

# 现金流信息、现金流风险与股票收益定价研究<sup>①</sup>

宿成建<sup>1,2</sup>

(1. 贵州财经大学金融学院, 贵阳 550025; 2. 四川大学锦城学院金融系, 成都 611731)

**摘要:** 研究了现金流信息、现金流风险与股票收益定价的关系, 建立了包含现金流信息的多变量股票非预期收益定价模型, 并采用2002年1月至2011年4月间中国股票市场的有关交易数据、机构会计收益预测数据和财务数据, 检验了理论模型和实证模型的预测, 发现: 1) 由证券分析师盈余预测修正估计出的正现金流信息对股票非预期收益、股票实际收益、股票超额收益均具有稳健的解释能力; 2) 由证券分析师盈余预测估计出的现金流风险反映了股票的系统风险, 可以对股票预期收益定价; 3) 在解释股票超额收益方面, 由现金流信息、现金流风险、分析师跟踪人数与宿成建3变量模型构成的多变量模型优越于Fama-French 3因子模型变量与现金流信息、现金流风险构成的多变量模型。

**关键词:** 股票预期收益; 股票非预期收益; 现金流信息; 现金流风险

**中图分类号:** F830.91      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1007-9807(2016)05-0102-12

## 0 引言

资产定价的核心问题是什么决定了股票收益, 解决这个问题的关键是回答什么是价格变化的原因<sup>[1]</sup>。在股票预期收益的研究中, 按照CAPM模型<sup>[2,3]</sup>, 股票的预期风险溢价与它们的系统风险(市场贝塔)是线性关系, 不同股票的预期收益不同的原因是由于它们的贝塔不一样。早期的一些实证研究<sup>[4,5]</sup>支持CAPM模型。然而, 在80年代和90年代的实证研究中, 发现一些CAPM不能解释的异像(anomalies), 对CAPM模型形成了挑战。这些异像包括: 收益价格率、规模以及账面市值比等。Fama和French<sup>[6]</sup>认为, 尽管规模和账面市值比不是状态变量, 但小规模公司和高账面市值比公司的高平均收益反映了未定的用来对收益中未分散化风险定价的状态变量。后来, Fama和French<sup>[7,8]</sup>提出了对股票预期收益定价的3因子模型(以后简称FF3)。这些因子包括市场组合超

额收益, 小公司股票组合与大公司组合收益之差以及高账面市值比公司组合与低账面市值比组合收益之差。然而, 股票市场的更多异像不能被CAPM以及FF3模型解释<sup>[9]</sup>(例如: 应计利润<sup>[10]</sup>、盈利能力<sup>[11]</sup>、收益动量<sup>[12]</sup>等)。

为了探索那些不能被CAPM模型解释的股票平均收益异像, 金融经济学家们把目光投向了对股票非预期收益的研究。Campbell和Shiller<sup>[13]</sup>的开创性研究将股票非预期收益所反映的信息构成分解为两个部分, 即与现金流相关的信息和未来预期收益信息。大量文献是分析有关市场组合的现金流相关的信息和未来预期收益信息中哪一种信息的相对重要性的问题<sup>[14,15]</sup>。Vuolteenaho<sup>[16]</sup>使用基于会计现值模型并采用Campbell<sup>[14]</sup>提出的VAR方法研究了公司水平的现金流相关的信息和未来预期收益信息的相对重要性问题。然而, 最近一篇具有广泛影响的论文<sup>[17]</sup>, 对Campbell和Shiller<sup>[13]</sup>的方法提出了批评。这种依赖于残差

① 收稿日期: 2013-09-02; 修订日期: 2014-12-07。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71572052; 71572091); 贵州省科学技术基金资助项目(黔科合J字[2013]2088号)。

