该实证结果与附 表 2~附表 4中 FF 三因子模型和 FF 五因子模型 在不同分组下的实证结果一致. 至少在10%水平 显著异于0的盈利因子系数均为负,投资因子系 数除个别为负外大多数均为正,这与附表2~附

表 4 中 FF 五因子模型在不同分组下的实证结果一致.

## 3.4 模型总体定价效率评价

Gibbons 等  $^{[50]}$  在检验投资组合效率时提出了 GRS 统计量,Fama 和 French  $^{[6]}$  用该方法评价了资产定价模型的定价效率. GRS 检验的原假设  $H_0$  为截距项  $\alpha_i=0$ , $\forall i=1,2,3\cdots N$ ; 其中 N 表示投资组合个数. 当资产定价模型有 L 个定价因子时,基于定价模型回归的截距项和残差项构建的 GRS 统计量可表示为

$$GRS = \frac{T}{N} \times \frac{T - N - L}{T - L - 1} \times \frac{\vec{\alpha} \Sigma^{-1} \vec{\alpha}}{\vec{\mu} \Omega^{-1} \vec{\mu}}$$
(28)

其中 T 表示投资组合时间序列的观测期数, $\alpha$  表示由截距项构成的 N 维列向量, $\Sigma$  表示残差项的协方差矩阵, $\mu$  表示定价因子的均值构成的 N 维列向量, $\Omega$  表示定价因子均值的协方差矩阵. GRS 统计量服从自由度为 T-N-L 和 T-L-1 的 F 分布. GRS 统计量越小,说明定价模型中不能由定价因子解释的成分越少,定价效率越高. 基于 2.2 小节的  $2\times2$  分组因子计算方法和  $5\times5$  分组投资组合构造方法,利用式(28)可以计算出  $2\times2$  分组因子与  $5\times5$  投资组合下各模型的 GRS 统计量(如表 7 所示).

表7 2×2 分组因子与5×5 投资组合下各模型的 GRS 统计量

Table 7 The GRS statistics for asset pricing models under 2 × 2 sorts factors and 5 × 5 portfolios

	Size-B/M 组合	Size-OP 组合	Size-INV 组合
CS三因子	1.494 5	1.230 7	0.775 7
CS 五因子	1.267 8	0.875 4	0.693 1
CS 七因子	1.406 4	1.188 4	0.747 7
CAPM	2.118 8	1.818 3	1.087 9
FF 三因子	1.833 0	1.807 8	0.962 8
FF 五因子	1.813 8	1.271 2	0.828 0

从表7可以看到,CS 五因子模型、CS 七因子模型、CS 三因子模型的资产定价效率依次降低,这说明在 CS 三因子模型中加入规模因子和账面市值比因子能增强资产定价效率,而在 CS 五因子模型中加入盈利因子和投资因子反而会降低资产定价效率;CAPM、FF 三因子模型、FF 五因子模型的资产定价效率依次增强,这基于中国股票市场数据印证了 Fama-French 模型逐步改进的合理性;CS 三因子模型的资产定价效率高于 FF 三因

子模型,表明在中国股票市场中用消费因子和投资者情绪因子替代 FF 三因子模型中的规模因子和账面市值比因子能提高资产定价效率; CS 五因子模型的资产定价效率高于 FF 五因子模型,说明在中国股票市场中用消费因子和投资者情绪因子替代 FF 五因子模型中的盈利因子和投资因子能提高资产定价效率; CS 五因子模型优于 CS 三因子和 CS 七因子模型,说明在考虑消费和投资者情绪因子后,盈利和投资因子不再能提高资产

定价效率. 考虑消费与投资者情绪的资产定价模型的定价效率均高于不考虑消费与投资者情绪的资产定价模型,这说明引入消费因子和投资者情绪因子能对资产定价模型进行有价值的修正和改善.

#### 3.5 稳健性检验

为了检验结论的稳健性,本文在使用2×3分组方式计算定价因子、用5×5分组方式对投资组

合进行分组的基础上,利用式(28) 计算 2×3 分组因子与 5×5 投资组合下各模型的 GRS 统计量 (如表 8 所示). 比较表 8 和表 7 中各模型 GRS 统计量可以看到,2×3 分组因子与 5×5 投资组合下各模型的资产定价效率比较结果类似于 2×2 分组因子与 5×5 投资组合下各模型的资产定价效率比较结果,二者之间没有本质差异,这说明本文得到的实证结果是具有稳健性的.

