

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2023.08.006

股票收益率能反映三阶矩信息吗?^①

——基于我国股票市场的实证研究

王 鹏, 梁鑫垚*

(西南财经大学中国金融研究院, 成都 611130)

摘要: 三阶矩信息在金融资产定价中所起的作用, 具有非常重要的学术价值, 但尚未取得一致结论. 本文结合股票市场的交易信息和上市公司的特征信息, 构建前瞻系统性偏度 (PSS) 因子、前瞻异质性偏度 (PIS) 因子和前瞻总体偏度 (PTS) 因子, 再分别将其引入 CAPM、三因子、四因子和五因子模型, 检验这三种三阶矩定价因子在我国股票市场的定价效应, 并通过因子间的相关性检验和回归分析以及 GRS 检验, 判断三者是否为冗余因子. 研究结果表明: 通过做多 PSS、PIS 和 PTS 较低的股票并同时做空 PSS、PIS 和 PTS 较高的股票, 投资者可以获得显著的超额收益. 因此它们都是我国股票市场的重要定价因子, 三阶矩信息在我国股票市场中具有显著而稳健的定价作用.

关键词: 资产定价; 股票市场; 三阶矩; 因子模型

中图分类号: F272 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)08-0094-23

0 引 言

1952 年, Harry Markowitz 在 *Journal of Finance* 期刊上发表了 Portfolio Selection 一文. 该论文明确地定义了投资收益和投资风险的概念, 并分别用资产收益的一阶矩 (均值) 和二阶矩 (方差) 进行度量, 这一方法及其奠定的“均值-方差”分析框架, 成为后续诸多经典金融理论和金融工具发展的基石. 受此影响, Sharpe^[1] 和 Lintner^[2] 等学者先后提出了资产定价的一般均衡理论——资本资产定价模型 (Capital Asset Pricing Model, CAPM 模型). 后来的研究者又在此基础上发展出了三因子^[3]、四因子^[4] 和五因子^[5] 等模型, 极大地丰富了资产定价领域的研究成果.

然而, 就在“均值-方差”分析框架成为现代金融学理论发展基石后的很长一段时间里, Markowitz^[6] 在论文最后指出的一个重要问题却

没有得到足够的关注: 即当投资者的效用函数中不仅包括资产收益的一阶矩 (均值) 和二阶矩 (方差) 还包括三阶矩 (偏度) 信息时, 即使是“经过精密计算的公平交易”, 只考虑前两阶矩的投资者也无法做出准确而合理的选择, 因此应该基于三阶矩等其它信息对“均值-方差”分析框架做进一步完善. 在 Markowitz^[6] 之后, Levy^[7] 和 Samuelson^[8] 都曾指出: 二次偏好无法描述投资者偏好的全貌, 投资者的期望效用依赖于资产收益分布的所有阶矩. 因此在构建投资组合时, 资产收益的高阶矩是不容忽视的. 需要指出的是, 对于四阶矩以上的收益分布矩, 由于很难确定其明确的经济学含义, 所以目前绝大多数金融学文献中的“高阶矩”都是指三阶矩和四阶矩. 又因为四阶矩所蕴含的部分极端波动信息被二阶矩所包含^[9], 所以三阶矩就成为了高阶矩研究的重中之重.

国外学者在三阶矩资产定价方面的研究起步

① 收稿日期: 2021-02-09; 修订日期: 2022-01-11.

基金项目: 教育部人文社会科学研究资助项目 (21YJC790115); 西南财经大学研究阐释党的二十大精神专项资助项目; 西南财经大学光华百人资助计划.

通讯作者: 梁鑫垚 (1994-), 男, 河北石家庄人, 博士生. Email: liangxinyao0009@sina.com

较早,其中 Kraus 和 Litzenberger^[10,11]以不同形式将偏度引入 CAPM 模型,并发展出了三阶矩 CAPM 模型,这是在资产定价中较早考虑三阶矩信息的两项重要研究。此后,包括 Chen 等^[12]、Boyer 等^[13]以及 Anthony 和 Richard^[14]在内的一系列研究都证明:偏度在资产定价中发挥着重要作用。值得一提的是,基于个股信息的偏度不仅可以预测个股收益,还可以预测市场表现,例如 Jondeau 等^[15]的研究发现:当月个股偏度的市值加权平均数,对下月的市场收益有显著预测作用。

在有关三阶矩定价的诸多研究中,一个重要的方向是将偏度区分为系统性偏度(systematic skewness)、异质性偏度(idiosyncratic skewness)和总体偏度(total skewness),并分别考察三者的定价效应。根据定义,系统性偏度反映的是个股收益和市场波动之间的相关关系^②:系统性偏度大于0,意味着个股在市场波动较大时获得正收益;而系统性偏度小于0,则意味着个股在市场波动较大时获得负收益。异质性偏度和总体偏度反映的都是股票收益分布的非对称性,其中异质性偏度是指总体偏度中属于个股自身特征的部分^③:异质性偏度和总体偏度大于0,意味着收益分布的中位数落在负值区间,个股获得负收益的概率较高;而异质性偏度和总体偏度小于0,则意味着收益分布的中位数落在正值区间,个股获得正收益的概率较高。然而,这三种偏度是否都能在资产定价中发挥作用,现有研究尚未取得一致结论。Rubinstein^[17]以及 Harvey 和 Siddique^[18]认为只有系统性偏度才能带来显著的风险溢价,而 Brunnermeier 等^[19]、Mitton 和 Vorkink^[20]以及 Barberis 和 Huang^[21]认为系统性偏度和异质性偏度在金融资产定价中同等重要。

近年来,部分学者也对我国股票市场的三阶矩定价问题展开了若干讨论。例如,王金安和陈浪南^[22]将流动性风险引入三阶矩资本资产定价模型,最终发现该模型在我国股票市场上有良好的解释能力。与之类似,陈国进等^[23]将灾难风险和

风险形成引入含高阶矩的资本资产定价模型,结果发现该模型能更广泛地解释中国金融市场的典型事实。郑振龙等^[24]则在互换合约的统一框架下,采用无模型方法提取方差风险价格和偏度风险价格,并发现二者无法被市值因子(SMB)、价值因子(HML)、动量因子(MOM)和部分宏观变量所解释。关于三阶矩在我国股票市场的定价效应,郑振龙等^[25]使用横截面回归的方法提取预期特质偏度,并发现预期特质偏度和预期收益率之间存在显著的负相关关系。史代敏等^[26]基于 NAGARCHSK 模型推算中国股市收益率的条件高阶矩序列,并建立引入高阶矩风险的收益-风险时变四因子状态空间模型,最终发现条件偏度在出现极端金融危机和未出现极端金融危机的环境下,对投资收益存在不同方向的冲击。陈坚和张轶凡^[27]则利用高频数据构建中国股市的已实现偏度,结果发现已实现偏度对中国股市有显著的预测能力。这些重要的研究成果对于深刻认识和把握我国股票市场的高阶矩定价效应具有积极作用。

不过,在对我国股票市场三阶矩定价效应的研究中,还存在诸多亟待改进之处:1)在度量偏度因子时,现有研究仅使用股票市场的交易信息,没有考虑上市公司的特征信息尤其是财务特征信息。但实际上,上市公司的特征信息对于度量偏度因子非常重要。举例来说,在市场大幅波动时,大市值的股票通常会表现出较强的稳定性,这意味着上市公司的市值会影响股票收益与市场波动之间的关系,即系统性偏度。如果上市公司在一段时期内由小公司成长为大公司,在预测未来偏度时,滞后的偏度反映的仍然是小公司的特征信息,那么预测结果必定存在较大的偏差。此时,引入市值作为控制变量将有助于提升预测精度。2)现有关于偏度定价效应的研究没有明确地将偏度区分为系统性偏度、异质性偏度和总体偏度,且这些研究所提及的偏度,几乎全部是指异质性偏度或总体偏度。对于系统性偏度,只有部分学者检验了三阶

② 本研究将系统性偏度定义为: $Cos_{i,t} = Cov_{t-1}(r_{i,t}, r_{M,t}^2)$ 见 1.1.1 节。

③ Ghysels 等^[16]提出了一种基于分位数度量偏度的方法: $QSK(x_t) = \frac{(q_{0.95}(x_t) - q_{0.50}(x_t)) - (q_{0.50}(x_t) - q_{0.05}(x_t))}{q_{0.95}(x_t) - q_{0.05}(x_t)}$ 。考虑三阶矩 CAPM

模型: $r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_{M,i} \mu_{M,t} + \beta_{M2,i} \mu_{M2,t} + \varepsilon_{i,t}$ 其中 $\mu_{M,t} = r_{M,t} - r_{f,t}$, $\mu_{M2,t} = \mu_{M,t}^2$ 。本研究分别用 $QSK(r_{i,t})$ 和 $QSK(\varepsilon_{i,t})$ 度量总体偏度和异质性偏度,见 1.1.2 节~1.1.3 节。

矩 CAPM 模型在我国股票市场的适用性^[22-23] ,且没有学者对高次项系数的经济学含义做出明确定义,也没有学者将其视作独立的定价因子进行实证研究.因此,将偏度区分为系统性偏度、异质性偏度和总体偏度,并分别检验其定价效应是十分必要的.3) 现有研究普遍围绕三阶矩 CAPM 模型来展开,还没有学者将偏度作为独立的定价因子引入三因子模型、四因子模型和五因子模型并检验其定价效应.由于三因子模型、四因子模型和五因子模型在我国股票市场的有效性已经被很多学者证实^[28-30] ,因此这一处理会影响实证结果的稳健性.检验偏度因子在三因子模型、四因子模型和五因子模型中的定价效应,将使得实证结果更加可靠.

针对现有研究的不足,本研究的创新点和研究特色主要体现在:

第一,本研究同时使用股票市场的交易信息和上市公司的特征信息来预测未来偏度,以克服现有方法在预测能力方面的不足.如前所述,上市公司的特征信息对于预测未来偏度有重要的补充作用,因此在对未来偏度展开预测时,应该综合考虑股票市场的交易信息和上市公司的特征信息.具体操作上,将结合股票市场的交易信息和上市公司的特征信息,构建前瞻^④系统性偏度(predictive systematic skewness, PSS)因子、前瞻异质性偏度(predictive idiosyncratic skewness, PIS)因子和前瞻总体偏度(predictive total skewness, PTS)因子.

与此同时,本研究在实证技术设计上结合了我国股票市场的特点,对实证过程做了以下针对性调整:1) 由于我国股票市场的波动性较大,本研究将通过在回归中设定滚动时间窗口来提升回归系数的时变性,使其充分反映我国股票市场的当前特征.2) 部分国外学者在实证研究中不使用个股变量的真实值,而是使用个股变量的当期排位^⑤[31].然而,我国股票市场的发展时间较短,有相当数量的股票于近期才上市交易,这导致在不同时期,上市公司的行业分布存在较大差异.此外,部分早期特别是后来“被借壳”的上市公司在经历兼并重组以后,业务实质在时间上存在不连续性,其特征变量的当期排位^⑤在时间上存在明

显跳跃.因此在实证研究中直接采用个股变量的真实值,而不采用当期排位^⑤.

第二,系统性偏度、异质性偏度和总体偏度的经济学含义存在显著差异,但关于我国股票市场的现有研究并没有明确地对其进行定义和区分,且几乎所有研究都是针对异质性偏度或总体偏度.对于系统性偏度,只有部分学者检验了三阶矩 CAPM 模型在我国股票市场的适用性,且没有学者对高次项系数的经济学含义做出明确定义,也没有学者将其视作独立的定价因子进行实证研究.因此,本研究将三者作为独立的定价因子,并分别对其在我国股票市场的定价效应进行实证检验,提升现有研究框架的完整性.