作者简介: 宿成建(1966—), 男, 四川郫县人, 博士, 副教授。Email: suchengjian@sina.com

来表示未来现金流量信息或未来贴现率信息的方法,可能得出相反的结论,基于残差的方法推导出的结论可能是危险的。

会计学学者对股票非预期收益的研究,最早起始于 Ball 和 Brown<sup>[18]</sup> 的研究,将股票非预期收益与公司非预期会计收益进行回归,用来检验会计收益的价值相关性。后来大量的文献则着重于股票非预期收益与非预期会计收益的关系的研究,来检验非预期会计收益的信息含量。大量文献证明非预期会计收益可以解释非预期股票收益。比较有代表性的文献包括: Collins 和 Kothari<sup>[19]</sup>、Easton 和 Harris<sup>[20]</sup>、Kormendi 和 Lipe<sup>[21]</sup>、Freeman 和 Tse<sup>[22]</sup>、Feltham 和 Ohlson<sup>[23]</sup>。较近的一些文献则改进模型的设置,增加模型的解释变量,来提高模型对非预期收益的解释。例如,这些模型增加的变量是,反映当期会计收益质量的变量<sup>[24]</sup>,反映未来收益增长变化的变量<sup>[25]</sup>,反映分析师未来会计收益预测的当期修正变量<sup>[26-28]</sup>,反映证券分析师未来会计收益预测修正多变量<sup>[29]</sup>,反映与非预期会计收益相关的风险变量<sup>[30]</sup>。相对单变量模型,这些多变量模型虽然可以提高对股票非预期收益的解释能力,但还有较多的部分不能被解释。模型的截距项显著存在,模型调整  $R^2$  值很小,存在显著不能被解释的截距项说明以上多变量回归模型还存在某些被忽略的变量可用来解释股票非预期收益。

本文的思路是,将股票收益分解为预期收益和非预期收益,重点是研究股票非预期收益。对股票非预期收益的研究,是将宿成建<sup>[31, 32]</sup> 3 变量的股票非预期收益模型扩展,加入未来现金流信息变量,为了避免 VAR 模型估计可能遇到的输入变量的敏感性<sup>[17]</sup>,借鉴 Da 和 Warachka<sup>[33]</sup> 提出的方法,采用 3 阶段收益增长结构来估计未来现金流信息。对股票预期收益的定价,主要考察现金流风险对股票预期收益的定价作用,现金流风险的估计则使用个股现金流信息与市场组合现金流信息的回归来估计。最后,将本文提出的多因素模型与 Fama 和 French<sup>[7]</sup> 3 因子模型构成的多因素模型对股票超额收益的解释能力进行对比检验。

本文发现: 1) 由证券分析师盈余预测修正估计出的正现金流信息对股票非预期收益、股票实际收益、股票超额收益均具有稳健的解释能力; 2) 由证券分析师盈余预测估计出的现金流风险

反映了股票的系统风险,可以对股票预期收益定价; 3) 在解释股票超额收益方面,由现金流信息、现金流风险、分析师跟踪人数与宿成建<sup>[31, 32]</sup> 3 变量模型构成的多变量模型优越于 Fama 和 French<sup>[7]</sup> 3 因子模型变量与现金流信息、现金流风险构成的多因素模型; 4) 市场非预期收益  $URM$  可以解释账面市值比因素组合溢价  $SML$  的 81.2%, 这一发现支持了 Danel 和 Titman<sup>[34]</sup> 的观点,即基于特征组合溢价变量的定价模型虽然能够解释股票平均收益,但不能排除伪回归的谬误,同时,也支持了 Cochrane<sup>[14]</sup> 的论点,即账面市值比应该在回归模型的左边,作为被解释变量,而不是作为解释变量。

本文的贡献体现在: (1) 本文在宿成建<sup>[31, 32]</sup> 3 变量定价模型基础上加入了反映证券分析师未来收益预期修正的现金流信息,首次将股票非预期定价分解为反映当期信息和未来信息,模型提高了中国股票非预期收益的解释能力,调整  $R^2$  值为 59.2%; (2) 以证券分析师盈余预测修正来估计现金流信息,可以有效避免 Campbell<sup>[14]</sup> 以及 Vuolteenaho<sup>[16]</sup> 提出的 VAR 方法来估计现金流信息的残余误差问题,本文提出的现金流信息估计方法是现有方法的发展和补充; (3) 现金流风险对股票预期收益具有显著的解释能力,意味着个股现金流信息与市场组合现金流信息的协方差反映了股票的系统风险,本文的发现为中国股票系统风险的度量提供了新的视角。