表8 2×3 分组因子与5×5 投资组合下各模型的 GRS 统计量

Table 8 The GRS statistics for asset pricing models under 2 ×3 sorts factors and 5 ×5 portfolios

	Size-B/M 组合	Size-OP 组合	Size-INV 组合
CS 三因子	1.494 5	1.230 7	0.775 7
CS 五因子	1.185 7	1.194 0	0.684 3
CS 七因子	1.211 5	1.219 6	0.6944
CAPM	2.118 8	1.818 3	1.087 9
FF 三因子	1.716 5	1.753 9	1.051 1
FF 五因子	1.540 7	1.376 0	0.873 0

## 4 结束语

本文首先在 Epstein 和 Zin<sup>[39, 40]</sup> 提出的最优 效用值递归表达式基础上,将其中的风险厌恶系 数设定为投资者情绪的单调递减函数,构建了基 于消费和投资者情绪的资产定价模型,从理论上 对 CAPM、Fama-French 三因子模型和五因子模型讲 行了合理拓展和修正; 然后, 选取 2005 年 5 月~ 2018年4月期间的中国 A 股上市公司数据以及 消费和投资者情绪数据,参照 Fama 和 French [6] 的方法,使用2×2分组方式计算定价因子、用 5×5分组方式对投资组合进行分组,分别对构建 的 CS 三因子模型、CS 五因子模型和 CS 七因子模 型以及 CAPM 和 Fama-French 三因子、Fama-French 五因子模型进行了实证检验,利用 GRS 统 计量对各个模型的总体资产定价效率进行了比较 分析; 最后,通过计算和比较分析 2×3 分组因子 与 5 × 5 投资组合下各模型的 GRS 统计量验证了 本文所得结论的稳健性. 研究发现, 从回归结果截 距项来看,CS 五因子模型显著异于0的截距项个 数既少于 CS 三因子模型和七因子模型,也少于 CAPM、FF 三因子和五因子模型,这说明在 FF 三 因子模型中添加消费因子和投资者情绪因子、或

者用消费因子和投资者情绪因子替换 FF 五因子 模型中的盈利因子和投资因子都可以达到对相应 模型进行优化的效果. 从总体定价效率来看, CAPM、FF 三因子模型、FF 五因子模型的资产定 价效率依次增强,这基于中国股票市场数据印证 了 Fama-French 模型逐步改进的合理性: CS 五因 子模型、CS 七因子模型、CS 三因子模型的资产定 价效率依次降低,但均高于 CAPM、FF 三因子模型 和FF 五因子模型. 这说明在 CS 三因子模型中添 加规模因子和账面市值比因子能增强资产定价效 率,而在 CS 五因子模型中添加盈利因子和投资因 子反而会降低资产定价效率;在 CAPM、FF 三因子 模型和FF 五因子模型中添加消费因子和投资者情 绪因子、或者将 FF 三因子模型中的规模因子和账 面市值比因子、FF 五因子中的盈利因子和投资因 子替换为消费因子和投资者情绪因子都能提高资 产定价效率. 因此,考虑消费与投资者情绪的资产 定价模型的定价效率高于不考虑消费和投资者情 绪的资产定价模型,引入消费因子和投资者情绪因 子能对资产定价模型进行有效修正和改善.

本文基于消费和投资者情绪改善了 Fama-French 三因子和五因子模型的定价效率,对 Fa-ma-French 模型进行了合理修正和拓展,是笔者有关资产定价研究的一项阶段性成果. 在后续研究

工作中,笔者将进一步探讨消费和投资者情绪影响资产定价的理论机理以及基于其他相关要素的

资产定价模型拓展和实证检验等问题,以进一步 丰富和完善资产定价理论.