第三,如前所述,CAPM、三因子模型、四因子模型和五因子模型在我国股票市场的有效性已经被很多学者证实.然而,关于三阶矩定价效应的现有研究中,只有部分学者检验了三阶矩 CAPM 模型在我国股票市场的适用性,还没有研究将偏度因子同时引入 CAPM、三因子模型、四因子模型和五因子模型.本研究认为这一处理会影响实证结果的稳健性,因此本研究不仅将偏度因子引入 CAPM 模型,也将偏度因子引入三因子模型、四因子模型和五因子模型.

第四,与隐含偏度和已实现偏度相比,本研究构建的偏度因子在数据可得性和运算便捷性方面更具优势.隐含偏度和已实现偏度被普遍认为是比传统偏度更好的测度方法,不过隐含偏度的计算需要使用期权数据,而中国目前还没有个股期权,因此无法获得个股的隐含偏度;已实现偏度则需要使用高频数据,对运算设备的要求更高.相比之下,本研究构建的三个偏度因子仍然基于低频历史数据,在数据可得性和运算便捷性方面更具优势.与此同时,在预测过程中引入反映上市公司特征信息的变量,一定程度上也可以弥补我国股票市场在有效性方面的不足.

1 前瞻偏度因子的构建

三阶矩定价效应检验的第一步(也是关键一

④ 这里的“前瞻”是指基于第 t 期的信息预测得到第 $(t+1)$ 期的偏度.

⑤ 当期排位是指上市公司某变量的数值在当期所有上市公司中的排位百分比.

步)是构建恰当的偏度因子.如前所述,现有研究对于偏度因子的构建主要基于股票市场的交易信息,而在预测未来偏度时,上市公司的一些自身特征又确实会影响预测精度.因此,借鉴 Langlois^[32]的方法来构建前瞻偏度因子.1.1节将重点介绍前瞻系统性偏度(PSS)因子、前瞻异质性偏度(PIS)因子和前瞻总体偏度(PTS)因子的构建过程;1.2节对本研究使用的数据样本进行说明,同时对主要的定价因子做描述性统计,并比较引入和不引入上市公司特征信息对偏度预测的影响,为后文的有效性检验奠定基础.

1.1 前瞻偏度因子的计算方法

1.1.1 系统性偏度及 PSS 因子的构建

本研究使用一种系统性偏度的经典度量方法,即从三阶矩 CAPM 模型出发

$$E_{t-1} [r_{i,t} - r_{f,t}] = \gamma_{M,t} Cov_{t-1}(r_{i,t}, r_{M,t}) + \gamma_{M^2,t} Cov_{t-1}(r_{i,t}, r_{M,t}^2) \quad (1)$$

其中 $r_{i,t}$ 为个股收益率, $r_{f,t}$ 为无风险收益率, $r_{M,t}$ 为市场收益率. $E_{t-1}[\cdot]$ 代表基于第 $(t-1)$ 期信息计算的期望值, $Cov_{t-1}(\cdot)$ 代表基于第 $(t-1)$ 期信息计算的协方差值. $\gamma_{M,t}$ 和 $\gamma_{M^2,t}$ 分别代表方差和协方差的风险价格.结合定义, $Cov_{t-1}(r_{i,t},$

$r_{M,t}^2)$ 度量的正是个股收益和市场波动之间的相关关系,即系统性偏度,记为 $Cos_{i,t}$.

将上市公司的特征信息引入系统性偏度的预测过程,并基于 $Cos_{i,t}$ 来构建前瞻系统性偏度(PSS)因子.该过程主要包含以下四个步骤.

步骤1 如式(1),由于投资者无法预知第 t 月的个股收益率和市场收益率,因此对于第 t 月的系统性偏度,借助投资者的一致性预期假设,使用第 $(t-12)$ 月~第 $(t-1)$ 月的日度个股收益率和市场收益率,直接通过协方差运算得到 $Cos_{i,t} = Cov_{t-1}(r_{i,t}, r_{M,t}^2)$.

步骤2 通过滚动面板回归,获得回归系数^⑥.

$$Cos_{i,t-12-t-1} = \mu + \rho Cos_{i,t-13-t-2} + \theta Y_{i,t-13-t-2} + \varphi X_{i,t-13} + \varepsilon_{i,t-12-t-1} \quad (2)$$

本研究设定的滚动窗口为 12 个月,基于历史数据做如上回归并获得回归系数 $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\rho}$ 、 $\hat{\theta}$ 和 $\hat{\varphi}$.其中, Y 包含一系列月度频率的控制变量,包括 β_M 、方差和动量等; X 包含一系列年度频率的控制变量,包括账面市值比、ROE 和股息率等.以上变量的名称和定义如下表所示.

表 1 变量名称及定义

Table 1 Variable names and definitions

月度频率控制变量 Y	
变量名称	变量定义
BETA	CAPM β 值: 使用第 $(t-12)$ 月~第 $(t-1)$ 月的日度数据通过 CAPM 模型回归得到
VOL	个股波动率: CAPM 模型中个股回归残差 ^⑦ 的平方
MOM	动量效应: 个股第 $(t-12)$ 月~第 $(t-1)$ 月的累计收益率
INR	半期动量效应: 个股第 $(t-12)$ 月~第 $(t-7)$ 月的累计收益率
MR	月收益率: 个股第 $(t-1)$ 月的月收益率
SIZE	总市值: 个股第 $(t-1)$ 月的月末总市值
PIM	价格效应: 个股第 $(t-1)$ 月所有交易日的日收益率绝对值与日成交金额之比的均值
TURN	换手率: 个股第 $(t-1)$ 月的日成交金额总量与月末总市值之比
MAXR	极端收益率: 个股第 $(t-1)$ 月中最高的 5 个日收益率的均值
年度频率控制变量 X	
变量名称	变量定义
INV	投资强度: 上市公司最近一年的总资产同比增长率
BM	账面市值比: 上市公司最近一年的净资产与年末总市值之比
PAY	股息率: 上市公司最近一年的年度股息率
ROE	净资产收益率: 上市公司最近一年的净资产收益率

⑥ 在式(2)中 $Cos_{i,t-12-t-1}$ 表示第 $(t-12)$ 月~第 $(t-1)$ 月的 Cos 值; 其它变量以此类推.

⑦ 基于第 $(t-12)$ 月~第 $(t-1)$ 月的日度数据进行以下回归: $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{M,t}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$, 其中 $\varepsilon_{i,t}$ 即为个股回归残差.

步骤3 预测第 t 月的 Cos , 并将其作为前瞻系统性偏度 (PSS).

$$PSS_{i,t} = \hat{\mu} + \hat{\rho} Cos_{i,t-1} + \hat{\theta} Y_{i,t-1} + \hat{\varphi} X_{i,t-12} \quad (3)$$

其中 $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\rho}$ 、 $\hat{\theta}$ 和 $\hat{\varphi}$ 由式 (2) 回归得到.

步骤4 在计算出个股的前瞻系统性偏度 (PSS) 后, 结合市值和前瞻系统性偏度 (PSS) 对个股进行 2×3 的分组, 并在每个月末对分组进行重新调整, 然后将前瞻系统性偏度 (PSS) 最低的 30% 股票与前瞻系统性偏度 (PSS) 最高的 30% 股票的加权收益率之差作为前瞻系统性偏度 (PSS) 因子.

1.1.2 异质性偏度及 PIS 因子的构建

Ghysels 等^[16] 提出了一种基于分位数度量偏度的方法, 如下式

$$QSK(x_t) = \frac{(q_{0.95}(x_t) - q_{0.50}(x_t)) - (q_{0.50}(x_t) - q_{0.05}(x_t))}{q_{0.95}(x_t) - q_{0.05}(x_t)} \quad (4)$$

其中 $q_{0.95}(\cdot)$ 、 $q_{0.50}(\cdot)$ 和 $q_{0.05}(\cdot)$ 分别代表 95%、50% 和 5% 分位数. 再考虑三阶矩 CAPM 模型

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_{M1,t} \mu_{M1,t} + \beta_{M2,t} \mu_{M2,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中 $\mu_{M1,t} = r_{M,t} - r_{f,t}$, $\mu_{M2,t} = \mu_{M1,t}^2$. 残差 $\varepsilon_{i,t}$ 为个股超额收益中不能被市场超额收益的一阶矩 (均值) 和二阶矩 (方差) 所解释的部分, 代表个股自身特征. 将残差 $\varepsilon_{i,t}$ 代入式 (4), $QSK(\varepsilon_{i,t})$ 即为异质性偏度. 与前瞻系统性偏度 (PSS) 因子类似, 本研究重复 PSS 因子构建的四个步骤, 在 $QSK(\varepsilon_{i,t})$ 的基础上构建前瞻异质性偏度 (PIS) 因子.

1.1.3 总体偏度及 PTS 因子的构建

将个股收益率 $r_{i,t}$ 代入式 (4), $QSK(r_{i,t})$ 即为总体偏度. 与前瞻系统性偏度 (PSS) 因子类似, 重复 PSS 因子构建的四个步骤, 在 $QSK(r_{i,t})$ 的基础上构建前瞻总体偏度 (PTS) 因子.

1.2 数据来源和描述性统计

1.2.1 数据来源

由于我国股票市场上存在一些财务质量过低、股价波动非理性程度明显过高的股票, 在实证研究中会对定价因子的收益率造成严重影响, 因此本研究在样本中将这些股票剔除, 包括 ST 股、待退市股、B 股、次新股 (上市未满一年) 和净资产为负的股票. 此外, Liu 等^[33] 认为我国股票市场存在壳价值污染, 因此在实证研究中剔除了市值

最小的 30% 股票. 考虑到在不同市值组中, BM 和 ROE 等变量对投资组合收益率的影响可能存在差异, 为了不影响其它定价因子的构建, 本研究同时剔除了市值最大和市值最小的 5% 股票. 最终的股票样本为 3 176 支, 样本区间为 1999 年 1 月—2021 年 7 月. 原始数据的名称、频率和来源如下表所示.

表2 原始数据名称、频率和来源
Table 2 Name, frequency and source of raw data

数据名称	数据频率	数据来源
个股成交金额	日度和月度	Wind
个股涨跌幅		Wind
个股总市值		Wind
上证指数涨跌幅		Wind
股息率	年度	Wind
净资产收益率		Wind
所有者权益合计		Wind
资产负债率		Wind
总资产增长率	月度	Wind
定期存款利率: 1年(整存整取)		中国人民银行

1.2.2 定价因子的描述性统计

在后文的实证研究中, 主要借助 CAPM、三因子模型、四因子模型和五因子模型. 这里将三个前瞻偏度因子和上述模型中的经典定价因子总结如表 3 所示. 需要说明的是, 所有定价因子在计算中都采用分组变量最低的 30% 股票与分组变量最

表3 定价因子的描述性统计

Table 3 Descriptive statistics of pricing factors

前瞻偏度因子的描述性统计			
因子	均值 / %	标准差 / %	夏普比率
PSS	3.50 **	1.69	2.08
PIS	5.06 ***	1.38	3.66
PTS	5.46 ***	1.57	3.48
经典定价因子的描述性统计			
因子	均值 / %	标准差 / %	夏普比率
MKT	5.18	6.66	0.78
SMB	9.08 ***	2.10	4.32
HML	-7.54 ***	2.75	2.74
MOM	4.25	2.64	1.61
CMA	0.99	1.63	0.61
RMW	-0.25	2.74	0.09

注: 上表中的显著性经过 Newey-West 调整, 滞后阶数选择 $T^{0.25} \approx 4$. **、*** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著. 均值和标准差都进行了年化处理. 此外, 由于沪深 300 等指数的推出时间较晚, 因此本研究以上证指数作为市场指数.