## 1 现金流信息、现金流风险与股票非预期收益定价理论分析

为了导出现金流信息与股票非预期收益的因素定价模型,宿成建<sup>[31, 32]</sup> 提出如下关于当期及未来股利支付的预期事件描述图,如图 1 所示。

根据 Williams<sup>[35]</sup> 的估值模型,公司  $j$  在时间  $t$  的价格等于预期股利的现值

$$P_{jt} = \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{E_t(d_{j\tau})}{(1+R_j)^{\tau-t}} \quad (1)$$

式中  $P_{jt}$  是公司  $j$  在时间  $t$  的价格;  $E_t(d_{j\tau})$  是公司未来股利在  $t$  时刻的预期;  $R_j$  是公司  $j$  的贴现率。

如果  $a$  是股利支付率,则

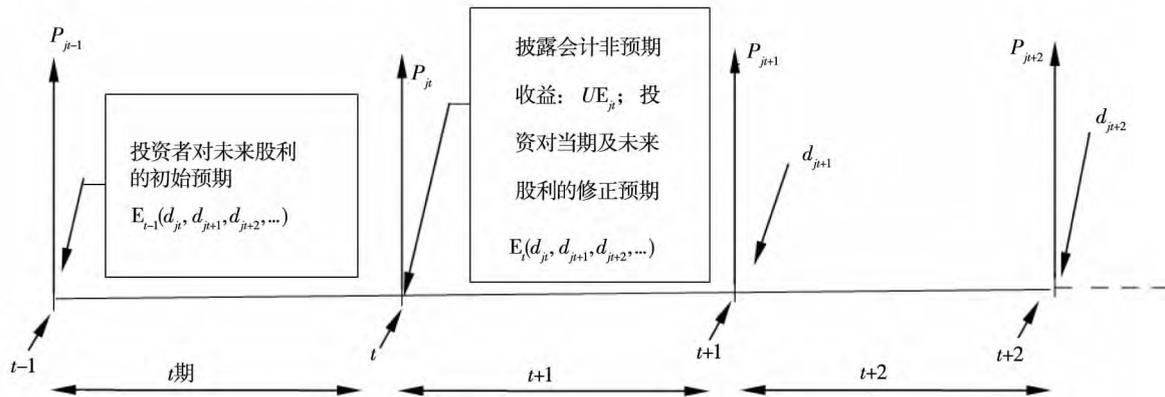


图1 事件的时间线

Fig. 1 Time line of events

$$d_{j\tau} = a_{j\tau} \times eps_{j\tau}$$

那么有下面的公式

$$P_{j,t} = \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{a_{j\tau} E_t(eps_{j\tau})}{(1 + R_j)^{\tau-t}} \quad (2)$$

式中  $E_t(eps_{j\tau})$  是公司未来每股收益在  $t$  时刻的预期。

在  $t-1$  时刻,对上式两边取预期值,可得

$$E_{j,t-1}(P_{j,t}) = \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{a_{j\tau} E_{t-1}(eps_{j\tau})}{(1 + R_j)^{\tau-t}} \quad (3)$$

如果不考虑  $t$  期间的股利支付,那么公司  $j$  的股票在持有  $t$  期间的总回报率是

$$r_{j,t} = \frac{P_{j,t} - P_{j,t-1}}{P_{j,t-1}} \quad (4)$$

引入  $E_{t-1}(P_{j,t})$  到上式中,得到

$$r_{j,t} = \frac{P_{j,t} - E_{t-1}P_{j,t}}{P_{j,t-1}} + \frac{E_{t-1}P_{j,t} - P_{j,t-1}}{P_{j,t-1}} \quad (5)$$

