

## 因子模型与截面股票收益

林 祺\*

**摘要:** 本文考察了九种因子模型在中国股票市场上的定价表现。基于总体定价能力和大维市场异象投资组合两个维度的研究发现, Liu et al. (2019) 三因子模型 (LSY3) 的表现最优, 而 Hou et al. (2015)  $q$  因子模型和 Hou et al. (2019, 2020)  $q^5$  模型与 Fama and French (2015) 五因子模型的定价表现无显著差异。本文还发现 VMG 因子定价表现优异的原因是该因子同时包含了价值因子和盈利因子的信息, 这说明 LSY3 模型可统一至股利贴现模型的理论框架下。最后, 拓展的股利贴现模型在克服传统股利贴现模型不足的同时也揭示现有因子模型依然存在遗漏重要定价因子问题。

**关键词:** 因子模型; 截面股票收益; 股利贴现模型

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.12

### 一、引 言

早期的资本资产定价模型 (CAPM) 认为, 截面股票收益仅取决于资产与市场组合的敏感性。然而, 随着学术界发现的无法被 CAPM 所解释的股票市场异象的增加 (例如, Black et al., 1972; Banz, 1981; Basu, 1983; Jegadeesh, 1990; Jegadeesh and Titman, 1993), 越来越多的研究表明 CAPM 存在着遗漏重要定价因子问题。Fama and French (1993) 在总结 Fama and French (1992) 研究结论的基础上, 提出了包含市场因子、价值因子 (HML) 和规模因子 (SMB) 的三因子模型 (FF3), 并发现该模型成功地解释了绝大部分的 CAPM 异象。有鉴于此, Fama and French (2015, 2016) 基于股利贴现模型的理论框架, 在 FF3 模型的基础上加入盈利因子 (RMW) 和投资因子 (CMA), 提出了五因子模型 (FF5)。研究发现, 该模型比 FF3 模型能够更好地描述截面股票组合的预期收益率。Fama and French (2017)、Guo et al. (2017) 和李志冰等 (2017) 等

然而, FF3 模型的一个不足之处在于其仅是经验模型, 缺乏相应的理论基础。同时, 近年来有关实证证据表明, 股票市场上存在众多无法被 FF3 模型有效解释的市场异象 (例如, Jegadeesh and Titman, 1993, 2001; Titman et al., 2004; Ang et al., 2006; Novy-Marx, 2013)。有鉴于此, Fama and French (2015, 2016) 基于股利贴现模型的理论框架, 在 FF3 模型的基础上加入盈利因子 (RMW) 和投资因子 (CMA), 提出了五因子模型 (FF5)。研究发现, 该模型比 FF3 模型能够更好地描述截面股票组合的预期收益率。Fama and French (2017)、Guo et al. (2017) 和李志冰等 (2017) 等

\* 林祺, 浙江财经大学金融学院。通信地址: 浙江省杭州市学源街 18 号浙江财经大学金融学院, 310018; 电话: (0571) 87557208; E-mail: qlin\_sf@zufe.edu.cn。作者感谢浙江省哲学社会科学领军人才培养专项课题 (21QNYS17ZD) 的资助。感谢主编和两位匿名审稿人的宝贵意见。

文献基于国际股票市场和中国股票市场的实证证据进一步证明了FF5模型的有效性。然而，赵胜民等（2016）的研究发现，RMW和CMA因子均为冗余因子，因此作者认为FF3模型比FF5模型更适合中国市场。与上述文献研究不同，Hou et al.（2015）基于两期Q理论的视角，提出了包含市场因子、规模因子（ $r_{ME}$ ）、盈利因子（ $r_{ROE}$ ）和投资因子（ $r_{IA}$ ）的四因子模型（Q4）。在此基础上，Hou et al.（2019）进一步将两期Q理论模型推广至多期Q理论模型，提出了包含预期投资增长因子（ $r_{Eg}$ ）的五因子模型（Q5），并对传统股利贴现模型与FF5模型之间的关系是否满足理论预期提出了质疑。Hou et al.（2020）的研究结果进一步显示，Q5模型对股票市场异象的解释能力优于Q4模型，而后者又优于FF5模型。Liu et al.（2019）指出，上述基于美国股票市场的实证证据不能简单适用于中国股票市场。这主要是因为我国IPO审核制度下上市公司存在由逆回购（reverse merge）引致的壳价值（shell value）（Lee et al., 2017；屈源育等，2018a, 2018b）。在考虑上述壳价值可能影响的基础上，Liu et al.（2019）进一步提出了一个包含“价值”因子（VMG）的三因子模型（LSY3），并发现该模型对中国股票市场上10个CAPM异象的解释能力强于FF3模型。<sup>①</sup>同时，冗余因子检验表明，LSY3模型吸收了FF5模型各因子的定价能力。

通过以上文献梳理不难发现，现有文献对因子模型的适用性进行了丰富的研究。尽管如此，在以下几个重要方面还有待拓展：第一，现有文献的研究主要聚焦于特定因子模型对少数几种市场异象（小样本投资组合）定价能力的检验，但鲜有文献系统地从事总体定价能力和大维市场异象投资组合两个视角同时把握不同因子模型在中国股票市场上的定价表现。第二，以往文献重点考察了以Fama and French（1993, 2015）为代表的一支文献提出的因子模型对我国截面股票收益的解释能力（例如，李志冰等，2017；Liu et al., 2019）。然而，Hou et al.（2019, 2020）的最新研究揭示，这类模型在美国股票市场上的定价表现逊色于其提出的 $q$ 因子模型和 $q^5$ 模型。这意味着股利贴现模型的解释能力弱于Q理论。关于这两大理论基石构建的因子模型在中国股票市场上的定价能力优劣需要进一步系统深入地探究。第三，Liu et al.（2019）的研究发现，其提出的三因子模型定价能力显著强于FF5模型，其中一个关键的因素是该模型采用了新的“价值”指标（EP）来构建定价因子（VMG）。关于该指标的定价优势来源仍有待进一步明晰。此外，LSY3模型依然是一个经验模型。如何为LSY3模型构建理论基础也是一个极需深入研究的问题。

鉴于此，本文以中国A股上市公司为样本，选取九种因子模型（CAPM，FF3模型、Carhart（1997）四因子模型（C4）、FF5模型、Q4模型、Fama and French（2018）六因子模型（FF6和FF6c）、LSY3模型和Q5模型），从总体定价能力和大维市场异象投资组合的视角出发，重新探究这些因子模型在中国股票市场的适用性，并对因子模型定价能力差异的内在机理进行系统分析。具体地，本文首先基于Barillas et al.（2020）因子模型间夏普比率平方（ $SR^2$ ）等价性检验，对我国因子模型的总体定价效力进行检验。研究发现，与其他因子模型相比，LSY3模型具有显著的定价优势，拓展了Liu et al.