### 参考文献:

- [1] Sharpe W F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk [J]. The Journal of Finance, 1964, 19(3): 425-442.
- [2] Lintner J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets [J]. The Review of Economics and Statistics, 1965, 47(1): 13 37.
- [3] Mossin J. Equilibrium in a capital asset market [J]. Econometrica, 1966, 34(4): 768 783.
- [4] Fama E F, French K R. Size and book-to-market factors in earnings and returns [J]. The Journal of Finance, 1995, 50 (1): 131-154.
- [5] Carhart M M. On persistence in mutual fund performance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52(1): 57-82.
- [6] Fama E F, French K R. A five-factor asset pricing model [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116(1): 1-22.
- [7] Fama E F, French K R. International tests of a five-factor asset pricing model [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 123(3): 441-463.
- [8] Skočir M, Lončarski I. Multi-factor asset pricing models: Factor construction choices and the revisit of pricing factors [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2018, 55: 65 80.
- [9] Parker J A. Consumption risk and expected stock returns [J]. The American Economic Review, 2003, 93(2): 376-382.
- [10] Yogo M. A consumption-based explanation of expected stock returns [J]. The Journal of Finance, 2006, 61(2): 539 580.
- [11] Merton R C. An intertemporal capital asset pricing model [J]. Econometrica, 1973, 41(5): 867-887.
- [12] Lucas R E. Asset prices in an exchange economy [J]. Econometrica, 1978, 46(6): 1429 1445.
- [13] Breeden D T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities [J]. Journal of Financial Economics, 1979, 7(3): 265 296.
- [14] Yang C, Zhang R. Dynamic sentiment asset pricing model [J]. Economic Modelling, 2014, 37: 362 367.
- [15] Yang C, Zhou L. Investor trading behavior, investor sentiment and asset prices [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2015, 34: 42 62.
- [16] Li J. Investor sentiment, heterogeneous agents and asset pricing model [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2017, 42: 504 512.
- [17] Weil P. The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle [J]. Journal of Monetary Economics, 1989, 24(3): 401 421
- [18] Kreps D M, Porteus E L. Temporal resolution of uncertainty and dynamic choice theory [J]. Econometrica, 1978, 46(1): 185 200.
- [19] Constantinides G M. Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(3): 519 543.
- [20] Campbell J Y, Cochrane J H. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior [J]. Journal of Political Economy, 1999, 107(2): 205 251.
- [21] 熊和平. 消费习惯、异质偏好与动态资产定价: 纯交换经济情形 [J]. 经济研究, 2005, (10): 91-100. Xiong Heping. Habit formation, heterogeneous preferences and the dynamics of asset prices: Pure exchange economy case [J]. Economic Research Journal, 2005, (10): 91-100. (in Chinese)
- [22]熊和平,李淑懿,余 均. 消费习惯、异质偏好与资产定价 [J]. 管理科学学报, 2012, 15(9): 64-73. Xiong Heping, Li Shuyi, Yu Jun. Habits formation, heterogeneous preferences and asset pricing [J]. Journal of Management Sciences in China, 2012, 15(9): 64-73. (in Chinese)
- [23] 陈国进,张润泽,赵向琴. 政策不确定性、消费行为与股票资产定价 [J]. 世界经济, 2017, 40(1): 116 141. Chen Guojin, Zhang Runze, Zhao Xiangqin. Policy uncertainty, consumption behaviors and asset pricing [J]. The Journal of World Economy, 2017, 40(1): 116 141. (in Chinese)
- [24] 陈国进,黄伟斌.不同经济开放度下的中国股票资产定价——基于长期风险模型的研究[J].财贸研究,2014,25 (2):105-115.

- Chen Guojin, Huang Weibin. Stock asset pricing in China under different hypothesis of economic openness: Research based on long-run risks model [J]. Finance and Trade Research, 2014, 25(2): 105 115. (in Chinese)
- [25] Márquez E, Nieto B, Rubio G. Stock returns with consumption and illiquidity risks [J]. International Review of Economics & Finance, 2014, 29: 57 74.