高的30%股票的加权收益率之差。此外,由于存在数据损耗,各定价因子的实际样本区间为2000年1月—2021年7月。

从表3中可以看出:PSS因子、PIS因子和PTS因子显著为正。与PSS、PIS和PTS较高的股票相比,PSS、PIS和PTS较低的股票分别获得年均3.50%、5.06%和5.46%的超额收益。此外,PSS因子、PIS因子和PTS因子的夏普比率也远远大于市场因子(MKT)。

在经典定价因子中,市值因子(SMB)显著为正说明小市值股票的收益高于大市值股票,

且平均每年高出9.08%;价值因子(HML)显著为负则说明低BM组股票的收益低于高BM组,且平均每年低出7.54%。此外,动量因子(MOM)、投资因子(CMA)和盈利因子(RMW)均不显著。

图1是PSS因子、PIS因子、PTS因子和市场因子的累计收益率对比。可以看出:2000年1月—2021年7月,PSS因子、PIS因子和PTS因子的累计收益率显著跑赢市场。这说明从长期来看,与PSS、PIS和PTS较高的股票相比,PSS、PIS和PTS较低的股票可以获得更高的收益。

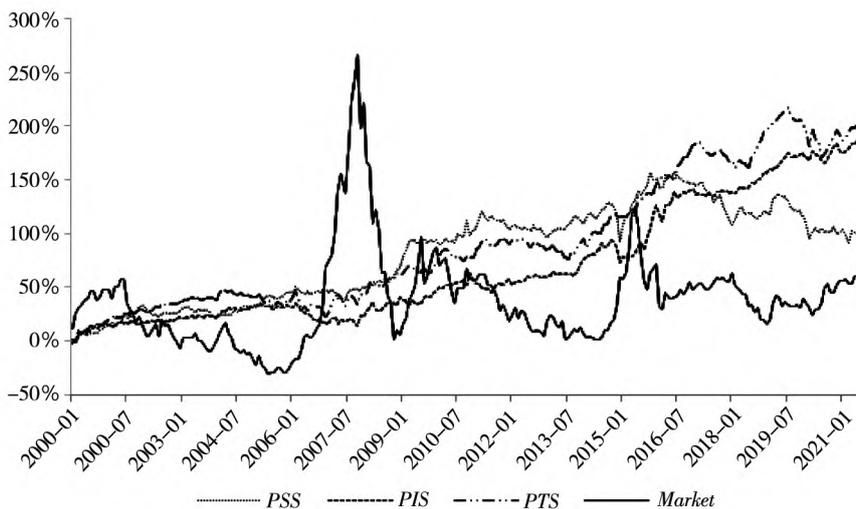


图1 PSS因子、PIS因子、PTS因子和市场因子的累计收益率

Fig. 1 Cumulative return of PSS factor, PIS factor, PTS factor and Market factor

本研究认为风险厌恶型投资者在市场中占据主体。就系统性偏度而言,若个股在过去12个月中呈现出正的系统性偏度,那么在一致性预期下,投资者外推本月的系统性偏度仍然为正。在构建投资组合时,风险厌恶型投资者通常会买入这类股票来抵御市场波动,进而导致这类股票的价格被高估。因此在当月乃至后续几个月中,系统性偏度较高的股票会获得相对较差的收益,这也是PSS因子显著为正的原因。从长期来看,与PSS较高的股票相比,PSS较低的股票可以获得更高的收益。

对于异质性偏度和总体偏度,根据本研究定义,二者反映的都是股票收益分布的非对称性。事实上,异质性偏度和总体偏度为正的股票在未来有极低的概率可以获得高额正收益,故这类股票

本质上是一种“彩票型股票”。以往的研究发现^[34-36]:投资者通常会高估“彩票型股票”获得高额正收益的概率,从而表现出对它们的偏好,最终推高其当期价格并降低未来收益。因此与“非彩票型股票”相比,“彩票型股票”的未来平均收益显著偏低,这也是PIS因子和PTS因子显著为正的原因。从长期来看,与PIS和PTS较高的股票相比,PIS和PTS较低的股票可以获得更高的收益。

1.2.3 特征信息对偏度预测的影响

在1.1.1节~1.1.3节,本研究将上市公司的特征信息引入偏度的预测过程,分别构建了前瞻系统性偏度(PSS)、前瞻异质性偏度(PIS)和前瞻总体偏度(PTS)。接下来,本节将比较引入和不引入上市公司特征信息对偏度预测的影响。

首先,重复 1.1.1 节的四个步骤,但在式(2)中不引入表 1 的一系列控制变量,重新构建不引入上市公司特征信息的前瞻系统性偏度($PSSN$)、前瞻异质性偏度($PISN$)和前瞻总体偏

度($PTSN$);其次,计算引入和不引入上市公司特征信息的两组前瞻偏度与真实偏度之间的差异^⑧,并采用均方误差(MSE)和平均绝对误差(MAE)对这种差异进行度量.结果如下表所示.

表 4 特征信息对偏度预测的影响

Table 4 Influence of characteristic information on skewness prediction

偏度类型	是否引入上市公司特征信息	MSE	MAE
前瞻系统性偏度	是(PSS)	1.8×10^{-12}	7.4×10^{-7}
	否($PSSN$)	2.2×10^{-12}	7.6×10^{-7}
前瞻异质性偏度	是(PIS)	0.002 2	0.034 7
	否($PISN$)	0.002 9	0.048 7
前瞻总体偏度	是(PTS)	0.002 2	0.034 8
	否($PTSN$)	0.004 5	0.046 9

从表 4 中可以看出:无论系统性偏度、异质性偏度还是总体偏度,引入上市公司特征信息都能降低均方误差(MSE)和平均绝对误差(MAE),这表明引入上市公司特征信息可以提升对未来偏度的预测精度.

2 前瞻偏度因子的有效性检验

从描述性统计来看,通过做多 PSS 、 PIS 和 PTS 较低的股票并同时做空 PSS 、 PIS 和 PTS 较高的股票,投资者可以获得比市场更高且更稳定的收益.接下来,本节将采用 Fama-Macbeth 回归、双变量检验和组间差异分析等方法,系统地检验三个前瞻偏度因子在我国股票市场的定价效应.

2.1 PSS 因子的有效性检验

国内现有研究所提及的偏度,几乎全部是指异质性偏度或总体偏度.对于系统性偏度,只有部分学者检验了三阶矩 CAPM 模型在我国股票市场的适用性,且没有学者对高次项系数的经济学含义进行明确定义,也没有学者将系统性偏度因子视作独立的定价因子进行实证研究,因此本研究将系统性偏度作为重点研究对象.

2.1.1 Fama-Macbeth 回归

根据三个双变量组—— $PSS/SIZE$ 、 PSS/BM 以及 PSS/ROE ,分别构建 25(5×5) 个投资组合,并将 PSS 因子分别引入 CAPM、三因子模型、四因子模型和五因子模型,借助 Fama-Macbeth 回归,检验 PSS 因子对上述 75 个投资组合的收益是否有显著影响.结果如表 5 所示.

表 5 Fama-Macbeth 回归结果

Table 5 Regression results of Fama-Macbeth

基于 PSS 和 $SIZE$ 分组的 25 个投资组合								
变量	定价模型							
	CAPM	CAPM + PSS	三因子	三因子 + PSS	四因子	四因子 + PSS	五因子	五因子 + PSS
$CONS$	1.67% (0.95)	4.40% ** (2.08)	-2.18% * (-1.71)	-2.07% ** (-2.13)	-2.38% ** (-2.22)	-2.22% ** (-2.27)	-1.93% (-1.53)	-1.02% (-0.92)
MKT	-0.45% (-0.27)	-3.48% * (-1.74)	2.38% (1.92)	2.28% ** (2.00)	2.58% ** (2.43)	2.41% ** (2.19)	2.18% * (1.83)	1.32% (1.07)

^⑧ 如 1.1.1 节~1.1.3 节所示,本研究构建的引入和不引入上市公司特征信息的前瞻偏度,都是基于第 $(t-12)$ 月~第 $(t-1)$ 月的信息所得到的预测值,是事前的;真实偏度值需要在市场完成第 t 月的交易后才能得到,是事后的.因此,比较二者的差异可以反映对未来偏度的预测精度.

续表 5

Table 5 Continues

基于 PSS 和 SIZE 分组的 25 个投资组合								
变量	定价模型							
	CAPM	CAPM + PSS	三因子	三因子 + PSS	四因子	四因子 + PSS	五因子	五因子 + PSS
HML			-0.67%* (-1.71)	-0.68%* (-1.78)	-0.63%* (-1.69)	-0.62%* (-1.66)	-0.62% (-1.43)	-0.58% (-1.31)
SMB			0.65%*** (4.80)	0.65%*** (4.81)	0.65%*** (4.88)	0.65%*** (4.89)	0.79%*** (5.11)	0.85%*** (4.88)
MOM					0.56% (1.38)	0.48% (1.05)		
CMA							0.23% (0.84)	0.19% (0.65)
RMW							-0.04% (-0.09)	-0.37% (-0.65)
PSS		0.41%** (2.61)		0.23%* (1.79)		0.24%* (1.83)		0.21%* (1.72)
Adj. R ²	0.08	0.24	0.36	0.46	0.42	0.49	0.45	0.53
基于 PSS 和 BM 分组的 25 个投资组合								
变量	定价模型							
	CAPM	CAPM + PSS	三因子	三因子 + PSS	四因子	四因子 + PSS	五因子	五因子 + PSS
CONS	-5.60%** (-2.37)	-5.15%** (-2.06)	-1.15% (-0.73)	-1.18% (-0.74)	-1.04% (-0.69)	-1.03% (-0.66)	1.71% (-1.10)	-1.60% (-0.96)
MKT	6.62%*** (2.83)	6.05%** (2.42)	1.20% (0.63)	1.45% (0.80)	1.08% (0.62)	1.32% (0.75)	1.79% (0.97)	1.83% (0.99)
HML			-0.35%* (-1.78)	-0.42%** (-2.04)	-0.38%* (-1.84)	-0.47%** (-2.13)	-0.44%** (-2.28)	-0.46%** (-2.40)
SMB			0.79%** (2.32)	0.59%* (1.96)	0.79%*** (2.99)	0.60%** (2.13)	0.65%* (1.79)	0.53% (1.57)
MOM					0.51% (1.06)	0.25% (0.54)		
CMA							0.26% (0.90)	0.31% (1.23)
RMW							0.79%** (2.09)	0.77%** (2.02)
PSS		0.44%*** (2.65)		0.28%** (2.29)		0.28%** (2.14)		0.30%** (2.56)
Adj. R ²	0.17	0.32	0.44	0.51	0.49	0.56	0.50	0.57
基于 PSS 和 ROE 分组的 25 个投资组合								
变量	定价模型							
	CAPM	CAPM + PSS	三因子	三因子 + PSS	四因子	四因子 + PSS	五因子	五因子 + PSS
CONS	-1.04% (-1.03)	-0.33% (-0.33)	-1.98%* (-1.80)	-0.34% (-0.38)	-1.05% (-1.18)	-0.33% (-0.36)	-1.69%* (-1.65)	-0.43% (-0.48)
MKT	2.10%** (1.97)	1.23% (1.19)	2.54%** (2.41)	1.21% (1.43)	1.56%* (1.80)	1.12% (1.34)	2.18%** (2.24)	1.23% (1.45)