<sup>①</sup> 本文中对LSY3模型中的“价值”因子（VMG）加引号主要是因为该因子并不是纯粹意义上的价值因子，其兼具价值和盈利双重属性（详见后文分析）。加引号以示与真正的价值因子（如HML）有所不同。

(2019)的小样本检验结论。我们还发现,与Hou et al. (2019, 2020)等文献的发现不同,Q4模型和Q5模型在总体定价能力上与FF5模型并未表现出明显的差异。同时,虽然Ball et al. (2016)和Fama and French (2018)基于美国股票市场的研究发现以现金营业利润指标构建的盈利因子(RMW<sup>C</sup>)表现强于FF5模型中的RMW因子,但在中国股票市场上前者并未表现出更强的定价能力。

其次,本文构建了大维市场异象投资组合。研究发现,在586种异象形式中,中国股票市场上存在161种CAPM异象。同时,LSY3模型依然具有较强的市场异象解释能力。Giglio and Xiu (2020)三阶段回归估计结果进一步显示,LSY3模型的定价能力主要来源于VMG因子,而其他模型的定价能力主要来源于其盈利因子。我们还发现,基于企业当前投资水平构建的投资因子对其潜在因子的拟合度较低,仅为0.21( $r_{I/A}$ )和0.39(CMA)。这与Q理论的理论预期相悖,但与股利贴现模型的理论预期一致。在此基础上,我们对VMG因子进行分解发现,该因子较强的定价能力本质上是因为其同时集合了价值和盈利因子的信息,进一步说明LSY3模型的理论基石与FF5模型一致。

最后,本文对Fama and French (2006, 2015)股利贴现模型进行了拓展。<sup>①</sup>研究发现,即使在预期前置一期平均收益的理论框架下,企业账面市值比、预期盈利能力和预期投资水平与截面股票收益的关系依然成立。更为重要地,拓展的股利贴现模型揭示了一个全新的截面股票收益影响因素,即企业的预期规模增长,同时也为现有因子模型中的规模因子提供了重要的理论基础。

本文余下部分安排如下:第二部分为样本和模型的选取;第三部分从总体定价能力和大维市场异象投资组合两个维度系统地的主流因子模型在中国股票市场上的定价表现进行实证分析,并探讨了因子模型解释具体市场异象的能力来源;第四部分进一步深入探究LSY3模型中VMG因子的定价优势原因,并提出一个新的股利贴现模型分析框架;第五部分为研究结论。

## 二、数据说明与因子模型选择

### (一) 样本选取

本文的样本包含沪深交易所上市的所有A股股票。股票交易数据和无风险利率均来自国泰安(CSMAR)数据库。本文的定价因子和股票市场异象的研究区间选取跨度为2000年1月至2019年12月的月度数据作为样本。同时,借鉴Liu et al. (2019)的做法,我们在构建定价因子和市场异象组合时剔除了上市少于6个月、过去一年少于120

<sup>①</sup> 与基于求解公司管理者最优行为的Q理论不同,股利贴现模型是基于投资者行为的“需求侧”模型。该模型认为,上市公司的股票价格取决于其未来的预期股利支付。这意味着,该模型的适用性取决于上市公司的(预期)股利支付行为。中国上市公司的股利支付在上市早期存在股利支付率低且不分红公司逐年增多等现象(李常青,1999),但随着中国证监会分别于2001年、2004年、2006年以及2008年推出了一系列旨在引导和规范上市公司分红行为的半强制分红政策,中国资本市场的股利支付水平显著提高(李常青等,2010;魏志华等,2014)。张跃文(2012)和安青松(2012)的研究发现,随着半强制分红政策的出台,我国上市公司的派现公司占比和现金股利支付率指标已接近国外成熟市场水平。可见,股利贴现模型在中国股票市场具有良好的适用基础。

个交易日以及月交易日少于10天的股票样本<sup>①</sup>。为避免由我国IPO制度特殊性所引致的壳价值污染 (shell-value contamination) 对实证结论的影响 (Lee et al., 2017), 我们借鉴 Liu et al. (2019) 的做法, 进一步剔除了市值最小的30%的上市公司样本。

## (二) 因子模型

借鉴现有文献的研究, 本文主要检验如下九种因子模型在中国股票市场的定价能力。具体的因子模型如下:

### (1) 资本市场定价模型 (CAPM):

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中,  $Mkt_t$  是市场因子,  $\epsilon_{i,t}$  是扰动项且  $E(\epsilon_{i,t}) = 0$ 。

(2) Fama and French (1993) 提出的三因子模型 (FF3)。该模型在 CAPM 的基础上进一步增加了规模因子 (SMB) 和价值因子 (HML):

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \beta_i^{SMB} \times SMB_t + \beta_i^{HML} \times HML_t + \epsilon_{i,t}, \quad (2)$$

其中, 用以构建 SMB 因子的公司规模指标 (ME) 采用每年6月末的公司市值来衡量。用以构建 HML 因子的账面市值比 (BM) 定义为股权账面价值 (BE) 除以公司市值。

(3) Carhart (1997) 提出的四因子模型 (C4)。该模型在 Fama and French (1993) 三因子模型的基础上进一步增加了动量因子 (UMD):

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \beta_i^{SMB} \times SMB_t + \beta_i^{HML} \times HML_t + \beta_i^{UMD} \times UMD_t + \epsilon_{i,t}, \quad (3)$$

其中, 用以构建 UMD 因子的股票动量指标 (MOM) 定义为该股票从第  $t-12$  个月至  $t-2$  个月的累计收益率, 以避免短期反转效应 (STR) 的影响。

### (4) Fama and French (2015) 提出的五因子模型 (FF5):

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \beta_i^{SMB5} \times SMB5_t + \beta_i^{HML} \times HML_t + \beta_i^{RMW} \times RMW_t + \beta_i^{CMA} \times CMA_t + \epsilon_{i,t}, \quad (4)$$

其中, 盈利因子 (RMW) 使用营业利润与股权账面价值之比 (OPTE) 作为构建指标, 而投资因子 (CMA) 则使用总资产增长率 (Inv) 作为构建指标。

### (5) Hou et al. (2015) 提出的 $q$ 因子模型 (Q4):

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \beta_i^{ME} \times r_{ME,t} + \beta_i^{ROE} \times r_{ROE,t} + \beta_i^{I/A} \times r_{I/A,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (5)$$

其中,  $r_{ME}$  是规模因子;  $r_{ROE}$  是盈利因子, 其采用季度权益净利率 (ROE) 作为构建指标;  $r_{I/A}$  是投资因子, 其构建指标的选取与 Fama and French (2015) 五因子模型中的投资因子相同。

### (6) Fama and French (2018) 提出的六因子模型 (FF6):

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \beta_i^{SMB5} \times SMB5_t + \beta_i^{HML} \times HML_t + \beta_i^{RMW} \times RMW_t + \beta_i^{CMA} \times CMA_t + \beta_i^{UMD} \times UMD_t + \epsilon_{i,t}. \quad (6)$$

(7) Fama and French (2018) 还提出了一个以 Ball et al. (2016) 现金营业利润指标作为盈利因子 (RMW<sup>C</sup>) 的六因子模型 (FF6c):

<sup>①</sup> Liu et al. (2019) 剔除了月交易日少于15天的股票样本。但鉴于中国资本市场的股票交易天数在含春节假期的月份时可能低于15天 (例如, 2000年2月股票市场交易天数为12天, 而2002年2月股票市场交易天数为10天), 因此本文仅剔除了交易天数少于10天的股票样本。