- [26] Hasseltoft H. Stocks, bonds, and long-run consumption risks [J]. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2012, 47(2): 309 332.
- [27] Malloy C J, Moskowitz T J, Vissing-Jørgensen A. Long-run stockholder consumption risk and asset returns [J]. The Journal of Finance, 2009, 64(6): 2427 2479.
- [28] Black A J, McMillan D G, McMillan F J. Cointegration between stock prices, dividends, output and consumption: Evidence and forecasting ability for 29 markets [J]. Review of Accounting and Finance, 2015, 14(1): 81-103.
- [29] De Long J B, Shleifer A, Summers L H, et al. Noise trader risk in financial markets [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(4): 703 738.
- [30] 曾 燕, 康俊卿, 陈树敏. 基于异质性投资者的动态情绪资产定价 [J]. 管理科学学报, 2016, 19(6): 87-97. Zeng Yan, Kang Junqing, Chen Shumin. Dynamic sentiment asset pricing with heterogeneous investors [J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(6): 87-97. (in Chinese)
- [31] Baker M, Wurgler J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns [J]. The Journal of Finance, 2006, 61(4): 1645-1680.
- [32] Waggle D, Agrrawal P. Investor sentiment and short-term returns for size-adjusted value and growth portfolios [J]. Journal of Behavioral Finance, 2015, 16(1): 81 93.
- [33] Sun L, Najand M, Shen J. Stock return predictability and investor sentiment: A high-frequency perspective [J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 73: 147-164.
- [34] 刘维奇, 刘新新. 个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证 A 股市场的研究 [J]. 管理科学学报, 2014, 17 (3): 70-87.
  - Liu Weiqi, Liu Xinxin. Individual and institutional investor sentiment and stock returns: Study based on Shanghai A-share market [J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(3): 70 87. (in Chinese)
- [35] 杨晓兰, 沈翰彬, 祝 宇. 本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据 [J]. 金融研究, 2016, (12): 143-158.
  - Yang Xiaolan, Shen Hanbin, Zhu Yu. The effect of local bias in investor attention and investor sentiment on stock markets: Evidence from online forum [J]. Journal of Financial Research, 2016, (12): 143-158. (in Chinese)
- [36] 许海川, 周炜星. 情绪指数与市场收益: 纳入中国波指(iVX)的分析[J]. 管理科学学报, 2018, 21(1): 88-96. Xu Haichuan, Zhou Weixing. Sentiment index and market return considering the iVX [J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(1): 88-96. (in Chinese)
- [37] Ho C, Hung C. Investor sentiment as conditioning information in asset pricing [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(5): 892-903.
- [38] Bathia D, Bredin D. Investor sentiment: Does it augment the performance of asset pricing models? [J]. International Review of Financial Analysis, 2018, 59: 290 303.
- [39] Epstein L G, Zin S E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework [J]. Econometrica, 1989, 57(4): 937 969.
- [40] Epstein L G, Zin S E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis [J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(2): 263 286.
- [41] Cochrane J H. Asset Pricing Theory Revised Edition [M]. Princeton: Princeton University Press, 2005.
- [42] Gordon S, St-Amour P. Asset returns and state-dependent risk preferences [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2004, 22(3): 241 252.
- [43] Chue T K. Conditional market comovements, welfare, and contagions: The role of time-varying risk aversion [J]. The Journal of Business, 2005, 78(3): 949 968.
- [44] Brunnermeier M K, Nagel S. Do wealth fluctuations generate time-varying risk aversion? Micro-evidence on individuals' asset allocation [J]. The American Economic Review, 2008, 98(3): 713 736.
- [45] Yu J, Yuan Y. Investor sentiment and the mean-variance relation [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100(2): 367 381.