续表5
Table 5 Continues

基于 PSS 和 ROE 分组的 25 个投资组合								
变量	定价模型							
	CAPM	CAPMD + PSS	三因子	三因子 + PSS	四因子	四因子 + PSS	五因子	五因子 + PSS
HML			0.54% (0.91)	-0.21% (-0.40)	-0.02% (-0.05)	-0.26% (-0.53)	-0.19% (-0.35)	-0.19% (-0.35)
SMB			0.22% (1.11)	0.02% (0.10)	0.18% (0.95)	0.06% (0.32)	0.36% (1.25)	0.27% (0.98)
MOM					1.48% ^{***} (3.08)	0.83% [*] (1.74)		
CMA							-0.26% (-1.05)	0.09% (0.43)
RMW							-0.10% (-0.20)	-0.32% (-0.59)
PSS		0.42% ^{**} (2.58)		0.47% ^{***} (3.15)		0.45% ^{***} (3.15)		0.45% ^{***} (3.26)
Adj. R ²	0.07	0.19	0.34	0.44	0.42	0.49	0.45	0.53

注:上表中的显著性经过 Newey-West 调整,滞后阶数选择 $T^{0.25} \approx 4$ 。***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著,括号中的数值为 Newey-West *t* 值。

从表 5 中可以看出: PSS 因子对上述 75 个投资组合的收益有显著影响,且 PSS 因子的符号为正。这说明: 1) 考虑上市公司特征信息的前瞻系统性偏度(PSS)因子,是我国股票市场的有效定价因子。2) 与 PSS 较高的投资组合相比, PSS 较低的投资组合可以获得更高的收益。对于以 PSS 和 SIZE 分组的 25 个投资组合, PSS 较低的投资组合平均每月可以获得 0.21% ~ 0.41% 的超额收益;对于以 PSS 和 BM 分组的 25 个投资组合, PSS 较低的投资组合平均每月可以获得 0.28% ~

0.44% 的超额收益;对于以 PSS 和 ROE 分组的 25 个投资组合, PSS 较低的投资组合平均每月可以获得 0.42% ~ 0.47% 的超额收益。

2.1.2 双变量组间差异检验

在上述实证结果的基础上,本节继续对前瞻性系统性偏度(PSS)进行双变量检验。依次选取 PSS/BM、PSS/MOM 和 PSS/SIZE 三个双变量组,分别构建 25(5 × 5) 个投资组合并计算每个组合的月度加权收益率,并比较不同 PSS 分组(低、中低、中、中高、高)的收益率组间差异,如下表所示。

表 6 双变量组间差异检验

Table 6 Bivariate test of inter-group differences

基于 PSS 和 BM 分组的 25 个投资组合						
变量	BM					
	分组	低	中低	中	中高	高
PSS	低	0.74% (1.15)	1.55% ^{**} (2.21)	1.45% ^{**} (2.22)	1.58% ^{**} (2.33)	1.86% ^{***} (2.66)
	中低	1.18% (1.63)	1.07% (1.62)	1.33% ^{**} (1.99)	1.78% ^{**} (2.57)	1.71% ^{**} (2.53)
	中	1.08% (1.60)	1.41% ^{**} (2.04)	1.42% ^{**} (2.18)	1.67% ^{**} (2.38)	1.59% ^{**} (2.37)
	中高	1.14% (1.62)	1.19% [*] (1.79)	1.13% [*] (1.72)	1.26% [*] (1.92)	1.48% ^{**} (2.27)
	高	0.61% (1.00)	0.93% (1.53)	1.04% (1.51)	1.15% [*] (1.82)	1.21% [*] (1.81)
	低-高	0.13% (0.37)	0.62% ^{**} (2.00)	0.40% [*] (1.92)	0.43% ^{**} (2.00)	0.65% ^{**} (2.21)
	低-高	0.12% (0.36)	0.59% [*] (1.93)	0.42% ^{**} (2.09)	0.42% ^{**} (1.99)	0.65% ^{**} (2.26)
	CAPM α 值					

续表 6
Table 6 Continues

基于 PSS 和 MOM 分组的 25 个投资组合						
变量	MOM					
	分组	低	中低	中	中高	高
PSS	低	1.78% ** (2.50)	1.58% ** (2.38)	1.53% ** (2.16)	1.37% ** (2.11)	1.04% (1.47)
	中低	1.48% ** (2.12)	1.60% ** (2.33)	1.61% ** (2.41)	1.35% ** (2.01)	1.27% * (1.78)
	中	1.51% ** (2.22)	1.68% ** (2.34)	1.49% ** (2.20)	1.42% ** (2.20)	1.46% ** (2.11)
	中高	1.37% ** (2.05)	1.29% * (1.89)	1.37% ** (2.11)	1.23% * (1.83)	1.09% (1.64)
	高	1.08% (1.52)	1.02% (1.57)	1.05% * (1.65)	0.95% (1.62)	0.74% (1.17)
	低 - 高	0.70% ** (2.52)	0.56% ** (2.42)	0.48% ** (2.18)	0.42% * (1.71)	0.30% (0.84)
	低 - 高 CAPM α 值	0.70% *** (2.76)	0.58% ** (2.42)	0.47% ** (2.14)	0.40% (1.54)	0.28% (0.80)
	基于 PSS 和 SIZE 分组的 25 个投资组合					
变量	SIZE					
	分组	低	中低	中	中高	高
PSS	低	2.15% *** (2.93)	1.75% ** (2.55)	1.29% * (1.89)	1.42% ** (2.10)	0.61% (1.00)
	中低	2.20% *** (3.11)	1.82% ** (2.59)	1.48% ** (2.13)	1.12% * (1.73)	0.94% (1.43)
	中	2.04% *** (2.88)	1.68% ** (2.51)	1.49% ** (2.26)	1.44% ** (2.06)	1.12% * (1.74)
	中高	1.95% *** (2.73)	1.58% ** (2.41)	1.35% ** (2.02)	1.03% (1.61)	0.97% (1.47)
	高	1.70% ** (2.24)	1.10% * (1.68)	1.11% * (1.81)	1.01% * (1.67)	0.75% (1.17)
	低 - 高	0.44% ** (1.97)	0.65% ** (2.43)	0.18% (0.80)	0.41% (1.59)	-0.14% (-0.47)
	低 - 高 CAPM α 值	0.44% * (1.67)	0.62% ** (2.46)	0.16% (0.66)	0.35% (1.36)	-0.13% (-0.47)

注: 上表中的显著性经过 Newey-West 调整, 滞后阶数选择 $T^{0.25} \approx 4$. **、* 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著. 括号中的数值为 Newey-West t 值.

从表 6 中可以看出: 除 PSS/SIZE 分组中的高市值组外, 随着 PSS 从低到高, 三个双变量组其它投资组合的加权收益率呈现出逐渐变小的趋势. 从显著性来看: 1) 对于以 PSS 和 BM 分组的 25 个投资组合, 与高 PSS 组的股票相比, 低 PSS 组的股票在中低 BM、中 BM、中高 BM 和高 BM 组中分别可以获得月均 0.62%、0.40%、0.43% 和 0.65% 的超额收益, 在低 BM 组中没有显著差异; 2) 对于以 PSS 和 MOM 分组的 25 个投资组合, 与高 PSS 组的股票相比, 低 PSS 组的股票在低 MOM、中低 MOM、中 MOM 和中高 MOM 组中分别

可以获得月均 0.70%、0.56%、0.48% 和 0.42% 的超额收益, 在高 MOM 组中没有显著差异; 3) 对于以 PSS 和 SIZE 分组的 25 个投资组合, 与高 PSS 组的股票相比, 低 PSS 组的股票在低市值和中低市值组中分别可以获得月均 0.44% 和 0.65% 的超额收益, 在中市值、中高市值和高市值组中没有显著差异. 更进一步, 将低 PSS 组和高 PSS 组的收益率之差作为一个新的投资组合, 该组合意味着做多 PSS 较低的股票, 同时做空 PSS 较高的股票. 考察新投资组合 CAPM α 值的显著性, 结果与上述结论类似.

2.2 PIS 因子的有效性检验

组^⑨, 然后基于因子模型, 通过分析组间差异检验

本节根据 PIS 的数值将股票样本分成三 PIS 因子的有效性, 如下表所示.

表7 基于 PIS 分组的组间差异检验

Table 7 Test of inter-group differences based on PIS grouping

基于 CAPM 模型									
PIS 分组	α	β_{MKT}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	Adj. R^2
低	0.010 *** (2.90)	0.992 *** (12.81)						0.530 ** (2.44)	0.70
中	0.007 ** (2.37)	0.990 *** (14.26)						0.545 *** (2.85)	0.74
高	0.003 (1.16)	1.061 *** (16.91)						0.444 *** (2.99)	0.79
低-高	0.007 *** (4.68)	-0.069 *** (-2.48)						0.086 (0.90)	0.06
基于三因子模型									
PIS 分组	α	β_{MKT}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	Adj. R^2
低	0.026 *** (7.26)	1.058 *** (18.01)	0.260* (1.96)	1.021 *** (7.59)				0.190 (1.52)	0.80
中	0.021 *** (6.64)	1.046 *** (19.85)	0.198* (1.69)	0.905 *** (6.91)				0.251 ** (2.19)	0.82
高	0.014 *** (5.02)	1.105 *** (21.61)	0.133 (1.20)	0.739 *** (6.56)				0.211 ** (1.99)	0.84
低-高	0.012 *** (6.95)	-0.047* (-1.84)	0.128 *** (2.82)	0.282 *** (4.57)				-0.022 (-0.29)	0.23
基于四因子模型									
PIS 分组	α	β_{MKT}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	Adj. R^2
低	0.026 *** (6.66)	1.056 *** (17.96)	0.297* (1.68)	1.021 *** (7.03)	0.070 (0.52)			0.163 (1.37)	0.80
中	0.021 *** (6.20)	1.045 *** (19.83)	0.209 (1.35)	0.925 *** (6.58)	0.021 (0.19)			0.232 ** (2.13)	0.82
高	0.016 *** (4.91)	1.105 *** (21.66)	0.092 (0.64)	0.806 *** (6.79)	-0.076 (-0.74)			0.207 ** (2.10)	0.84
低-高	0.010 *** (6.23)	-0.049* (-1.86)	0.204 *** (3.84)	0.215 *** (3.48)	0.146 ** (2.44)			-0.044 (-0.59)	0.25
基于五因子模型									
PIS 分组	α	β_{MKT}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	Adj. R^2
低	0.025 ** (7.30)	1.046 *** (18.03)	0.422 *** (3.84)	0.894 *** (6.65)		-0.024 (-0.08)	0.274 (1.22)	0.151 (1.25)	0.80
中	0.020 *** (6.65)	1.033 *** (19.58)	0.357 *** (3.52)	0.784 *** (6.08)		-0.032 (-0.13)	0.274 (1.46)	0.214 ** (2.00)	0.82
高	0.013 *** (4.90)	1.085 *** (21.04)	0.355 *** (3.49)	0.587 *** (5.50)		-0.017 (-0.06)	0.360 ** (2.10)	0.167* (1.81)	0.85
低-高	0.012 *** (7.06)	-0.039 (-1.47)	0.067 (1.28)	0.306 *** (4.70)		-0.007 (-0.06)	-0.086 (-1.24)	-0.016 (-0.20)	0.24

注: 上表中的显著性经过 Newey-West 调整, 滞后阶数选择 $T^{0.25} \approx 4$. ***, ** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著. 括号中的数值为 Newey-West t 值.