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \beta_i^{SMB5C} \times SMB5_t^C + \beta_i^{HML} \times HML_t + \beta_i^{RMWC} \times RMW_t^C + \beta_i^{CMA} \times CMA_t + \beta_i^{UMD} \times UMD_t + \epsilon_{i,t}, \quad (7)$$

其中,  $RMW^C$  因子使用 Ball et al. (2016) 现金营业利润指标进行构建。该指标定义为现金营业利润与股权账面价值之比。

(8) Liu et al. (2019) 提出的三因子模型 (LSY3):

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \beta_i^{SMB^{LSY}} \times SMB_t^{LSY} + \beta_i^{VMG} \times VMG_t + \epsilon_{i,t},$$

其中, VMG 是“价值”因子。与 Fama and French (1993, 2015) 等文献不同, Liu et al. (2019) 使用扣除非经常性损益净利润与公司市值之比 (EP) 作为该因子的构建指标。

(9) Hou et al. (2019, 2020) 提出的  $q^5$  模型 (Q5):

$$R_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i \times Mkt_t + \beta_i^{ME} \times r_{ME,t} + \beta_i^{ROE} \times r_{ROE,t} + \beta_i^{I/A} \times r_{I/A,t} + \beta_i^{Eg} \times r_{Eg,t} + \epsilon_{i,t}. \quad (8)$$

借鉴 Hou et al. (2019, 2020) 的方法, 我们使用 Ball et al. (2016) 现金营业利润指标、对数 Tobin Q 指标和季度权益净利率的变动额作为预测指标, 并结合滚动回归方法来获得企业的预期投资增长指标, 进而构建预期投资增长因子 ( $r_{Eg}$ )。

### 三、因子模型定价能力的实证检验

#### (一) 因子模型总体定价能力的实证检验

为了识别九种因子模型间的定价能力强弱, 我们借鉴 Barillas et al. (2020) 的方法来严谨检验模型间的  $SR^2$  是否存在显著差异。<sup>①</sup>  $SR^2$  检验的原假设是模型 1 和模型 2 具有相同的  $SR^2$  值 ( $H_0: SR^2(f_1) = SR^2(f_2)$ ), 其中  $f_1$  和  $f_2$  分别表示模型 1 和模型 2 中的定价因子。因此,  $\Delta SR^2 = [SR^2(f_1) - SR^2(f_2)]$  值为负意味着模型 2 的  $SR^2$  值高于模型 1。为了避免联合正态性假设下可能存在的小样本上偏偏误 (upward bias), 我们使用 Barillas et al. (2020) 纠偏后的  $SR^2$  值进行相应的实证检验。

表 1 给出了 Barillas et al. (2020) 因子模型间  $SR^2$  等价性检验的估计结果。可以看出, CAPM 的  $\Delta SR^2$  均为负, 且除 FF3 和 C4 模型外均在 1% 的水平上显著。这意味着 CAPM 模型在解释我国截面股票收益方面并无明显优势。这在一定程度上也说明 CAPM 模型遗漏了重要的定价因子。FF3 模型和 C4 模型的  $SR^2$  值非常接近且不具有统计显著性, 这与现有文献关于中国股票市场上不存在动量效应的研究结论相一致。进一步地, FF5 模型的  $SR^2$  值显著高于 CAPM 模型、FF3 模型和 C4 模型。这说明, 增加盈利因子

<sup>①</sup> 基于  $SR^2$  指标评价模型定价能力的优势在于其同时适用于嵌套和非嵌套模型且不依赖于待检验资产组合的选取 (Barillas and Shanken, 2017)。Gibbons et al. (1989) 证明, 最大化给定投资组合  $SR^2$  值等价于模型定价误差 ( $\alpha_R$ ) 的加权平方和:

$$\alpha_R' \sum^{-1} \alpha_R = SR^2(f, R) - SR^2(f),$$

其中,  $SR^2(f, R)$  是由定价因子  $f$  和待检验资产  $R$  构建的组合中所能得到的最大  $SR^2$  值,  $SR^2(f)$  是定价因子  $f$  所能得到的最大  $SR^2$  值。假设包含定价因子  $f_1$  的因子模型  $M_1$  的表现优于包含定价因子  $f_2$  的因子模型  $M_2$ , 这意味着模型  $M_1$  的定价误差小于模型  $M_2$ :

$$SR^2(f, R) - SR^2(f_1) < SR^2(f, R) - SR^2(f_2).$$

从上式可以看出, 模型定价能力的比较不依赖于待检验资产组合  $R$ , 且定价能力更强的模型具有更高的  $SR^2$  值:

$$SR^2(f_1) > SR^2(f_2).$$

和投资因子能够显著提升因子模型对中国 A 股市场的解释能力。Ball et al. (2016) 发现, 美国股票市场上现金营业利润指标比营业利润指标更能有效刻画企业的盈利能力。然而, 从表 1 中可以看出, FF5 模型和 FF6 模型与 FF6c 模型在  $SR^2$  值上并无明显区别。这说明, 与美国证据不同, 现金营业利润指标在中国股票市场上并未表现出更强的总体定价能力。Hou et al. (2019, 2020) 的研究显示, Q4 模型和 Q5 模型对截面股票收益的解释能力显著强于 FF5 模型, 其中 Q5 模型的表现更优于 Q4 模型。与此不同, 在中国股票市场上, FF5 模型的  $SR^2$  值仅略低于 Q4 模型和 Q5 模型 ( $\Delta SR^2 = -0.01$ )。一个可能的原因是, 与 Fama and French (2015, 2016) 的发现不同, HML 因子在中国股票市场上并不是一个冗余因子<sup>①</sup>。这一发现与股利贴现模型的理论预期相符, 但与 Q 理论的理论预期相反。因此, 本文的研究为  $q$  因子模型和  $q^5$  模型在中国股票市场适用性提供了新的实证证据。更为重要的是, 我们发现 LSY3 模型的表现最优。其  $SR^2$  值在 1% 的水平上显著高于本文考虑的所有主流因子模型。这意味着, 相比于其他因子模型, LSY3 模型能更好地刻画中国股票市场上截面股票收益的波动。表 1 的实证证据也进一步拓展了 Liu et al. (2019) 的小样本结论。

表 1 Barillas et al. (2020) 因子模型间  $SR^2$  等价性检验

A 部分: $\Delta SR^2$								
	FF3	C4	FF5	FF6	FF6c	Q4	Q5	LSY3
CAPM	-0.02	-0.02	-0.10	-0.10	-0.07	-0.12	-0.12	-0.28
FF3		-0.01	-0.09	-0.09	-0.06	-0.10	-0.10	-0.27
C4			-0.08	-0.08	-0.05	-0.09	-0.09	-0.26
FF5				-0.00	0.03	-0.01	-0.01	-0.18
FF6					0.03	-0.01	-0.01	-0.18
FF6c						-0.04	-0.04	-0.21
Q4							-0.00	-0.17
Q5								-0.17
B 部分: $p$ 值								
CAPM	0.15	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
FF3		0.20	0.03	0.02	0.06	0.05	0.04	0.00
C4			0.04	0.03	0.08	0.05	0.05	0.00
FF5				0.82	0.32	0.82	0.82	0.00
FF6					0.31	0.82	0.82	0.00
FF6c						0.43	0.43	0.00
Q4							0.86	0.00
Q5								0.00