- [46] 陈其安,朱 敏,赖琴云. 基于投资者情绪的投资组合模型研究 [J]. 中国管理科学, 2012, 20(3): 47-56. Chen Qi'an, Zhu Min, Lai Qinyun. Study on portfolio model based on investor sentiment [J]. Chinese Journal of Management Science, 2012, 20(3): 47-56. (in Chinese)
- [47] Campbell J Y, Viceira L M. Consumption and portfolio decisions when expected returns are time varying [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(2): 433 495.
- [48] Bansal R, Yaron A. Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles [J]. The Journal of Finance, 2004, 59(4): 1481-1509.
- [49] 易志高,茅 宁. 中国股市投资者情绪测量研究: CICSI 的构建 [J]. 金融研究, 2009, (11): 174-184. Yi Zhigao, Mao Ning. Research on the measurement of investor sentiment in Chinese stock market: Construction of CICSI [J]. Journal of Financial Research, 2009, (11): 174-184. (in Chinese)
- [50] Gibbons M R, Ross S A, Shanken J. A test of the efficiency of a given portfolio [J]. Econometrica, 1989, 57(5): 1121-1152.

## Asset pricing in the stock market with consumption and investor sentiment

## LI Shuang-qi<sup>1</sup>, CHEN Qi-an<sup>1\*</sup>, ZHU Sha<sup>2</sup>

- 1. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China;
- 2. School of Economics, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China

Abstract: This paper establishes an asset pricing model considering consumption and investor sentiment factors based on current research literature. Then the data of A-share listed companies in China, as well as the data of consumption and investor sentiment, from May 2005 to April 2018, is selected to empirically test and comparatively analyze our new model considering consumption and investor sentiment factors, CAPM, Fama–French three–factor model and five–factor model. The results show that the introduction of consumption and investor sentiment factors in asset pricing model can rationally modify and expand CAPM, Fama–French three–factor and five–factor models in theory. Moreover, in terms of overall pricing efficiency, using consumption and investor sentiment factors to replace the scale and book–to–market ratio factors in the Fama–French three–factor model, and the profit and investment factors in the Fama–French five–factor model, respectively, can improve asset pricing efficiency. Considering consumption and investor sentiment factors, the profit and investment factors in Fama–French five–factor model can no longer improve the efficiency of asset pricing. Our asset pricing model based on consumption and investor sentiment factors improves the asset pricing efficiency of the Fama–French models, enriches and improves the asset pricing theory to a certain extent.

**Key words**: investor sentiment; consumption; asset pricing

#### 附录

#### CAPM、FF 三因子模型和 FF 五因子模型实证检验结果

#### 附表 1 FF 三因子和 FF 五因子模型冗余因子检验结果

Appendix Table 1 Tests of redundancy factors for FF three-factor, five-factor models

	$r_m - r_f$	SMB	HML	RMW	CMA
$FF 三因子 lpha_i$	0. 006 7* (1. 94)	0. 008 6 *** ( 2. 67)	0. 002 8 (1. 42)	_	_
FF 五因子 α <sub>i</sub>	0. 010 5 ** (2. 48)	0. 009 6 *** (4. 59)	0. 004 0 *** ( 2. 71)	0. 004 7 *** (3. 54)	0. 000 1 ( 0. 11)

附表 2 基于 Size-B/M 分组的 CAPM、FF 三因子和 FF 五因子模型回归结果

Appendix Table 2 Regressions for CAPM, FF three-factor and five-factor models based on Size-B/M portfolios