⑨ 基于 PIS 的三个分组为: 低(PIS 最低的 30% 股票)、中(PIS 居中的 40% 股票) 和高(PIS 最高的 30% 股票).

从表 7 中可以看出: 无论 CAPM、三因子模型、四因子模型还是五因子模型, α 值在 *PIS* 较低的投资组合与 *PIS* 较高的投资组合之间存在显著差异. 与 *PIS* 较高的投资组合相比 *PIS* 较低的投资组合每月可以获得 0.7% ~ 1.2% 的超额收益. 此外, *SMB* 因子始终对解释投资组合的组间差异有显著贡献, 且 *SMB* 因子的数值与投资组合的组间差异同方向变动; *MKT* 因子在 CAPM、三因子模型和四因子模型中对解释投资组合的组间差异有显著贡献, 且 *MKT* 因子的数值与投资组合的组间差异反方向变动; *HML*

因子在三因子模型和四因子模型中对解释投资组合的组间差异有显著贡献, 且 *HML* 因子的数值与投资组合的组间差异同方向变动; 在四因子模型中 *MOM* 因子对解释投资组合的组间差异有显著贡献, 且与投资组合的组间差异同方向变动.

2.3 *PTS* 因子的有效性检验

与 *PIS* 因子的有效性检验相同, 本节根据 *PTS* 的数值将股票样本分成三组^⑩, 然后基于因子模型, 通过分析组间差异检验 *PTS* 因子的有效性, 如表 8 所示.

表 8 基于 *PTS* 分组的组间差异检验

Table 8 Test of inter-group differences based on *PTS* grouping

基于 CAPM 模型									
<i>PTS</i> 分组	α	β_{MKT}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	Adj. R^2
低	0.011 *** (3.23)	1.003 *** (13.32)						0.593 *** (3.34)	0.72
中	0.007 ** (2.15)	1.025 *** (14.19)						0.556 *** (2.94)	0.75
高	0.002 (0.65)	1.017 *** (16.34)						0.415 ** (2.34)	0.75
低-高	0.009 *** (6.38)	-0.014 (-0.50)						0.178 *** (2.83)	0.04
基于三因子模型									
<i>PTS</i> 分组	α	β_{MKT}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	Adj. R^2
低	0.025 *** (7.27)	1.062 *** (18.42)	0.047 (0.35)	1.261 *** (9.26)				0.294 ** (2.47)	0.81
中	0.022 *** (6.78)	1.074 *** (18.59)	0.221 (1.64)	1.064 *** (7.74)				0.267 ** (2.10)	0.82
高	0.019 *** (5.86)	1.066 *** (19.53)	0.400 *** (3.33)	0.866 *** (6.56)				0.162 (1.28)	0.81
低-高	0.006 *** (5.70)	-0.005 (-0.37)	-0.352 *** (-10.54)	0.395 *** (11.65)				0.132 *** (3.61)	0.61
基于四因子模型									
<i>PTS</i> 分组	α	β_{MKT}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	Adj. R^2
低	0.025 *** (6.60)	1.060 *** (18.36)	0.096 (0.54)	1.254 *** (8.51)	0.093 (0.73)			0.261 ** (2.28)	0.81
中	0.023 *** (6.24)	1.072 *** (18.58)	0.256 (1.45)	1.067 *** (7.16)	0.067 (0.52)			0.240 ** (1.98)	0.82
高	0.021 *** (5.69)	1.067 *** (19.59)	0.344 ** (2.23)	0.945 *** (6.73)	-0.104 (-0.91)			0.161 (1.37)	0.81
低-高	0.004 *** (4.08)	-0.007 (-0.59)	-0.248 *** (-7.66)	0.309 *** (7.95)	0.198 *** (5.03)			0.100 *** (3.10)	0.65

⑩ 基于 *PTS* 的三个分组为: 低(*PTS* 最低的 30% 股票)、中(*PTS* 居中的 40% 股票) 和高(*PTS* 最高的 30% 股票)。

续表 8

Table 8 Continues

基于五因子模型									
PTS 分组	α	β_{MKT}	β_{HML}	β_{SMB}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	Adj. R^2
低	0.024 *** (7.26)	1.045 *** (18.15)	0.280 *** (2.45)	1.092 *** (8.11)		0.108 (0.36)	0.304 (1.34)	0.247 ** (2.23)	0.81
中	0.021 *** (6.72)	1.059 *** (18.29)	0.405 *** (3.50)	0.925 *** (6.88)		-0.050 (-0.17)	0.325 (1.43)	0.223 * (1.88)	0.82
高	0.018 *** (5.82)	1.043 *** (19.83)	0.643 *** (6.04)	0.691 *** (5.26)		-0.063 (-0.24)	0.424 ** (2.19)	0.113 (1.01)	0.82
低-高	0.006 *** (6.20)	0.002 (0.17)	-0.363 *** (-11.85)	0.402 *** (11.86)		0.170 *** (2.81)	-0.120 *** (-3.70)	0.135 *** (3.91)	0.64

注:上表中的显著性经过 Newey-West 调整,滞后阶数选择 $T^{0.25} \approx 4$. **、* 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著. 括号中的数值为 Newey-West t 值.

从表 8 中可以看出:无论 CAPM、三因子模型、四因子模型还是五因子模型, α 值在 PTS 较低的投资组合与 PTS 较高的投资组合之间存在显著差异. 与 PTS 较高的投资组合相比, PTS 较低的投资组合每月可以获得 0.4% ~ 0.9% 的超额收益. 此外, SMB 因子和 PSS 因子始终对解释投资组合的组间差异有显著贡献,且 SMB 因子和 PSS 因子的数值与投资组合的组间差异同方向变动;在四因子模型中, MOM 因子对解释投资组合的组间差异有显著贡献,且与投资组合的组间差异同方向变动;在五因子模型中, CMA 因子和 RMW 因子对解释投资组合的组间差异有显著贡献,其中 CMA 因子的数值与投资组合的组间差异同方向变动, RMW 因子的数值与投资组合的组间差异反方向变动.

3 前瞻偏度因子的稳健性检验

在前文中,通过实证研究发现前瞻系统性偏度(PSS)因子、前瞻异质性偏度(PIS)因子和前瞻总体偏度(PTS)因子在我国股票市场上有显著的定价效应.接下来,本节将借助因子间的相关性检验和回归分析以及 GRS 检验,判断三个前瞻偏度因子是否为冗余因子.

3.1 因子间的相关性检验

首先检验因子间的相关性,并将其分为两部分,即因子收益率的时间序列相关性和变量间的横截面相关性.

3.1.1 时间序列相关性检验

基于前瞻偏度因子和经典定价因子的收益率时间序列,计算了定价因子两两之间的皮尔逊相关系数,如表 9 所示.

表 9 因子间的时间序列相关性

Table 9 Time series correlation between factors

变量	PSS	PIS	PTS	MKT	SMB	HML	MOM	CMA	RMW
PSS	1.00								
PIS	0.09	1.00							
PTS	0.21	0.26	1.00						
MKT	0.06	-0.23	-0.03	1.00					
SMB	0.25	0.39	0.38	-0.11	1.00				
HML	0.14	0.30	-0.44	-0.12	0.10	1.00			
MOM	0.10	0.07	0.56	0.07	0.32	-0.58	1.00		
CMA	-0.02	-0.19	0.49	0.14	0.16	-0.70	0.41	1.00	
RMW	0.04	-0.23	0.32	0.18	0.19	-0.64	0.28	0.75	1.00

从表9中可以看出: 在三个前瞻偏度因子内部, *PSS* 因子和 *PIS* 因子之间的相关性较低, 皮尔逊相关系数为 0.09; *PTS* 因子与 *PSS* 因子、*PIS* 因子之间的相关性稍强, 皮尔逊相关系数分别为 0.21、0.26。

从三个前瞻偏度因子和经典定价因子之间来看: 1) *PSS* 因子与 *SMB* 因子之间的相关性稍强, 皮尔逊相关系数为 0.25, 与其它定价因子之间的皮尔逊相关系数绝对值均不超过 0.14; 2) *PIS* 因子与 *MOM* 因子之间的相关性最弱, 皮尔逊相关系数为 0.07, 与其它定价因子之间的皮尔逊相关系数绝对值介于 0.19 和 0.39 之间; 3) *PTS* 因子与 *MKT* 因子之间的相关性最弱, 皮尔逊相关系数为 -0.03, 与其它定价因子之间的皮尔逊相关系

数绝对值介于 0.32 和 0.56 之间。因此从整体来看, 三个前瞻偏度因子与经典定价因子之间的时间序列相关性较弱。

3.1.2 横截面相关性检验

在构建 *PSS* 因子、*PIS* 因子、*PTS* 因子、*SMB* 因子、*HML* 因子、*MOM* 因子、*CMA* 因子和 *RMW* 因子时, 分别基于市值和前瞻系统性偏度 (*PSS*)、前瞻异质性偏度 (*PIS*)、前瞻总体偏度 (*PTS*)、*BM*、*MOM*、*INV* 和 *ROE* 等变量构建了 2×3 的分组。接下来, 将检验这些变量的横截面相关性, 共分为两步: 第一, 在每个时间截面 (第 t 月) 计算上述变量两两之间的皮尔逊相关系数; 第二, 将全部 T 个月皮尔逊相关系数的平均值作为该组变量间的横截面相关系数。结果如下表所示。

表 10 变量间的横截面相关性

Table 10 Cross section correlation between variables

变量	<i>PSS</i>	<i>PIS</i>	<i>PTS</i>	<i>SIZE</i>	<i>BM</i>	<i>MOM</i>	<i>INV</i>	<i>ROE</i>
<i>PSS</i>	1.00							
<i>PIS</i>	-0.01	1.00						
<i>PTS</i>	0.24	0.48	1.00					
<i>SIZE</i>	0.17	0.15	0.25	1.00				
<i>BM</i>	-0.04	-0.01	-0.27	0.03	1.00			
<i>MOM</i>	0.07	0.28	0.42	0.13	-0.31	1.00		
<i>INV</i>	0.04	-0.02	0.08	0.04	-0.05	0.04	1.00	
<i>ROE</i>	0.15	0.02	0.20	0.09	-0.06	0.04	0.10	1.00

表 10 的结论与表 9 类似: 在三个前瞻偏度内部, 前瞻系统性偏度 (*PSS*) 和前瞻异质性偏度 (*PIS*) 之间的相关性最低, 平均横截面相关系数为 -0.01; 前瞻总体偏度 (*PTS*) 与前瞻系统性偏度 (*PSS*)、前瞻异质性偏度 (*PIS*) 之间的相关性稍强, 平均横截面相关系数分别为 0.24、0.48。

在三个前瞻偏度和其它变量之间: 1) 前瞻系统性偏度 (*PSS*) 与其它五个变量之间的平均横截面相关系数绝对值均不超过 0.17; 2) 前瞻异质性偏度 (*PIS*) 与 *MOM* 之间的相关性稍强, 平均横截面相关系数为 0.28, 与其它四个变量之间的平均横截面相关系数绝对值均不超过 0.15; 3) 前瞻总

体偏度 (*PTS*) 与 *INV* 之间的相关性最弱, 平均横截面相关系数为 0.08, 与其它四个变量之间的平均横截面相关系数绝对值介于 0.20 和 0.42 之间。因此从整体来看, 三个前瞻偏度与其它五个变量之间的横截面相关性也较弱。