① 冗余因子检验发现, HML 因子在 Q4 模型中也具有显著的解释能力。

综上所述,基于模型总体定价能力视角的 $SR^2$ 等价性检验表明,相比于其他主流因子模型,LSY3模型具有最高的 $SR^2$ 值。这说明,LSY3模型在解释我国截面股票收益时具有其他因子模型所无法比拟的优势。<sup>①</sup>相对应地,CAPM的定价能力最弱,表现为该模型的 $SR^2$ 值最小。此外,与美国股票市场不同,FF5模型的定价表现不输于Q4模型、Q5模型、FF6模型和FF6c模型。同时,我们发现FF5模型显著优于FF3模型和C4模型。

## (二) 因子模型是否解释了中国股票市场异象?

Barillas and Shanken (2017)指出,除了考察因子模型的总体定价能力外,检验因子模型对具体待检验资产组合的解释能力有助于增进我们对模型解释能力的认识。为了更好地识别因子模型的定价能力来源,我们通过构建大维市场异象投资组合来检验因子模型在解释我国截面股票收益中的适用性问题。本文采用的大维市场异象投资组合涵盖了现有文献中发现的绝大多数市场异象,共计586种市场异象。具体地,我们借鉴Hou et al. (2015, 2020)的做法,将市场异象依照其特征分为六类,包括108种动量类异象、39种投资类异象、91种价值/增长类异象、138种盈利类异象、51种无形资产类异象和159种交易摩擦类异象。我们将全体股票按照各企业特征变量的大小分为10组,并计算其市值加权High-Low股票组合超额收益率。与Liu et al. (2019)一致,我们将无法被CAPM所解释的High-Low股票组合超额收益视为市场异象。按照这一标准,总共有161个High-Low股票组合获得显著的经CAPM调整的超额收益率,占比约27%。我们借鉴Fama and French(2016, 2020)中的五个指标,从多个维度刻画投资组合收益率中不能被因子模型解释部分所占的比例:(1)  $A|\alpha_i|$ ,模型截距项的平均绝对值;(2)  $A|\alpha_i|/A|\bar{R}_i|$ ,模型截距项的平均绝对值相对于 $\bar{R}_i$ 平均绝对值之比, $\bar{R}_i$ 是相应的资产组合*i*时序收益与Fama and French (2016)建议采用的市场组合收益之差;(3)  $A(\alpha_i^2)/A(\bar{R}_i^2)$ ,模型截距项平方的平均值相对于 $\bar{R}_i$ 平方的平均值之比;(4)  $A(\lambda_i^2)/V(\bar{R}_i)$ ,经噪音修正的模型截距项平方的平均值相对于 $\bar{R}_i$ 截面方差之比,其中 $\lambda_i^2 = \alpha_i^2 - se^2(\alpha_i)$ ;(5)  $A[se^2(\alpha_i)]/A(\alpha_i^2)$ ,模型抽样方差的平均值与模型截距项平方的平均值之比。

表2表明,在161个CAPM异象中,仅有少部分被FF3模型所解释。使用FF5模型进一步将未解释异象降至105个,但仍高于Q4模型的80个。从解释异象的数量上看,Q5模型的表现也同样优于FF5模型,其解释了约48%的CAPM异象。与Barillas et al. (2020)因子模型间 $SR^2$ 检验的结果一致,LSY3模型在解释市场异象方面的表现依然突出。该模型解释了绝大多数的中国股票市场异象,仅剩约4.97%的市场异象获得显著的超额收益。以其他五个指标作为衡量依据进一步表明,使用EP指标构建VMG因子能够显著增强因子模型对中国股票市场异象的解释能力。具体地,LSY3模型中 $A|\alpha_i|$ 为0.30%,FF5模型的 $A|\alpha_i|$ 值提高为0.58%,而Q4模型和Q5模型的取值也

<sup>①</sup> Liu et al. (2019)在原有的三因子模型基础上还进一步构建了包含情绪因子(PMO)的四因子模型(LSY4),用以增强LSY3模型对反转异象和交易量异象的解释。然而,该因子的提出缺乏必要的理论基石。为避免可能的数据挖掘问题,本文的研究并未考虑这一新的四因子模型。

分别达到 0.59% 和 0.57%。可见 LSY3 模型有效弱化了因子模型的定价误差。从模型定价误差的相对值来看,  $A|\alpha_i|/A|\bar{R}_i|$  和  $A(\alpha_i^2)/A(\bar{R}_i^2)$  也显示出 LSY3 模型的表现最好。以  $A(\alpha_i^2)/A(\bar{R}_i^2)$  指标为例, 大部分因子模型的  $A(\alpha_i^2)/A(\bar{R}_i^2)$  指标均大于 1。这说明现有文献常用的大多数因子模型无法有效解释中国的股票市场异象。FF5 模型中  $A(\alpha_i^2)/A(\bar{R}_i^2)$  指标为 0.84, 说明该模型具有一定的市场异象解释能力, 但依然有约 84% 的超额收益率波动无法被模型所解释。而 LSY3 模型中  $A(\alpha_i^2)/A(\bar{R}_i^2)$  降低为 28%, 说明在单位股票收益波动条件下, LSY3 模型成功解释了约 70% 的超额收益波动。 $A(\lambda_i^2)/V(\bar{R}_i)$  指标也可得到类似结果。最后, 我们采用  $A[se^2(\alpha_i)]/A(\alpha_i^2)$  指标来进一步考察模型中定价误差的来源问题。可以发现, LSY3 模型中定价误差来自抽样误差的部分要远高于其他因子模型。该指标显示, 72% 的定价误差可以归结为抽样误差, 而 Q4 模型和 FF5 模型中抽样误差的占比仅为 14% 和 16%。

表 2 基于中国股票市场异象的实证检验

	$N$	%	$A \alpha_i $	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{R}_i }$	$\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\bar{R}_i^2)}$	$\frac{A(\lambda_i^2)}{V(\bar{R}_i)}$	$\frac{A[se^2(\alpha_i)]}{A(\alpha_i^2)}$
CAPM	161		0.78	1.70	1.41	1.38	0.14
FF3	148	91.93	0.83	1.80	1.63	1.69	0.08
C4	150	93.17	0.79	1.73	1.50	1.55	0.09
FF5	105	65.22	0.58	1.27	0.84	0.79	0.16
FF6	113	70.19	0.58	1.27	0.84	0.81	0.15
FF6c	137	85.09	0.67	1.46	1.07	1.06	0.12
Q4	80	49.69	0.59	1.28	1.14	1.11	0.14
Q5	83	51.55	0.57	1.25	1.09	1.07	0.13
LSY3	8	4.97	0.30	0.65	0.28	0.09	0.72