B/M	低	2	3	4	高	低	2	3	4	高		
	I.	I	<u>I</u>	Panel	A CAPM	系数: $r_m - r_f$						
			$\alpha_i$			$t( \alpha_i )$						
小	0.0117	0.015 2	0. 015 8	0.0168	0. 014 1	1. 74*	2. 30 **	2. 39 **	2. 68 ***	2. 27 **		
2	0.0089	0.012 5	0.0116	0.011 2	0.0119	1.50	2. 16 **	1. 98 **	2. 00 **	2. 28 **		
3	0.004 5	0.008 5	0.005 4	0.008 7	0. 011 8	0. 81	1. 62	1. 04	1. 72*	2. 47 **		
4	0.005 3	0.004 1	0.005 8	0.005 3	0.006 5	1. 03	0. 82	1. 30	1. 30	1. 75*		
大	0.0027	0.003 7	0.000 3	0.000 5	0.003 0	0. 76	1. 30	0. 11	0. 21	1. 05		
			Pane	el B FF三	因子模型系	数: $r_m - r_f$ , SMB, HMLO						
			$\alpha_i$			$t(\alpha_i)$						
小	-0.002	0.0010	0.0016	0.0028	-0.0004	-0.92	0. 51	0. 73	1. 25	-0.17		
2	-0.002	0.0006	-0.001	-0.001	-0.0002	-1.12	0. 30	- 0. 44	-0.70	-0.08		
3	-0.005	-0.002	-0.005	-0.003	0.0008	-2.27**	-0.73	-1.77*	-1.10	0. 32		
4	-0.002	-0.005	-0.003	-0.003	-0.001	-0.90	- 1. 79 <sup>*</sup>	-1.02	-1.31	-0.60		
大	0.0008	0.0024	-0.003	-0.003	0.002 1	0. 37	1. 02	- 1. 17	- 1. 29	0. 90		
			eta i  , h					$t(\beta i, h)$				
小	-0.164	-0.033	0.024 0	0. 293 5	0.6695	-1.78 <sup>*</sup>	-0.41	0. 28	3. 30 ***	6. 82 ***		
2	-0.365	-0. 143	0. 124 1	0. 392 1	0. 592 7	-4. 09 ***	-1.81*	1. 36	4. 57 ***	6. 64 ***		
3	-0.454	-0.211	0.063 6	0. 455 8	0. 831 0	-4.64***	-2.32**	0. 57	4. 84 ***	8. 70 ***		
4	-0.741	-0.301	-0.069	0. 293 0	0. 758 8	-7. 16 ***	-2.89***	-0.69	3. 11 ***	8. 14 ***		
大	-1.014	-0.563	-0.123	0.441 1	0. 836 9	-11.74***	-5. 79 ***	-1.40	5. 10 ***	8. 88 ***		
			Panel C	FF 五因子模	草型系数: r"	$_{i}$ - $r_{f}$ , SMB , H	ML, $RMW$ , $CM$	IAO				
			$\alpha_i$					$t(\alpha_i)$				
小	0.0012	0.0029	0.0030	0.005 4	0.0025	0. 56	1.40	1. 35	2. 46 **	1.06		
2	-0.001	0.002 1	0.0017	0.0008	0.0023	-0.43	1. 04	0. 76	0. 39	1. 02		
3	-0.003	0.000 1	-0.004	0.0004	0.0042	-1.38	0. 05	- 1. 27	0. 16	1. 82*		
4	-0.001	-0.003	-0.001	-0.00003	0.0018	-0.49	-1.01	-0.22	-0.01	0. 79		
大	0.0020	0.004 3	-0.0014	-0.001	0.0022	0. 92	1.73*	-0.64	-0.63	0. 90		
			$\beta i$ , $h$			$t(\beta i, h)$						
小	-0.460	-0.196	-0.101	0.061 3	0. 406 4	-4. 57 ***	-2.09**	- 0. 99	0. 61	3. 67 ***		
2	-0.501	-0.277	-0.114	0. 186 7	0. 375 7	-4. 80 ***	-3.00***	-1.10	1.91*	3. 68 ***		
3	-0.643	-0.369	-0.049	0. 192 3	0. 529 7	- 5. 69 ***	-3.48***	-0.38	1.84*	5. 03 ***		
4	-0.832	-0.477	-0. 248	0.022 6	0.479 0	-6. 76 ***	-3.93***	-2.11**	0. 21	4. 65 ***		
大	-1.121	-0.723	-0. 225	0.3196	0. 826 2	- 10. 98 ***	-6. 33 ***	-2. 18 **	3. 12 ***	7. 37 ***		
		1	$\beta i$ , $r$				T	$t(\beta i, r)$	T .	T		
小	-0.656	-0.363	-0. 277	-0.515	-0.584	-5.38***	-3. 18 ***	-2. 25 **	-4. 20 ***	-4. 36 ***		
2	-0.301	-0. 296	-0.529	-0.456	-0.482	-2. 38 **	-2.65***	-4. 21 ***	-3.85 ***	- 3. 90 ***		
3	-0.419	-0.350	-0. 251	-0.585	-0.669	-3.06***	-2. 73 ***	-1.58	-4. 63 ***	-5. 25 ***		
4	-0. 203	-0.390	-0.396	-0.600	-0.621	-1.36	-2.65***	-2. 79 ***	-4. 72 ***	-4. 98 ***		
大	-0.239	-0.356	-0. 227	-0. 270	-0.024	- 1. 93*	-2.58***	-1.82*	-2. 18 **	-0.17		
	$oldsymbol{eta}i$ , $c$						I	$t(\beta i, c)$	I	I		
小	0. 296 4	0. 236 8	0.066 9	-0.035	0. 265 7	1. 63	1. 40	0. 36	-0.19	1.33		
2	0.3300	0. 209 6	0. 047 1	0. 218 0	0. 173 6	1.75*	1. 25	0. 25	1. 23	0. 94		
3	0. 337 6	0.3125	0.309 0	0.430 2	0. 190 3	1.65*	1. 63	1. 30	2. 28 **	1.00		
4	0. 176 6	0.330 0	0. 250 5	0. 278 5	0. 325 2	0. 79	1. 50	1. 18	1.46	1. 75*		
大	-0.180	-0.139	0. 308 4	0.008 8	0. 333 5	-0.97	-0.67	1. 65*	0.05	1. 64		