3.2 因子间的回归分析

本节通过三个前瞻偏度因子对其它定价因子做线性回归, 基于截距项的显著性来评估是否存在遗漏变量, 进而判断三个前瞻偏度因子是否为冗余因子。

3.2.1 *PSS* 因子的回归分析

PSS 因子和其它因子间的回归分析如表 11 所示。

表 11 PSS 因子和其它因子间的回归分析

Table 11 Regression analysis between PSS factor and other factors

因变量	α	β_{MKT}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PIS}	β_{PTS}	Adj. R^2
PSS	0.01 *** (3.41)	0.02 (0.95)								0.01
PSS	0.01 *** (2.66)	0.03 (1.32)						0.13* (1.71)		0.01
PSS	0.01* (1.80)	0.02 (1.08)							0.25 *** (3.43)	0.05
PSS	0.01 *** (5.19)	0.04* (1.70)	0.24 *** (4.14)	0.08 ** (2.19)						0.09
PSS	0.01 *** (4.75)	0.03 (1.58)	0.25 *** (4.02)	0.09 ** (2.22)				-0.04 (-0.45)		0.09
PSS	0.01 ** (2.46)	0.04* (1.96)	0.13 ** (1.98)	0.17 *** (3.90)					0.33 *** (3.80)	0.14
PSS	0.01 *** (4.14)	0.03 (1.63)	0.20 *** (3.07)	0.15 *** (3.09)	0.13 ** (2.22)					0.11
PSS	0.01 *** (4.16)	0.03 (1.42)	0.21 *** (3.20)	0.16 *** (3.23)	0.14 ** (2.36)			-0.08 (-0.93)		0.12
PSS	0.01 ** (2.35)	0.04* (1.90)	0.13* (1.86)	0.19 *** (3.96)	0.07 (1.25)				0.29 *** (3.22)	0.15
PSS	0.01 *** (5.12)	0.03 (1.53)	0.23 *** (3.82)	0.12 ** (2.18)		-0.04 (-0.37)	0.09 (1.58)			0.11
PSS	0.01 *** (4.60)	0.03 (1.46)	0.24 *** (3.64)	0.12 ** (2.20)		-0.04 (-0.37)	0.09 (1.52)	-0.03 (-0.33)		0.11
PSS	0.01 ** (2.36)	0.04* (1.77)	0.11* (1.77)	0.20 *** (3.44)		-0.15 (-1.35)	0.13 ** (2.32)		0.36 *** (4.01)	0.16

注: 上表中的显著性经过 Newey-West 调整, 滞后阶数选择 $T^{0.25} \approx 4$. ***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著. 括号中的数值为 Newey-West t 值.

从表 11 中可以看出: PSS 因子对其它因子进行线性回归时, 截距项始终对 PSS 因子有显著影响, 这意味着 PSS 因子包含了其它因子所不具备的信息. 其中, SMB 因子和 HML 因子对 PSS 因子有显著的正向影响.

就三个前瞻偏度因子而言: 1) 由于截距项始终显著, 因此 PSS 因子包含了 PIS 因子和 PTS 因子所不具备的信息; 2) 向回归模型中加入 PTS 因

子, 可以提高 Adj. R^2 且 β_{PTS} 显著为正, 因此 PTS 因子对 PSS 因子有较好的解释作用; 3) 向模型中加入 PIS 因子, Adj. R^2 没有得到明显提高且 β_{PIS} 不显著, 因此 PSS 因子和 PIS 因子之间不存在显著的相关关系.

3.2.2 PIS 因子的回归分析

PIS 因子和其它因子间的回归分析如表 12 所示.

表 12 PIS 因子和其它因子间的回归分析

Table 12 Regression analysis between PIS factor and other factors

因变量	α	β_{MKT}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	β_{PTS}	Adj. R^2
PIS	0.01 *** (5.65)	-0.07 *** (-3.76)								0.05
PIS	0.01 *** (5.20)	-0.07 *** (-3.87)						0.09* (1.71)		0.06

续表 12

Table 12 Continues

因变量	α	β_{MKT}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	β_{PTS}	Adj. R^2
<i>PIS</i>	0.01 *** (3.58)	-0.07 *** (-3.75)							0.25 *** (4.38)	0.12
<i>PIS</i>	0.01 *** (8.86)	-0.05 *** (-2.92)	0.28 *** (6.27)	0.13 *** (4.44)						0.24
<i>PIS</i>	0.01 *** (8.55)	-0.05 *** (-2.85)	0.28 *** (6.18)	0.13 *** (4.46)				-0.02 (-0.45)		0.24
<i>PIS</i>	0.01 *** (4.81)	-0.04 *** (-2.76)	0.15 *** (3.15)	0.22 *** (7.10)					0.38 *** (5.87)	0.33
<i>PIS</i>	0.01 *** (7.06)	-0.05 *** (-3.13)	0.21 *** (4.21)	0.20 *** (5.50)	0.14 *** (3.17)					0.26
<i>PIS</i>	0.01 *** (7.06)	-0.05 *** (-3.02)	0.21 *** (4.31)	0.20 *** (5.57)	0.15 *** (3.26)			-0.04 (-0.93)		0.27
<i>PIS</i>	0.01 *** (4.30)	-0.04 *** (-2.88)	0.12 ** (2.38)	0.25 *** (7.09)	0.07* (1.67)				0.35 *** (5.33)	0.34
<i>PIS</i>	0.01 *** (9.09)	-0.04 ** (-2.41)	0.30 ** (6.64)	0.07 (1.55)		-0.01 (-0.08)	-0.09* (-1.96)			0.26
<i>PIS</i>	0.01 *** (8.74)	-0.04 ** (-2.36)	0.31 *** (6.53)	0.07 (1.58)		-0.01 (-0.08)	-0.09* (-1.92)	-0.02 (-0.33)		0.26
<i>PIS</i>	0.01 *** (5.08)	-0.04 ** (-2.26)	0.18 *** (3.75)	0.15 *** (3.52)		-0.12 (-1.53)	-0.04 (-0.99)		0.39 *** (5.94)	0.35

注: 上表中的显著性经过 Newey-West 调整, 滞后阶数选择 $T^{0.25} \approx 4$. ***, ** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著. 括号中的数值为 Newey-West t 值.

从表 12 中可以看出: *PIS* 因子对其它因子进行线性回归时, 截距项始终对 *PIS* 因子有显著影响, 这意味着 *PIS* 因子包含了其它因子所不具备的信息. 其中, *MKT* 因子对 *PIS* 因子有显著的负向影响, *SMB* 因子、*HML* 因子和 *MOM* 因子对 *PIS* 因子有显著的正向影响.

就三个前瞻偏度因子而言: 1) 由于截距项始终显著, 因此 *PIS* 因子包含了 *PSS* 因子和 *PTS* 因子所不具备的信息; 2) 向回归模型中加入 *PTS* 因子, 可以提高 Adj. R^2 且 β_{PTS} 显著为正, 因此 *PTS* 因子对 *PIS* 因子有较好的解释作用; 3) 向模型中加入 *PSS* 因子, Adj. R^2 没有得到明显提高且 β_{PSS} 不显著, 因此 *PSS* 因子和 *PIS* 因子之间不存在显著的相关关系, 这与 3.2.1 节的结论一致.

3.2.3 *PTS* 因子的回归分析

PTS 因子和其它因子间的回归分析如表 13 所示.

从表 13 中可以看出: *PTS* 因子对其它因子

进行线性回归时, 截距项始终对 *PTS* 因子有显著影响, 这意味着 *PTS* 因子包含了其它因子所不具备的信息. 其中, *SMB* 因子、*MOM* 因子和 *CMA* 因子对 *PTS* 因子有显著的正向影响, *HML* 因子和 *RMW* 因子对 *PTS* 因子有显著的负向影响.

就三个前瞻偏度因子而言: 1) 由于截距项始终显著, 因此 *PTS* 因子包含了 *PSS* 因子和 *PIS* 因子所不具备的信息; 2) 向回归模型中加入 *PSS* 因子和 *PTS* 因子, 都可以提高 Adj. R^2 且 β_{PSS} 和 β_{PTS} 均显著为正, 因此 *PSS* 因子和 *PIS* 因子都对 *PTS* 因子有显著的解释作用, 这与 3.2.1 节和 3.2.2 节的结论一致.

根据本研究的定义, 系统性偏度和异质性偏度量度的是总体偏度的不同成分, 这也是 *PSS* 因子和 *PIS* 因子对 *PTS* 因子有显著的解释作用, 而 *PSS* 因子和 *PIS* 因子之间不存在显著相关关系的原因.

表 13 PTS 因子和其它因子间的回归分析

Table 13 Regression analysis between PTS factor and other factors

因变量	α	β_{MKT}	β_{SMB}	β_{HML}	β_{MOM}	β_{CMA}	β_{RMW}	β_{PSS}	β_{PIS}	Adj. R^2
PTS	0.01 *** (7.08)	-0.01 (-0.52)								0.00
PTS	0.01 *** (6.35)	-0.01 (-0.73)						0.18 *** (3.43)		0.05
PTS	0.01 *** (5.45)	0.01 (0.48)							0.27 *** (4.38)	0.07
PTS	0.01 *** (10.13)	-0.01 (-0.94)	0.34 *** (8.45)	-0.26 *** (-9.81)						0.38
PTS	0.01 *** (8.71)	-0.02 (-1.36)	0.30 *** (7.44)	-0.27 *** (-10.49)				0.16 *** (3.80)		0.41
PTS	0.01 *** (6.58)	0.00 (0.07)	0.26 *** (6.22)	-0.30 *** (-11.62)					0.32 *** (5.87)	0.45
PTS	0.01 *** (7.88)	-0.02 (-1.22)	0.35 *** (5.69)	-0.16 *** (-4.89)	0.19 *** (4.74)					0.42
PTS	0.01 *** (6.96)	-0.02 (-1.56)	0.22 *** (5.08)	-0.18 *** (-5.50)	0.17 *** (4.34)			0.14 *** (3.22)		0.44
PTS	0.01 *** (5.43)	-0.00 (-0.23)	0.19 *** (4.43)	-0.22 *** (-6.60)	0.15 *** (3.86)				0.29 *** (5.33)	0.48
PTS	0.01 *** (9.90)	-0.01 (-0.85)	0.33 *** (7.57)	-0.23 *** (-5.82)		0.31 *** (4.05)	-0.15 *** (-3.61)			0.41
PTS	0.01 *** (8.47)	-0.02 (-1.25)	0.29 *** (6.70)	-0.24 *** (-6.46)		0.31 *** (4.26)	-0.16 *** (-4.02)	0.17 *** (4.12)		0.45
PTS	0.01 *** (6.15)	0.00 (0.01)	0.23 *** (5.14)	-0.24 *** (-6.62)		0.31 *** (4.34)	-0.11 *** (-2.83)		0.32 *** (5.98)	0.49

注: 上表中的显著性经过 Newey-West 调整, 滞后阶数选择 $T^{0.25} \approx 4$. ***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著. 括号中的数值为 Newey-West t 值.