注: (1)  $N$  表示未被因子模型所解释的市场异象数; (2) % 表示未被因子模型所解释的市场异象数占 CAPM 异象数的比例。

综上所述, 与其他主流因子模型相比, LSY3 模型在解释我国股票市场上具体的异象形式时也表现良好。相关结果不仅进一步印证了前文总体定价能力分析的结论, 同时也佐证了 Liu et al. (2019) 中的相关结论。

### (三) 哪些定价因子对中国股票市场异象具有显著的解释能力?

接下来, 我们进一步检验因子模型中哪些因子在解释我国股票市场异象中起到了重要作用。首先, 需要指出的是, 由于因子模型仅是真实定价模型的近似, 这意味着现有因子模型均不可避免地存在着遗漏重要定价因子问题。<sup>①</sup> 其次, 现有文献构建定价因子所使用的代理变量也存在着测量误差问题, 从而使得所构建的定价因子与真实因子存在一定程度的差异。为克服上述两个资产定价检验中的重要难题, 本文在识别因子模型中

<sup>①</sup> 本文后续第四部分的理论分析进一步确认了主流因子模型的遗漏重要定价因子问题。



重要定价因子时使用 Giglio and Xiu (2020) 提出的三阶段回归方法。表 3 报告了相应的因子风险溢价 ( $\gamma$ ) 估计结果。

表 3 Giglio and Xiu (2020) 三阶段估计

	$\gamma$	$se(\gamma)$	$R^2$		$\gamma$	$se(\gamma)$	$R^2$
Intercept	0.25*	0.04		VMG	0.47*	0.20	0.84
Mkt	-1.08*	0.26	0.27	UMD	0.25	0.20	0.54
SMB	-0.31	0.22	0.75	RMW	0.35*	0.17	0.73
SMB5	-0.25	0.22	0.77	RMW <sup>C</sup>	0.29*	0.09	0.49
SMB5 <sup>C</sup>	-0.26	0.23	0.78	$r_{ROE}$	0.46*	0.18	0.83
$r_{ME}$	-0.09	0.19	0.69	CMA	-0.03	0.09	0.39
SMB <sup>LSY</sup>	-0.18	0.19	0.65	$r_{I/A}$	0.03	0.07	0.21
HML	-0.09	0.20	0.67	$r_{EG}$	0.10	0.15	0.59

注：(1) \* 表示在 5% 的显著性水平上显著；(2)  $se(\gamma)$  是  $\gamma$  (风险溢价) 估计值的标准误；(3)  $R^2$  是第三阶段模型的拟合优度。

从表 3 中可以看出, LSY3 模型对中国股票市场异象的解释能力主要来源于 VMG 因子, 且该因子的测量误差较小, 其  $R^2$  值高达 0.84。与此相反, 规模因子未能获得显著的风险溢价, 说明该因子并未发挥出解释市场异象的能力。这进一步佐证了本文使用大维市场异象投资组合检验因子模型定价能力的重要性。与现有文献一致, 市场组合的风险溢价估计值为负。这主要是因为市场因子具有较高的测量误差 (较低的  $R^2$  值)。FF5 模型定价能力来源其 RMW 因子。类似地, FF6 模型、FF6c 模型、Q4 模型和 Q5 模型也有相同的结论: 这些模型中只有盈利因子 (RMW、RMW<sup>C</sup> 和  $r_{ROE}$ ) 能够获得显著为正的风险溢价。这意味着, 盈利因子是这些因子模型定价能力的主要来源。我们还发现, FF3 模型和 C4 模型之所以在解释中国股票市场异象方面表现较弱, 主要源自这些模型中所有非市场因子 (SMB、HML 和 UMD) 均无法获得显著为正的风险溢价。此外, 投资因子的风险溢价均不显著, 且由于自身包含的测量误差较高, 导致投资因子的  $R^2$  值偏低。例如,  $r_{I/A}$  的  $R^2$  值仅为 0.21。CMA 的  $R^2$  值高于  $r_{I/A}$ , 为 0.39。这一发现与股利贴现模型的理论预期相一致。由于在股利贴现模型中决定截面股票收益的企业特征变量是预期投资而非 Q 理论中的当期投资, 且与企业盈利能力不同, 企业投资的动态调整性较弱 (Fama and French, 2006; Hou et al., 2019), 因此基于企业当期投资构建的 CMA 因子其测量误差问题较为突出。

从上述结论可以看出, 在控制了遗漏重要定价因子和测量误差问题后, LSY3 模型的定价能力主要源于其 VMG 因子, 而对于其他包含盈利因子的因子模型 (如 FF5 模型和 Q5 模型) 而言, 它们的定价能力来源于盈利因子。这在一定程度上暗示着, VMG 因子可能包含了与盈利因子类似的信息。

#### 四、进一步分析

至此, 我们已经对中国股票市场上主流因子模型的定价能力进行了详细的实证分

析。前文的研究发现，与其他主流因子模型相比，LSY3 模型无论是在总体定价能力上还是在解释我国具体市场异象上均具有无可比拟的优势，且该模型对我国股票市场异象的解释能力主要来源于其“价值”因子而非规模因子。然而，依然存在三个值得进一步深思的问题：（1）LSY3 模型对我国股票市场异象的定价优势来源于 VMG 因子，而 FF5 等其他因子模型的定价能力则来源于盈利因子。因此，有必要进一步理清 VMG 因子与盈利因子之间的关系。（2）与 LSY3 模型缺乏理论基石不同，FF5 模型中因子的提出以股利贴现模型作为其理论模型。因此，有必要对 LSY3 模型与 FF5 模型能否统一于同一个理论框架以及 LSY3 模型是否符合理论预期这一问题进行更为系统深入的研究。（3）虽然与传统因子模型相比，LSY3 模型对截面股票收益的解释能力有了显著提升，但该模型依然无法完全解释本文考虑的中国股票市场上存在的众多市场异象。这意味着可能存在其他被现有因子模型遗漏的重要定价因子。有鉴于此，系统探寻因子模型的理论基础和可能遗漏的重要定价因子便显得尤为重要。接下来，我们通过对 VMG 因子进行分解以及拓展股利贴现模型，以期对上述问题提供可能的解决思路。

### （一）VMG 因子的分解

Liu et al. (2019) 采用扣除非经常性损益净利润 (NI) 与总市值 (ME) 之比 (EP) 作为“价值”指标来构建 VMG 因子，并发现该因子具有显著的市场异象解释能力。这意味着 EP 指标是我国股票市场截面收益的重要预测指标：

$$r_{i,t} = \alpha + \beta EP_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} = \alpha + \beta \frac{NI_{i,t-1}}{ME_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t}. \quad (9)$$

借鉴 Ball et al. (2015) 的方法，对式 (9) 进行分解，可得

$$r_{i,t} = \alpha + \beta \underbrace{\left( \frac{NI_{i,t-1}}{BE_{i,t-1}} \right)}_{\text{盈利指标 (EB)}} \times \underbrace{\left( \frac{BE_{i,t-1}}{ME_{i,t-1}} \right)}_{\text{价值指标 (BP)}} + \epsilon_{i,t}. \quad (10)$$