附表 3 基于 Size-OP 分组的 CAPM、FF 三因子和 FF 五因子模型回归结果

Appendix Table 3 Regressions for CAPM, FF three-factor and five-factor models based on Size-OP portfolios

						tor and five-ra							
OP	低	2	3	4 D	高 -LA CADA	低	2	3	4	高			
	Panel A CAPM						1 系数: $r_m - r_f$ $t(\alpha_i)$						
ds.	0. 015 6	0. 015 5	α <sub>i</sub> 0. 014 6	0. 015 0	0. 013 4	2. 33 **	2. 37 **	2. 14 **	2. 44 **	2. 20 **			
小 2	0.013 0	0.013 3	0.014 6	0.013 0	0.013 4	1. 68*	1. 73*	2. 14	2. 44	1. 70*			
3	0.010 3	0.006 9	0.012 3	0.009 8	0.006 3	1. 63	1. 73	1. 53	2. 06 **	1. 48			
4	0.003 4	0.000 1	0.007 4	0.004 8	0.000 3	0. 67	0. 67	1. 57	1. 20	1. 85*			
大	0.003 4	0.003 1	-0.001	0.004 8	0.007 1	0. 66	0. 46	-0.49	1. 42	2. 06 **			
	0.0033	0.001 /						0. 47	1. 42	2.00			
	Panel B FF 三因子模型系 α <sub>i</sub>						$t(\alpha_i)$						
小	0. 000 6	0.0012	0.000 1	0.003 0	0.0006	0. 25	0. 58	0. 03	1. 40	0. 20			
2	-0.003	-0.003	0.000 2	0.003 2	-0.001	-1.38	-1.38	0. 08	1. 44	-0.48			
3	-0.003	-0.005	-0.003	0.000 2	-0.002	-1.23	-2. 13 **	- 1. 25	0. 10	-0.68			
4	-0.007	-0.006	-0.002	-0.003	0.0006	-2.42**	-2. 26 **	-0.60	-1.14	0. 29			
大	-0.004	-0.005	-0.005	0.0014	0.004 2	-1.08	-1.53	-2.47**	0. 62	2. 34 **			
		1	$\beta i, h$		<u> </u>		1	$t(\beta i, h)$	<u> </u>				
小	0. 290 1	0. 100 5	-0.032	-0.341	0. 309 9	3. 12 ***	1. 21	-0.36	-3.92***	2. 53 **			
2	0. 362 6	0. 289 4	0. 073 0	-0.176	-0.096	3. 66 ***	3. 35 ***	0. 93	- 1. 96 **	-0.98			
3	0. 553 8	0. 303 4	0.095 2	0.0022	-0.089	4. 97 ***	3. 06 ***	1. 03	0. 03	-0.94			
4	0. 385 1	0. 024 9	0. 017 7	-0.038	-0. 226	3. 25 ***	0. 24	0. 16	-0.41	-2.55**			
大	1. 076 3	0. 657 9	0.402 0	0. 201 6	-0. 218	6. 50 ***	5. 47 ***	4. 62 ***	2. 25 **	- 2. 99 ***			
		ı	Panel C	FF 五因子	模型系数:	$r_m - r_f$ , SMB, I	HML,RMW,C	EMAO	I				
			$\alpha_i$			$t(\alpha_i)$							
小	0.0044	0.003 8	0.001 5	0.003 2	0.000 8	2. 04 **	1. 90*	0. 67	1. 42	0. 25			
2	0.0008	0.0007	0.0019	0.002 6	-0.001	0. 37	0. 34	0. 95	1. 12	-0.49			
3	0.0009	-0.0004	-0.001	0.0013	-0.002	0. 36	-0.20	-0.37	0. 58	-0.91			
4	-0.002	-0.002	0.0013	-0.001	0.0007	-0.63	-0.90	0. 48	-0.61	0.30			
大	0.0029	0.0017	-0.003	0.0019	0.003 7	0. 76	0. 64	- 1. 59	0. 83	1. 96 **			
			eta i , $h$					$t(\beta i, h)$	,				
小	-0.048	-0.134	-0.162	-0.360	0. 295 8	-0.49	-1.43	- 1. 54	-3.45***	2. 02 **			
2	-0.012	-0.033	-0.081	-0.125	-0.089	-0.12	-0.36	- 0. 89	-1.17	-0.75			
3	0. 171 2	-0.122	-0.084	-0.095	-0.039	1. 42	-1.21	- 0. 79	-0.92	-0.35			
4	-0.097	-0. 292	-0. 237	-0. 143	-0. 232	-0.80	-2.57**	-1.94 <sup>*</sup>	-1.34	-2.19**			
大	0. 430 9	0. 109 2	0. 238 4	0. 150 1	-0.168	2. 50 **	0. 91	2. 36 **	1.41	- 1. 94*			
		T	$\beta i$ , $r$	T	Г	t(eta i,r)							
小	-0.751	-0.520	-0. 288	-0.042	-0.031	-6. 26 ***	-4. 60 ***	-2. 26 **	-0.34	-0.18			
2	-0.832	-0.715	-0.342	0. 111 5	0. 015 8	-6. 56 ***	-6. 45 ***	-3. 10 ***	0. 86	0. 11			
3	-0.849	-0.943	-0.398	-0. 216	0.1112	-5.81***	-7. 74 ***	-3.08***	-1.72*	0. 82			
4	-1.071	-0.704	-0.566	-0. 234	-0.015	-7. 23 ***	-5. 12 ***	-3.81***	-1.81*	-0.11			
大	-1.433	-1.218	-0.363	-0.114	0. 111	- 6. 86 ***	-8.42 ***	-2. 96 ***	-0.89	1.06			
	eta i , $c$						T	t( βi, c)					
小	0. 246 1	0. 166 2	0. 208 4	0. 112 3	-0. 286	1. 37	0. 99	1. 10	0.60	-1.08			
2	0. 191 5	0. 268 9	0. 272 6	0. 127 2	-0.051	1. 01	1. 62	1. 65*	0. 66	-0.24			
3	0. 248 1	0. 221 1	0. 346 7	0. 316 3	0.464 2	1. 14	1. 21	1. 79*	1. 68*	2. 29 **			
4	0. 306 8	0. 390 6	0. 192 7	0. 345 4	0. 193 8	1. 39	1. 90*	0. 87	1. 78*	1.01			
大	0. 551 0	0.044 1	0. 201 4	0. 273 3	-0. 243	1. 76*	0. 20	1. 10	1.42	-1.55			

附表 4 基于 Size-INV 分组的 CAPM、FF 三因子和 FF 五因子模型回归结果

Appendix Table 4 Regressions for CAPM, FF three-factor and five-factor models based on Size-INV portfolios