3.2.4 截距项的进一步检验

Fama 和 French^[5] 在模型比较时主要以截距项的表现作为判断依据. 其中 Gibbons 等^[37] 提出的 GRS 检验是学术界最常用的定价模型有效性检验方法. 他们认为如果定价模型可以完全解释横截面上投资组合的超额收益, 那么截距项的联合检验将不能拒绝同时为 0 的原假设. 除 GRS 检验之外, Fama 和 French^[5] 还选用了另外三个指标来衡量截距项的表现: 第一个指标为 $A | \alpha_i |$, 是 25 个投资组合回归截距项绝对值的平均值; 第二个指标为 $\frac{A | \alpha_i |}{A | \bar{r}_i |}$, 第 i 个投资组合的超额收益率减去 25 个投资组合的平均超额收益率, 再在时间

上取平均即为 \bar{r}_i , 代表了第 i 个投资组合的平均超额收益率相对于所有投资组合的偏离度, 因此 $\frac{A | \alpha_i |}{A | \bar{r}_i |}$ 在一阶上度量了投资组合实际收益率中不能被模型解释部分的比重; 第三个指标为 $\frac{A | \alpha_i^2 |}{A | \bar{r}_i^2 |}$ 与 $\frac{A | \alpha_i |}{A | \bar{r}_i |}$ 类似, $\frac{A | \alpha_i^2 |}{A | \bar{r}_i^2 |}$ 在二阶上度量了投资组合实际收益率中不能被模型解释部分的比重. 综上所述, 包括 GRS 在内的四个指标都反映了投资组合实际收益率中不能被模型解释部分的比重, 因此四个指标的值越小, 表明截距项越接近于 0. 上述四个指标在不同定价模型中的数值如下表所示.

表 14 截距项的进一步检验

Table 14 Further tests on intercept terms

基于 PSS 和 ROE 分组的 25 个投资组合									
定价模型	GRS	$A \alpha_i $	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$	定价模型	GRS	$A \alpha_i $	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$
三因子	1.80**	0.34%	0.77	0.62	四因子 + PSS + PIS	1.79**	0.31%	0.72	0.54
三因子 + PSS	1.77**	0.31%	0.73	0.53	四因子 + PSS + PTS	1.80**	0.33%	0.76	0.57
三因子 + PIS	1.73**	0.31%	0.71	0.56	四因子 + PIS + PTS	1.80**	0.32%	0.74	0.63
三因子 + PTS	1.80**	0.33%	0.77	0.63	四因子 + PSS + PIS + PTS	1.77**	0.31%	0.71	0.53
三因子 + PSS + PIS	1.72**	0.30%	0.69	0.50	五因子	1.48*	0.22%	0.52	0.32
三因子 + PSS + PTS	1.77**	0.32%	0.74	0.54	五因子 + PSS	1.42*	0.20%	0.47	0.25
三因子 + PIS + PTS	1.75**	0.31%	0.71	0.58	五因子 + PIS	1.43*	0.21%	0.49	0.29
三因子 + PSS + PIS + PTS	1.73**	0.30%	0.69	0.49	五因子 + PTS	1.48*	0.22%	0.51	0.32
四因子	1.85**	0.35%	0.80	0.67	五因子 + PSS + PIS	1.40*	0.20%	0.47	0.24
四因子 + PSS	1.82**	0.33%	0.77	0.58	五因子 + PSS + PTS	1.42*	0.21%	0.48	0.25
四因子 + PIS	1.80**	0.32%	0.74	0.62	五因子 + PIS + PTS	1.48*	0.22%	0.50	0.32
四因子 + PTS	1.83**	0.34%	0.79	0.66	五因子 + PSS + PIS + PTS	1.43*	0.21%	0.48	0.25
基于 SIZE 和 INV 分组的 25 个投资组合									
定价模型	GRS	$A \alpha_i $	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$	定价模型	GRS	$A \alpha_i $	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$
三因子	2.55***	0.24%	0.56	0.28	四因子 + PSS + PIS	2.39***	0.23%	0.55	0.28
三因子 + PSS	2.48***	0.23%	0.55	0.27	四因子 + PSS + PTS	2.57***	0.23%	0.58	0.30
三因子 + PIS	2.35***	0.22%	0.53	0.25	四因子 + PIS + PTS	2.35***	0.22%	0.54	0.27
三因子 + PTS	2.56***	0.23%	0.56	0.28	四因子 + PSS + PIS + PTS	2.37***	0.22%	0.55	0.28
三因子 + PSS + PIS	2.35***	0.22%	0.53	0.25	五因子	1.98***	0.15%	0.34	0.12
三因子 + PSS + PTS	2.56***	0.23%	0.56	0.28	五因子 + PSS	1.91***	0.13%	0.33	0.11
三因子 + PIS + PTS	2.37***	0.22%	0.53	0.25	五因子 + PIS	1.89***	0.13%	0.33	0.11

续表 14

Table 14 Continues

基于 SIZE 和 INV 分组的 25 个投资组合									
三因子 + PSS + PIS + PTS	2.37***	0.22%	0.53	0.26	五因子 + PTS	2.00***	0.14%	0.33	0.12
四因子	2.57***	0.24%	0.58	0.30	五因子 + PSS + PIS	1.86***	0.13%	0.33	0.11
四因子 + PSS	2.54***	0.24%	0.57	0.30	五因子 + PSS + PTS	1.98***	0.13%	0.33	0.12
四因子 + PIS	2.37***	0.23%	0.55	0.27	五因子 + PIS + PTS	1.90***	0.13%	0.33	0.11
四因子 + PTS	2.55***	0.24%	0.58	0.29	五因子 + PSS + PIS + PTS	1.88***	0.13%	0.32	0.11
基于 SIZE 和 ROE 分组的 25 个投资组合									
定价模型	GRS	$A \alpha_i $	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$	定价模型	GRS	$A \alpha_i $	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$
三因子	3.35***	0.32%	0.75	0.57	四因子 + PSS + PIS	3.08***	0.31%	0.72	0.63
三因子 + PSS	3.28***	0.32%	0.74	0.56	四因子 + PSS + PTS	3.29***	0.33%	0.77	0.68
三因子 + PIS	3.19***	0.30%	0.70	0.51	四因子 + PIS + PTS	3.03***	0.31%	0.72	0.62
三因子 + PTS	3.36***	0.32%	0.74	0.58	四因子 + PSS + PIS + PTS	3.05***	0.32%	0.74	0.68
三因子 + PSS + PIS	3.17***	0.30%	0.70	0.52	五因子	2.82***	0.25%	0.57	0.28
三因子 + PSS + PTS	3.35***	0.32%	0.75	0.61	五因子 + PSS	2.76***	0.24%	0.56	0.27
三因子 + PIS + PTS	3.15***	0.30%	0.71	0.55	五因子 + PIS	2.77***	0.23%	0.54	0.25
三因子 + PSS + PIS + PTS	3.13***	0.31%	0.71	0.59	五因子 + PTS	2.84***	0.24%	0.56	0.26
四因子	3.28***	0.33%	0.77	0.65	五因子 + PSS + PIS	2.73***	0.23%	0.54	0.25
四因子 + PSS	3.26***	0.33%	0.76	0.65	五因子 + PSS + PTS	2.79***	0.24%	0.55	0.26
四因子 + PIS	3.07***	0.31%	0.72	0.59	五因子 + PIS + PTS	2.73***	0.22%	0.52	0.24
四因子 + PTS	3.26***	0.33%	0.76	0.64	五因子 + PSS + PIS + PTS	2.66***	0.22%	0.51	0.23

从表 14 中可以看出: 无论以何种方式分组, 五因子模型中四个指标的数值均明显低于三因子模型和四因子模型, 因此五因子模型在我国股票市场的解释力整体优于三因子模型和四因子模型. 三个前瞻维度因子比较来看: 向定价模型中引入 PIS 因子, 对于模型解释力的提升效果最为明显; 向定价模型中引入 PTS 因子, 对于模型解释

力的提升效果最弱; PSS 因子对于模型解释力的提升效果在大部分模型中介于 PIS 因子和 PTS 因子之间. 此外, 同时向定价模型中引入 PSS 因子和 PTS 因子, 对于模型解释力的提升效果最弱; 同时向定价模型中引入 PSS 因子和 PIS 因子, 与同时向定价模型中引入 PIS 因子和 PTS 因子, 在不同模型中互有优劣. 如果同时引入三个前瞻偏

度因子,三因子模型、四因子模型和五因子模型的解释力会得到明显提升。

3.3 前瞻偏度因子的分时期检验

2005 年 4 月 29 日,我国启动了股权分置改革。在此之前,流通股股东与非流通股股东之间长期存在利益分割,严重影响了我国股票市场的定价效率^[38,39]。李志冰等^[30]基于五因子模型对我国股票市场的数据结构进行 Chow 检验,发现我国股票市场的数据结构在 2007 年 6 月前后

的两个子样本内发生了显著变化。因此本节将

2007 年 6 月作为分界点,借助 $\frac{A|\alpha_i|}{A|\bar{r}_i|}$ 和

$\frac{A|\alpha_i^2|}{A|\bar{r}_i^2|}$ 并基于 *SIZE* 和 *INV* 分组的 25 个投资

组合,在前后两个子样本内对引入 *PSS* 因子、*PIS* 因子和 *PTS* 因子的不同定价模型进行截距项检验,如下表所示。

表 15 股权分置改革前后的截距项检验

Table 15 Tests of intercept terms around split share structure reform

定价模型	股改前		股改后		定价模型	股改前		股改后	
	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$		$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$	$\frac{A \alpha_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A \alpha_i^2 }{A \bar{r}_i^2 }$
	三因子	1.23	1.18	0.38		0.15	四因子 + <i>PSS</i> + <i>PIS</i>	1.14	1.12
三因子 + <i>PSS</i>	1.21	1.08	0.36	0.12	四因子 + <i>PSS</i> + <i>PTS</i>	1.28	1.31	0.36	0.12
三因子 + <i>PIS</i>	1.17	1.02	0.35	0.12	四因子 + <i>PIS</i> + <i>PTS</i>	1.24	1.28	0.36	0.12
三因子 + <i>PTS</i>	1.22	1.11	0.37	0.14	四因子 + <i>PSS</i> + <i>PIS</i> + <i>PTS</i>	1.20	1.23	0.34	0.11
三因子 + <i>PSS</i> + <i>PIS</i>	1.13	0.95	0.37	0.12	五因子	1.22	1.18	0.31	0.09
三因子 + <i>PSS</i> + <i>PTS</i>	1.21	1.15	0.37	0.14	五因子 + <i>PSS</i>	1.19	1.06	0.29	0.08
三因子 + <i>PIS</i> + <i>PTS</i>	1.19	1.12	0.35	0.13	五因子 + <i>PIS</i>	1.17	1.03	0.29	0.08
三因子 + <i>PSS</i> + <i>PIS</i> + <i>PTS</i>	1.15	1.03	0.35	0.12	五因子 + <i>PTS</i>	1.21	1.10	0.30	0.09
四因子	1.29	1.33	0.37	0.13	五因子 + <i>PSS</i> + <i>PIS</i>	1.13	0.93	0.29	0.08
四因子 + <i>PSS</i>	1.23	1.22	0.35	0.11	五因子 + <i>PSS</i> + <i>PTS</i>	1.20	1.12	0.30	0.09
四因子 + <i>PIS</i>	1.17	1.17	0.35	0.11	五因子 + <i>PIS</i> + <i>PTS</i>	1.20	1.13	0.30	0.09
四因子 + <i>PTS</i>	1.24	1.22	0.36	0.12	五因子 + <i>PSS</i> + <i>PIS</i> + <i>PTS</i>	1.15	1.01	0.28	0.08

注:表 15 仅报告了基于 *SIZE* 和 *INV* 分组的 25 个投资组合,其它方式分组的投资组合也可以得到类似结论。

从表 15 中可以看出:无论三因子模型、四因子模型还是五因子模型,引入 *PIS* 因子对定价模型的提升效果最为明显,其次是 *PSS* 因子,而 *PTS* 因子对定价模型的提升效果最弱。比较股权分置