由式 (10) 可知，EP 指标并非一个纯粹的价值指标，VMG 因子也并不是一个独立的定价因子。其定价能力来源于企业盈利指标 (EB) 和价值指标 (BP) 的共同作用。我们进一步采用 Fama and MacBeth (1973) 两阶段截面回归方法，从个股层面来探讨 EB 和 BP 指标与截面股票收益之间的关系。具体地，我们考虑如下 Fama and MacBeth (1973) 两阶段截面回归模型：

$$\begin{aligned} r_{i,t+1} &= \alpha^{EB} + \beta^{EB} \times EB_{i,t} + v_{i,t+1}, \\ r_{i,t+1} &= \alpha^{BP} + \beta^{BP} \times BP_{i,t} + u_{i,t+1}, \end{aligned} \quad (11)$$

其中， $r_{i,t+1}$  是企业  $i$  在  $t+1$  月的股票收益率。

为了进一步识别 EB 和 BP 指标的边际定价能力，我们还考虑如下 Fama and MacBeth (1973) 两阶段截面回归模型：

$$\begin{aligned} r_{i,t+1} &= \alpha^{EB} + \beta^{EB} \times EB_{i,t} + \sum_j \gamma_j \times X_{i,t}^j + v_{i,t+1}, \\ r_{i,t+1} &= \alpha^{BP} + \beta^{BP} \times BP_{i,t} + \sum_j \varphi_j \times X_{i,t}^j + u_{i,t+1}, \end{aligned} \quad (12)$$

其中， $X_{i,t}^j$  是相应的控制变量集。本文的控制变量集主要包括以下三个部分。表 4 方程 (1) 和 (2) 为基准回归，此时的回归方程不包括任何控制变量 (式 (11))；在方程

(3)、(4) 和 (5) 中, 我们加入的控制变量为 {ME, Inv, MOM, STR} (式 (12)), 其中, 第 (5) 列为在式 (12) 的基础上进一步将 EB 和 BP 指标同时引入回归方程, 以识别两者是否刻画了不同的定价信息; 方程 (6) 和 (7) 进一步在 EB 指标方程中控制 OPTE 指标以及在 BP 指标方程中控制 BM 指标 (式 (12))。

表 4 报告了对式 (11) 和式 (12) 的 Fama and MacBeth (1973) 两阶段截面回归的估计结果。从表中可以看出, 无论是否控制常用的股票收益影响指标, 滞后 EB 和 BP 指标的估计系数均显著为正, 说明具有更高 EB 和 BP 指标的股票, 其随后的股票收益也会更高, 与股利贴现模型的理论预期一致。具体地, 方程 (1) 和 (2) 是基准模型, 不添加任何控制变量。可以看出, EB 和 BP 指标均为截面股票收益的重要解释变量。为避免遗漏变量问题, 方程 (3) 和 (4) 进一步控制了常用的企业特征变量。我们发现, 滞后 EB 和 BP 指标的估计系数依然显著为正 ( $\beta_{EB}=0.29$  和  $\beta_{BP}=0.20$ )。此外, 与理论预期一致, 将 EB 和 BP 指标置于同一回归方程中 (方程 (5)), 两个指标的解释能力均不受影响。这表明, EB 和 BP 指标包含截面股票收益的不同信息。最后, 方程 (6) 的结果显示, EB 指标的定价能力显著强于 OPTE 指标, 其吸收了后者的解释能力。与此类似, 当将 BP 指标和 BM 指标同时引入回归方程 (方程 (7)) 时, BP 指标也依然高度显著。

表 4 Fama and MacBeth (1973) 两阶段截面回归估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EB	0.23*		0.29*		0.33*	0.31*	
	[0.08]		[0.06]		[0.06]	[0.06]	
BP		0.25*		0.20*	0.25*		0.38*
		[0.10]		[0.08]	[0.08]		[0.12]
OPTE						-0.02	
						[0.04]	
BM							-0.18
							[0.12]
R <sup>2</sup> (%)	1.93	2.62	8.20	8.57	9.55	8.40	8.91
控制变量	否	否	是	是	是	是	是

注: (1) \* 表示在 5% 的显著性水平上显著; (2) 中括号中报告的标准误为考虑自相关和异方差的 Newey and West (1987) 稳健标准误; (3) 表中报告的 R<sup>2</sup> 为调整 R<sup>2</sup>。

## (二) 理论基石: 拓展的股利贴现模型框架

从上文分析中可以看出, 即使使用定价能力最强的 LSY3 模型也无法完全解释中国股票市场上的市场异象。更为重要的是, 虽然本文构建了大维市场异象投资组合, 但依然无法穷尽所有的异象形式。中国股票市场上还可能存在着其他未被现有文献发现的市场异象新形式。这意味着, 现有定价模型依然面临着一定程度上的遗漏重要定价因子问题。

此外, FF5 模型和 LSY3 模型所依赖的理论基础 (股利贴现模型) 其模型假设依然存在需要进一步修正完善的地方。具体地, Miller and Modigliani (1961) 和 Fama

and French (2006, 2015) 的股利贴现模型指出, 企业  $i$  在第  $t$  期的市场价值 ( $M_{i,t}$ ) 由其未来预期股利的现值所决定:

$$M_{i,t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t [D_{i,t+\tau}]}{(1 + E_t [r_i])^\tau}, \quad (13)$$

其中,  $E_t [D_{i,t+\tau}]$  是企业  $i$  在第  $t+\tau$  期的预期股利,  $E_t [r_i]$  是股东预期股利的内部回报率 (IRR) 或者 (近似的) 股票长期平均收益率, 且假定  $E_t [r_i]$  不随时变 ( $E_t [r_{i,t}] = E_t [r_{i,t+\tau}] = E_t [r_i] = \text{常数}$ )。根据净盈余会计核算 (clean surplus accounting) 关系式, 企业  $i$  在第  $t+\tau$  期的股利 ( $D_{i,t+\tau}$ ) 等价于其账面权益收益 ( $Y_{i,t+\tau}$ ) 和账面权益价值的跨期变动 ( $\Delta Be_{i,t+\tau} = Be_{i,t+\tau} - Be_{i,t+\tau-1}$ ) 之差。这意味着, 式 (13) 可以进一步表述为:

$$M_{i,t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t [Y_{i,t+\tau}] - E_t [\Delta Be_{i,t+\tau}]}{(1 + E_t [r_i])^\tau}. \quad (14)$$

式 (14) 两边同时除以企业  $i$  在第  $t$  期的账面权益价值 ( $Be_{i,t}$ ), 可得:

$$\frac{M_{i,t}}{Be_{i,t}} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t (Y_{i,t+\tau} - \Delta Be_{i,t+\tau}) / (1 + E_t [r_i])^\tau}{Be_{i,t}}. \quad (15)$$

Fama and French (2015, 2016) 根据式 (15) 提出了两个新的定价因子: 盈利因子 ( $\sum_{\tau=1}^{\infty} E_t [Y_{i,t+\tau} / Be_{i,t}]$ ) 和投资因子 ( $\sum_{\tau=1}^{\infty} E_t [\Delta Be_{i,t+\tau} / Be_{i,t}]$ ), 并为 FF3 模型中的价值因子构建了理论基础, 即式 (15) 中的  $M_{i,t}/Be_{i,t}$  项。在此基础上, Fama and French (2015) 提出了著名的五因子模型, 并发现该模型对美国股票市场异象的解释能力显著强于传统的 FF3 模型。