			_			I	or models ba		_			
INV	低	2	3	4 Panel	高 A CADM	低 系数: r <sub>m</sub> - r <sub>f</sub>	2	3	4	高		
				$t(\alpha_i)$								
ds.	0. 015 5	0. 016 3	$\alpha_i$ 0. 015 2	0. 013 4	0. 012 9	2. 40 **	2. 52 **	$\begin{array}{ c c c c c c c c c c c c c c c c c c c$	2. 10 **	2. 05 **		
2	0.013 3	0.010 3	0.013 2	0.013 4	0.012 9	1. 57		2. 23	2. 10			
3	0.008 7	0.0014	0.012 3	0.012 3	0.0094	1. 61	1. 90* 1. 75*	1. 58		1. 75*		
									1.47			
4	0.005 0	0.003 8	0.0063	0.005 8	0.006 2	1. 19	0.80	1.48	1.47	1.30		
大	0.0024	0.0010	0. 001 8	0.0047	0.0018 日子楷刑系	0.87	0.36	0. 78	2. 26 **	0.72		
			$\alpha_i$	31 <b>D</b> FF	数: $r_m - r_f$ , SMB, HMLO $t(\alpha_i)$							
小	0.0010	0. 002 0	0.000 8	-0.00005	-0.0002	0. 45	0. 95	0. 34	-0.02	- 0. 09		
2	-0.004	-0.002	0.000 04	0.000 2	-0.001	-1.57	-0.73	0. 02	0.11	-0.57		
3	-0.003	-0.002	-0.003	-0.003	-0.003	-1.35	-0.71	-1. 23	-1.18	-1.19		
4	-0.003	-0.006	-0.002	-0.001	-0.002	-1.46	-2. 26 **	-0.89	-0.55	-0.69		
大	-0.003	-0.002	0.000 6	0.002 7	0.001 2	-0.51	-2.20	0. 24	1. 35	0. 57		
	0.001	0.002	$\beta i, h$	0.002 /	0.001 2	0.31	0.04	$t(\beta i, h)$	1.33	0.37		
小	0. 269 9	0. 182 1	-0.033	-0.046	-0.096	3. 12 ***	2. 17 **	-0.36	-0.51	-1.08		
2	0. 273 1	0. 233 9	0. 197 1	0.005 8	-0.080	3. 02 ***	2. 47 **	2. 41 **	0.07	- 0. 84		
3	0. 596 5	0. 172 7	0. 099 1	0. 121 5	-0.054	5. 71 ***	1. 76*	1. 12	1. 26	- 0. 60		
4	0. 271 1	0. 161 8	0. 015 0	-0.071	-0.343	2. 81 ***	1. 59	0. 17	-0.76	-3. 22 ***		
大	0. 372 9	0. 547 1	0. 270 7	0. 075 4	-0.563	3. 73 ***	5. 33 ***	2. 93 ***	0. 95	-6. 78 ***		
	1						ML,RMW,C		l			
			$\alpha_i$			$t(\alpha_i)$						
小	0.0039	0.0044	0.003 1	0.001 5	0.0007	1.88*	2. 16 **	1. 35	0. 67	0.31		
2	-0.000 5	0.0007	0.002 3	0.001 3	-0.0006	-0.22	0.30	1. 15	0.60	-0.26		
3	0.000 5	0.0018	-0.0007	-0.0010	-0.0018	0. 21	0.80	-0.30	-0.42	- 0. 77		
4	-0.0009	-0.0022	0.0002	0.000 5	-0.0003	- 0. 40	-0.91	0. 09	0. 23	- 0. 09		
大	0.0004	0.0002	0.0016	0.003 5	0.0019	0. 15	0. 10	0. 66	1. 78*	0. 89		
			$\beta i, h$					$t(\beta i, h)$				
小	0.0105	-0.037	-0.241	-0.181	-0.177	0. 11	-0.39	- 2. 24 **	- 1. 73 <sup>*</sup>	-1.66*		
2	0.0008	0.0167	-0.005	-0.090	-0.142	0. 01	0. 16	-0.06	-0.88	-1.24		
3	0. 240 0	-0.147	-0.082	-0.038	-0.130	2. 17 **	-1.39	-0.80	-0.33	-1.21		
4	0.043 3	-0.148	-0.181	-0. 233	-0.480	0. 40	-1.32	-1.77*	-2.12**	-3.81***		
大	0. 223 8	0. 373 6	0. 179 4	0.0014	-0.617	1. 91 **	3. 33 ***	1. 64	0. 01	-6. 43 ***		
			$\beta i$ , $r$	T	T	$t(\beta i, r)$						
小	-0.576	-0.486	-0.460	-0.300	-0.178	-4. 99 ***	-4. 25 ***	-3.54***	-2.37**	-1.38		
2	-0.605	-0.482	-0.450	-0.214	-0.136	-5. 03 ***	-3.79***	-3.98***	-1.72*	- 0. 98		
3	-0.791	-0.709	-0.402	-0.353	-0.168	-5.90***	-5.54***	-3. 25 ***	-2.57**	- 1. 29		
4	-0.506	-0.689	-0.436	-0.359	-0.305	-3.83***	-5.07***	-3.52***	- 2. 70 **	-2.00**		
大	-0.331	-0.385	-0. 203	-0.164	-0. 121	-2. 33 **	-2. 83 ***	-1.53	-1.47	-1.04		
	eta i , $c$						I .	$t(\beta i, c)$	I	I		
小	0. 342 4	0. 310 3	0. 155 0	-0. 226	0.00002	1. 99 **	1. 82*	0.80	-1.20	0.000 1		
2	0.418 0	0. 658 8	0. 160 9	-0.053	-0.108	2. 33 **	3. 47 ***	0. 95	-0.29	-0.52		
3	0. 575 6	0. 473 9	0. 251 6	0. 141 2	0.052 8	2. 87 ***	2. 48 **	1. 36	0. 69	0. 27		
4	0. 423 9	0. 342 5	0.449 0	0. 206 0	0.030 2	2. 15 **	1. 69*	2. 42 **	1.04	0. 13		
大	0. 281 1	0. 985 5	0. 355 7	-0.483	-0.582	1. 32	4. 85 ***	1. 80*	-2.90***	-3.35 ***		