改革前后来看,三个前瞻偏度因子对定价模型的提升结果保持一致。综上所述,无论股权分置改革前还是股权分置改革后,本研究构建的三个前瞻偏度因子都对模型的定价效果有提升作用。需要

说明的是,所有定价模型的 $\frac{A|\alpha_i|}{A|\bar{r}_i|}$ 和 $\frac{A|\alpha_i^2|}{A|\bar{r}_i^2|}$ 在股权分置改革后明显降低,说明股权分置改革提高了我国股票市场的定价效率。

4 结束语

自股票市场诞生以来,如何在不确定的环境中解释股价的未来变化,一直是金融学研究的重要主题。就我国而言,一方面,金融资产的价格引导着经济资源的配置方向,也影响着产业结构和实体经济的发展方向;另一方面,随着我国股票市场逐渐走向成熟,越来越多的投资者不再仅仅关注股票价格的盘面变动,而是更加关注股价变动背后的深层次原因。因此,在当前的市场背景和经济环境下,资产定价理论的发展有着非常重要的现实意义,也被研究者和投资者所广泛关注。

在 Markowitz^[6] 奠定了“均值-方差”分析框架以后,很多学者曾指出三阶矩(偏度)包含了一阶矩(均值)和二阶矩(方差)所不具备的信息,应该基于三阶矩等其它信息对“均值-方差”分析框架做进一步完善。本研究将研究问题聚焦于三阶矩在我国股票市场的定价效应,针对现有研究的不足,借鉴 Langlois^[32] 的方法构建了三个前瞻

偏度因子,针对三阶矩信息在我国股票市场的定价效应,采用 Fama-Macbeth 回归、双变量检验和组间差异分析等方法进行了有效性检验,并分别检验了三个前瞻偏度因子是否为冗余因子。研究表明:结合股票市场交易信息和上市公司特征信息构建的前瞻系统性偏度(PSS)因子、前瞻异质性偏度(PIS)因子和前瞻总体偏度(PTS)因子,都是我国股票市场的重要定价因子,因此三阶矩信息在我国股票市场中具有显著而稳健的定价作用。

本研究主要克服了以往研究中存在的三大问题:1) 忽视上市公司的特征信息,对未来偏度的预测能力存在不足;2) 没有将偏度分为系统性偏度、异质性偏度和总体偏度进行讨论,研究框架的完整性存在不足;3) 没有把偏度因子作为独立的定价因子引入三因子模型、四因子模型和五因子模型,实证结果的稳健性存在不足。综上所述,本研究为检验偏度因子在我国股票市场的定价效应提供了更为完整的研究框架和更为稳健的实证结果。同时,本研究结果也为投资者提供了三个极具操作性的定价因子:通过做多 PSS、PIS 和 PTS 较低的股票,并同时做空 PSS、PIS 和 PTS 较高的股票,投资者可以获得显著的超额收益。从长期来看,这些投资组合的累计收益显著高于市场,且组合收益的波动性远远低于市场。

参考文献:

- [1] Sharpe W F. Capital asset prices: A theory of market of market equilibrium under conditions of risk[J]. 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]. Review of Economics and Statistics, 1965, 47(1): 13-37.
- [3] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33(1): 3-56.
- [4] Carhart M M. On persistence in mutual fund performance[J]. Journal of Finance, 1997, 52(1): 57-82.
- [5] Fama E F, French K R. A five-factor asset pricing model[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116(1): 1-22.
- [6] Markowitz H. Portfolio selection[J]. Journal of Finance, 1952, 7(1): 77-91.
- [7] Levy H. A utility function depending on the first three moments[J]. Journal of Finance, 1969, 24(4): 715-719.
- [8] Samuelson P. The fundamental approximation of theorem of portfolio analysis in terms of means, variance and higher moments[J]. Review of Economic Studies, 1970, 37(5): 537-542.
- [9] Leon A, Rubio G, Serna G. Autoregressive conditional volatility, skewness and kurtosis[J]. Quarterly Review of Economics and Finance, 2005, 45(5): 599-618.
- [10] Kraus A, Lizenberger R. Skewness preference and the valuation of risk assets[J]. Journal of Finance, 1976, 31(4):

1085 - 1110.

- [11] Kraus A, Litzenberger R. On the distributional conditions for a consumption-oriented three moment CAPM [J]. *Journal of Finance*, 1983, 38(5): 1381 - 1391.
- [12] Chen J, Hong H, Stein J. Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices [J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(3): 345 - 381.
- [13] Boyer B, Mitton T, Vorkink K. Expected idiosyncratic skewness [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(1): 169 - 202.
- [14] Anthony N, Richard P. The skewness of the stock market over long horizons [J]. *Review of Financial Studies*, 2020, 34(3): 1572 - 1616.
- [15] Jondeau E, Zhang Q, Zhu X. Average skewness matters [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134(10): 29 - 47.
- [16] Ghysels E, Plazzi A, Valkanov R. Why invest in emerging markets? The role of conditional return asymmetry [J]. *Journal of Finance*, 2016, 71(5): 2145 - 2192.
- [17] Rubinstein M. The fundamental theorem of parameter-preference security valuation [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1973, 8(1): 61 - 69.
- [18] Harvey C R, Siddique A. Conditional skewness in asset pricing tests [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(3): 1263 - 1295.
- [19] Brunnermeier M K, Gollier C, Parker J A. Optimal beliefs, asset prices, and the preference for skewed returns [J]. *American Economic Review*, 2007, 97(2): 159 - 165.
- [20] Mitton T, Vorkink K. Equilibrium under diversification and the preference for skewness [J]. *Review of Financial Studies*, 2007, 20(4): 1255 - 1288.
- [21] Barberis N, Huang M. Stocks as lotteries: The implications of probability weighting for security prices [J]. *American Economic Review*, 2008, 98(5): 2066 - 2100.
- [22] 王金安, 陈浪南. 考虑流动性的三阶矩资本资产定价的理论模型与实证研究 [J]. *会计研究*, 2008, (8): 50 - 58.
Wang Jin'an, Chen Langnan. Three-moments CAPM with liquidity and empirical study [J]. *Accounting Research*, 2008, (8): 50 - 58. (in Chinese)
- [23] 陈国进, 晁江锋, 赵向琴. 灾难风险, 习惯形成和含高阶矩的资产定价模型 [J]. *管理科学学报*, 2015, 18(4): 1 - 17.
Chen Guojin, Chao Jiangfeng, Zhao Xiangqin. Disaster risk, habit formation and an asset pricing model with higher moments [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2015, 18(4): 1 - 17. (in Chinese)
- [24] 郑振龙, 孙清泉, 吴 强. 方差和偏度的风险价格 [J]. *管理科学学报*, 2016, 19(12): 110 - 123.
Zheng Zhenlong, Sun Qingquan, Wu Qiang. Risk prices of variance and skewness [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(12): 110 - 123. (in Chinese)
- [25] 郑振龙, 王 磊, 王路跖. 特质偏度是否被定价? [J]. *管理科学学报*, 2013, 16(5): 1 - 12.
Zheng Zhenlong, Wang Lei, Wang Luzhi. Is idiosyncratic skewness priced? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(5): 1 - 12. (in Chinese)
- [26] 史代敏, 田乐蒙, 刘 震. 中国股市高阶矩风险及其对投资收益的冲击 [J]. *统计研究*, 2017, 34(10): 66 - 76.
Shi Daimin, Tian Lemeng, Liu Zhen. Higher order moment risk of China's stock market and its impact on investment return [J]. *Statistical Research*, 2017, 34(10): 66 - 76. (in Chinese)
- [27] 陈 坚, 张轶凡. 中国股票市场的已实现偏度与收益率预测 [J]. *金融研究*, 2018, (9): 107 - 125.
Chen Jian, Zhang Yifan. Realized skewness of Chinese stock market and the predictability of stock return [J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (9): 107 - 125. (in Chinese)
- [28] 杨 焱, 陈展辉. 中国股市三因子资产定价模型实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2003, (12): 137 - 141.
Yang Xin, Chen Zhanhui. Empirical studies on three factors asset pricing model in China's stock market [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2003, (12): 137 - 141. (in Chinese)
- [29] 潘 莉, 徐建国. A 股个股回报率的惯性与反转 [J]. *金融研究*, 2011, (1): 149 - 166.
Pan Li, Xu Jianguo. Price continuation and reversal in China's A-share market: A comprehensive examination [J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (1): 149 - 166. (in Chinese)
- [30] 李志冰, 杨光艺, 冯永昌, 等. Fama-French 五因子模型在中国股票市场的实证检验 [J]. *金融研究*, 2017, (6): 191 - 206.
Li Zhibing, Yang Guangyi, Feng Yongchang, et al. Fama-French five factor model in China stock market [J]. *Journal of*

- Financial Research, 2017, (6): 191–206. (in Chinese)
- [31] Stambaugh R F, Yuan Y. Mispricing factors [J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(4): 1270–1315.
- [32] Langlois H. Measuring skewness premia [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135(2): 399–424.
- [33] Liu J, Stambaugh R F, Yuan Y. Size and value in China [J]. Journal of Financial Economics, 2019, 134(1): 48–69.
- [34] Bali T, Nusret C, Robert W. Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 99(2): 427–446.
- [35] An L, Wang H, Wang J, et al. Lottery-related anomalies: The role of reference-dependent preferences [J]. Management Science, 2020, 66(1): 473–501.
- [36] 刘志峰, 张婷婷. 投资者彩票偏好对股票价格行为的影响研究 [J]. 管理科学学报, 2020, 23(3): 89–99.
Liu Zhifeng, Zhang Tingting. The effects of lottery preference on stock price behaviors [J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23(3): 89–99. (in Chinese)
- [37] Gibbons M, Ross S, Shanken J. A test of the efficiency of a given portfolio [J]. Econometrica, 1989, 57(5): 1121–1152.
- [38] 廖理, 沈红波. Fama-French 三因子模型与股权分置改革效应研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (9): 117–125.
Liao Li, Shen Hongbo. Fama-French three factors model and the effect of the split-share structure reform [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2008, (9): 117–125. (in Chinese)
- [39] 刘维奇, 牛晋霞, 张信东. 股权分置改革与资本市场效率——基于三因子模型的实证检验 [J]. 会计研究, 2010, (3): 65–72.
Liu Weiqi, Niu Jinxia, Zhang Xindong. Impact of split-share structure reform upon capita market validity: An empirical study based on three-factor model [J]. Accounting Research, 2010, (3): 65–72. (in Chinese)

Can stock returns reflect third-order moment information? Evidence from China's stock market

WANG Peng, LIANG Xin-yao*

Institute of Chinese Financial Studies, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China

Abstract: The role of third-order moment information in financial asset pricing is of great academic value, but no consensus has been reached. This paper constructs the predictive systematic skewness (*PSS*) factor, predictive idiosyncratic skewness (*PIS*) factor and predictive total skewness (*PTS*) factor based on the trading information in stock market and characteristic variables of listed companies. Then the three factors are introduced into CAPM, three-factor, four-factor and five-factor models respectively to test their pricing effects in China's stock market. Whether the three factors are redundant factors are analyzed through correlation tests, regression analysis, and the GRS test. The results show that investors can gain excess return by long stocks with lower *PSS*, *PIS* and *PTS*, and simultaneously short stocks with higher *PSS*, *PIS* and *PTS*. As a result, the three third-order moment pricing factors are all important pricing factors in China's stock market. In other words, third-order moment information has a significant and steady pricing role in China's stock market.

Key words: asset pricing; stock market; third-order moment; factor models