然而, 上述的理论模型依然存在一些值得斟酌的地方: (1) 在股利贴现模型中, 决定股票当期价格的是未来股利及其贴现率。Fama and French (2015, 2016) 在推导五因子模型时假设, 股票短期预期收益与其长期平均收益呈显著正相关关系, 因此股利贴现模型也可以作为刻画短期截面股票收益的理论模型。然而, 这一假设与现有文献的研究结论并不一致。例如, Hou et al. (2019) 的研究发现, 与 Fama and French (2015, 2016) 假设股票短期收益与其长期平均收益存在正相关关系相反, RMW 因子和 CMA 因子的预期 IRR 严重偏离其预期前置一期平均收益。其中, CMA 因子的偏差又显著强于 RMW 因子。(2) Fama and French (2015, 2016) 在构建盈利因子和投资因子时使用的是企业当期的盈利和投资作为其预期值的代理变量。根据式 (15), 这意味着当期企业盈利和投资不仅需要作为前置一期盈利和投资的代理指标, 其还需要作为企业未来无穷期盈利和投资的代理指标。从这个角度来说, 当期企业盈利和投资必然都是弱代理变量。本文使用 Giglio and Xiu (2020) 三阶段回归方法也发现, 在中国股票市场上无论是盈利因子还是投资因子均存在一定程度的测量误差, 且 CMA 和  $r_{1/A}$  因子的测量误差远大于盈利因子。(3) FF5 模型中只有价值因子 (HML)、盈利因子 (RMW) 和投资因子 (CMA) 具有理论基石, 规模因子 (SMB5) 依然无法获得理论支撑。<sup>①</sup>

为解决上述问题, 本文进一步将现有的无穷期股利贴现模型转化为跨期模型, 即将

<sup>①</sup> 与此类似, 在 Hou et al. (2015) 提出的  $q$  因子模型和 Hou et al. (2019, 2020) 提出的  $q^5$  模型中, 规模因子 ( $r_{ME}$ ) 的选择也无明确的理论基础。

预期 IRR 转化为前置一期股票预期收益 ( $E_t[r_{i,t+1}]$ ), 从而使得理论模型与实证模型在期限上得以匹配。我们在现有文献研究的基础上, 通过使用股票收益的基准定义, 即  $1 + E_t[r_{i,t+1}] = (E_t[D_{i,t+1}] + E_t[M_{i,t+1}]) / M_{i,t}$ , 并结合净盈余会计核算关系式, 将式 (13) 中股利贴现模型的无穷期形式转化为如下的前置一期股票收益形式:

$$M_{i,t} = \frac{E_t[Y_{i,t+1}] - E_t[\Delta Be_{i,t+1}] + E_t[M_{i,t+1}]}{1 + E_t[r_{i,t+1}]} \quad (16)$$

式 (16) 两边同时除以企业  $i$  在第  $t$  期的账面权益价值 ( $Be_{i,t}$ ), 可得:

$$\frac{M_{i,t}}{Be_{i,t}} = \frac{E_t\left[\frac{Y_{i,t+1}}{Be_{i,t}}\right] - E_t\left[\frac{\Delta Be_{i,t+1}}{Be_{i,t}}\right] + E_t\left[\frac{M_{i,t+1}}{Be_{i,t}}\right]}{1 + E_t[r_{i,t+1}]} \quad (17)$$

进一步地, 对式 (17) 进行调整, 我们有:

$$E_t[r_{i,t+1}] = \frac{\underbrace{E_t\left[\frac{Y_{i,t+1}}{Be_{i,t}}\right]}_{\text{预期盈利}} - \underbrace{E_t\left[\frac{\Delta Be_{i,t+1}}{Be_{i,t}}\right]}_{\text{预期投资}}}{\underbrace{\frac{M_{i,t}}{Be_{i,t}}}_{\text{1/账面市值比}}} + \frac{\underbrace{E_t[\Delta M_{i,t+1}]}_{\text{预期规模增长}}}{\underbrace{M_{i,t}}_{\text{企业规模}}} \quad (18)$$

可以看出, Fama and French (2006, 2015) 基于无穷期股利贴现模型预测的企业权益账面市值比 ( $Be_{i,t}/M_{i,t}$ )、预期盈利 ( $E_t[Y_{i,t+1}/Be_{i,t}]$ ) 和预期投资 ( $E_t[\Delta Be_{i,t+1}/Be_{i,t}]$ ) 与截面股票收益 ( $E_t[r_{i,t+1}]$ ) 的关系在前置一期股票收益框架下依然成立。同时, 与式 (15) 进行对比, 我们发现, 拓展的股利贴现模型在保留原有 FF5 模型理论基石的基础上, 进一步新增了如下两个重要的理论推论:

(1) 其他条件不变, 与大市值企业相比, 小市值企业应该获得更高的预期股票收益。这一推论为因子模型中的规模因子提供了重要的理论基础。

(2) 其他条件不变, 预期规模增长越快的企业应获得越高的预期股票收益。这一推论提出了一个全新的截面股票收益影响因素, 即企业的预期规模增长 ( $E_t[\Delta M_{i,t+1}]$ )。这同时也意味着, 依然存在众多无法被现有 FF5 模型和 LSY3 模型所解释的股票市场异象的原因是模型遗漏了重要的定价因子。

## 五、研究结论

本文对九种因子模型在中国 A 股市场上的定价效率和定价能力来源进行了系统的检验分析, 并对传统股利贴现模型进行了拓展。研究发现: (1) 无论是采用 Barillas et al. (2020) 的  $SR^2$  等价性方法还是基于大维市场异象投资组合检验, LSY3 模型均显著优于其他主流因子模型。这一发现拓展了 Liu et al. (2019) 的小样本研究结论。同时, 与美国股票市场证据不同, Q4 模型和 Q5 模型与 FF5 及其衍生模型的定价效力相似。(2) Giglio and Xiu (2020) 三阶段回归估计结果显示, 因子模型对我国大维市场异象投资组合的解释能力主要源于 VMG 因子 (LSY3 模型) 和盈利因子。我们还发现, 投资因子对其潜在因子的拟合度较低, 这与股利贴现模型的理论预期一致。(3) 对 VMG 因子的分解进一步发现, 该因子较强的定价能力本质上是因为其同时集合了价值因子和盈利因子的信

息, 说明 LSY3 模型与 FF5 模型具有共同的理论基石。(4) 本文对 Fama and French (2006, 2015) 无穷期股利贴现模型进行拓展, 发现在预期前置一期股票收益的理论框架下, 企业账面市值比、预期盈利和预期投资与截面股票收益的关系依然成立。此外, 拓展的股利贴现模型不仅为现有因子模型中的规模因子提供了重要的理论基础, 同时也揭示了现有因子模型普遍遗漏的一个重要定价因子 (预期规模增长因子)。

## 参 考 文 献

- [1] 安青松, “中国上市公司分红现状与趋势研究”, 《证券市场导报》, 2012 年第 11 期, 第 15—19 页。
- [2] Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, “The Cross-Section of Volatility and Expected Returns”, *Journal of Finance*, 2006, 61, 259-299.
- [3] Ball, R., J. Gerakos, J. T. Linnainmaa, and V. V. Nikolaev, “Deflating Profitability”, *Journal of Financial Economics*, 2015, 117, 225-248.
- [4] Ball, R., J. Gerakos, J. T. Linnainmaa, and V. V. Nikolaev, “Accruals, Cash Flows, and Operating Profitability in the Cross Section of Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 2016, 121, 28-45.
- [5] Banz, R. W., “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks”, *Journal of Financial Economics*, 1981, 9, 3-18.
- [6] Barillas, F., R. Kan, C. Robotti, and J. Shanken, “Model Comparison with Sharpe Ratios”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2020, 55, 1840-1874.
- [7] Barillas, F., and J. Shanken, “Which Alpha?”, *Review of Financial Studies*, 2017, 30, 1316-1338.
- [8] Basu, S., “The Relationship Between Earnings’ Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence”, *Journal of Financial Economics*, 1983, 12, 129-156.
- [9] Black, F., M. C. Jensen, and M. Scholes, “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests”, In: Jensen, M. C. (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger, 1972, 79-121.
- [10] Carhart, M. M., “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *Journal of Finance*, 1997, 52, 57-82.
- [11] Fama, E. F., and K. R. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, 1992, 47, 427-465.
- [12] Fama, E. F., and K. R. French, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 1993, 33, 3-56.
- [13] Fama, E. F., and K. R. French, “Profitability, Investment, and Average Returns”, *Journal of Financial Economics*, 2006, 82, 491-518.
- [14] Fama, E. F., and K. R. French, “A Five-Factor Asset Pricing Model”, *Journal of Financial Economics*, 2015, 116, 1-22.
- [15] Fama, E. F., and K. R. French, “Dissecting Anomalies with a Five-Factor Model”, *Review of Financial Studies*, 2016, 29, 69-103.
- [16] Fama, E. F., and K. R. French, “International Tests of a Five-Factor Asset Pricing Model”, *Journal of Financial Economics*, 2017, 123, 441-463.
- [17] Fama, E. F., and K. R. French, “Choosing Factors”, *Journal of Financial Economics*, 2018, 128, 234-252.
- [18] Fama, E. F., and K. R. French, “Comparing Cross-Section and Time-Series Factor Models”, *Review of Financial Studies*, 2020, 33, 1891-1926.
- [19] Fama, E. F., and J. D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy*, 1973, 81, 607-636.
- [20] Gibbons, M. R., S. A. Ross, and J. Shanken, “A Test of the Efficiency of a Given Portfolio”, *Econometrica*, 1989, 57, 1121-1152.
- [21] Giglio, S., and D. Xiu, “Asset Pricing with Omitted Factors”, *Journal of Political Economy*, 2020, forthcoming.

- ing.
- [22] Guo, B., W. Zhang, Y. Zhang, and H. Zhang, "The Five-Factor Asset Pricing Model Tests for the Chinese Stock Market", *Pacific-Basin Finance Journal*, 2017, 43, 84-106.
- [23] Hansen, L. P., and R. Jagannathan, "Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models", *Journal of Finance*, 1997, 52, 557-590.
- [24] Hou, K., H. Mo, C. Xue, and L. Zhang, "Which Factors?", *Review of Finance*, 2019, 23, 1-35.
- [25] Hou, K., H. Mo, C. Xue, and L. Zhang, "An Augmented  $q$ -Factor Model with Expected Growth", *Review of Finance*, 2020, forthcoming.
- [26] Hou, K., C. Xue, and L. Zhang, "Digesting Anomalies: An Investment Approach", *Review of Financial Studies*, 2015, 28, 650-705.
- [27] Jegadeesh, N., "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns", *Journal of Finance*, 1990, 45, 881-898.
- [28] Jegadeesh, N., and S. Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance*, 1993, 48, 65-91.
- [29] Jegadeesh, N., and S. Titman, "Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations", *Journal of Finance*, 2001, 56, 699-720.
- [30] Lee, C., Y. Qu, and T. Shen, "Reverse Mergers, Shell Value, and Regulation Risk in Chinese Equity Markets", Stanford University Graduate School of Business Research Paper, 2017, No. 17-63.
- [31] 李常青, "我国上市公司股利政策现状及其成因", 《中国工业经济》, 1999年第9期, 第22—26页。
- [32] 李常青、魏志华、吴世农, "半强制分红政策的市场反应研究", 《经济研究》, 2010年第3期, 第144—155页。
- [33] 李志冰、杨光艺、冯永昌、景亮, "Fama-French五因子模型在中国股票市场的实证检验", 《金融研究》, 2017年第6期, 第191—206页。
- [34] Liu, J., R. F. Stambaugh, and Y. Yuan, "Size and Value in China", *Journal of Financial Economics*, 2019, 134, 48-69.
- [35] Miller, M., and F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, 1961, 34, 411-433.
- [36] Newey, W. K., and K. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 1987, 55, 703-708.
- [37] Novy-Marx, R., "The Other Side of Value: The Gross Profitability Premium", *Journal of Financial Economics*, 2013, 108, 1-28.
- [38] 屈源育、沈涛、吴卫星, "上市公司壳价值与资源配置效率", 《会计研究》, 2018a年第3期, 第50—56页。
- [39] 屈源育、沈涛、吴卫星, "壳溢价: 错误定价还是管制风险?", 《金融研究》, 2018b年第3期, 第155—171页。
- [40] Titman, S., K. C. J. Wei, and F. Xie, "Capital Investments and Stock Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2004, 39, 677-700.
- [41] 魏志华、李茂良、李常青, "半强制分红政策与中国上市公司分红行为", 《经济研究》, 2014年第6期, 第100—114页。
- [42] 张跃文, "我国上市公司现金分红决策研究", 《证券市场导报》, 2012年第9期, 第27—32页。
- [43] 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——来自中国A股市场的经验证据", 《南开经济研究》, 2016年第2期, 第41—59页。

## Factor Models and the Cross-Section of Stock Returns

LIN Qi\*

(Zhejiang University of Finance and Economics)

**Abstract:** We test the pricing performance of nine popular factor models in the Chinese stock market and find that Liu et al.'s (2019) three-factor model (LSY3) performs best, when comparing the models' overall power and their pricing power to span the largest-to-date Chinese data library of market anomalies. In addition, both Hou et al.'s (2015)  $q$ -factor model and Hou et al.'s (2019, 2020)  $q^5$  model display similar pricing abilities as Fama and French's (2015) five-factor model. We also find that Value-Minus-Growth (VMG)'s excellent pricing ability stems from the joint information of value and profitability contained in this factor, which in turn implies that LSY3 shares the same theoretical framework as FF5. Finally, we reformulate the traditional dividend discount model and show that there is a new important factor omitted in the existing factor models.

**Keywords:** factor model; cross-sectional stock returns; dividend discount model

**JEL Classification:** G10, G11, G12

---

\* Corresponding Author: Lin Qi, School of Finance, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou, Zhejiang 310018, China; Tel: 86-571-87557208; E-mail: qlin\_sf@zufe.edu.cn.