上式右侧的第1项是非预期股票收益率  $UR_{j,t}$ ;第2项是预期股票收益率  $ER_{j,t}$ ,是与CAPM相关的部分<sup>[1]</sup>表达式如下

$$E(r_{j,t}) = R_t + \beta_j (E(R_{M,t}) - R_t) \quad (6)$$

将式(2)和式(6)代入式(5)中的第1项,得出如下公式

$$\begin{aligned} r_{j,t} - E_{t-1}(r_{j,t}) &= \frac{\sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{a_{j\tau} E_t(eps_{j\tau})}{(1 + R_j)^{\tau-t}}}{P_{j,t-1}} - \frac{\sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{a_{j\tau} E_{t-1}(eps_{j\tau})}{(1 + R_j)^{\tau-t}}}{P_{j,t-1}} \\ &= \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{a_{j\tau} \delta E_t eps_{j\tau}}{P_{j,t-1} (1 + R_j)^{\tau-t}} \quad (7) \end{aligned}$$

以上方程(7)中右端表示了未来现金流信息的贴现值。Campbell 和 Shiller<sup>[13]</sup>将这部分信息分解为两个部分,即未来现金流信息和未来预期收益(贴现率)信息。因此,式(7)可以重新写成如下形式

$$UR_{j,t} = N_{CF,j,t+1} - N_{DR,j,t+1} \quad (8)$$

如前言所述,Chen 和 Zhao<sup>[17]</sup>对 Campbell 和 Shiller<sup>[13]</sup>的方法提出了批评。这种依赖于残差来表示未来现金流量信息或未来贴现率信息的方法,可能得出相反的结论。本文认为导致这一问题的原因可能是方程(8)忽略了重要模型变量信息。宿成建<sup>[31,32]</sup>为了解决 Campbell 和 Shiller<sup>[13]</sup>模型可能存在的问题,通过提出3个假设对方程(7)进行变量替换并引入当期信息,提出了反映当期会计收益信息及反映证券分析师盈余预测修正表示的当期会计收益增长预期信息以及市场非预期收益的3因素模型,即

$$\begin{aligned} UR_{j,t} &= \alpha_0 + \lambda_{j,t} \frac{eps_{j,t}}{P_{j,t-1}} + \eta_{j,t} \frac{\delta E_t(eps_{j,t})}{P_{j,t-1}} + \\ &\quad \gamma_{j,t} URM_t + \varepsilon \quad (9) \end{aligned}$$

宿成建<sup>[31,32]</sup>根据模型(9)进行中国股票非预期收益定价检验发现,该模型具有很强的解释能力。模型的调整  $R^2$  值大于 50%。这个证据支持了关于 Campbell 和 Shiller<sup>[13]</sup>的模型(方程8)忽略了重要模型变量信息的预测。然而,宿成建<sup>[31,32]</sup>模型中,还有近 50% 的股票非预期收益不能被解释,就应该是模型未包括的未来现金流贴现信息(即包括未来现金流信息及贴现率信息),也就是方程(8)所度量的信息。因此,完整的股票非预期收益的定价方程应包括方程(8)和方程(9)的变

量信息,也就是包括当期信息和未来信息两个部分,完整表达如下

$$UR_{jt} = \lambda_{jt} \frac{eps_{jt}}{P_{jt-1}} + \eta_{jt} \frac{\delta E_t(eps_{jt})}{P_{jt-1}} + \gamma_{jt} URM_t + N_{CF,t+1} - N_{DR,t+1} \quad (10)$$

股票未来预期收益为

$$N_{DR,t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j+1} \quad (11)$$

未来现金流信息定义为

$$N_{CF,t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \delta d_{t+j+1} \quad (12)$$

上两式中  $\delta d_{t+j+1}$  和  $r_{t+j+1}$  分别表示个股的现金流增长的对数和股票收益的对数;  $\rho$  表示未来时间  $(t+j, t+j+1)$  之间的贴现率,年贴现率通常设定为 0.95. 现金流的变化不完全等价于预期收益的变化. Da 和 Warachka<sup>[33]</sup> 提出了基于证券分析师会计收益预测的 3 阶段会计收益增长模型来度量  $N_{CF,t+1}$ . 现金流与会计收益的关系可以由如下净盈余会计公式表示

$$B_{t+1} = B_t + X_{t+1} - D_{t+1} \quad (13)$$

式中  $B_{t+1}$ 、 $X_{t+1}$  和  $D_{t+1}$  分别表示公司账面价值、会计收益和现金流(或支付股利),方程(12)中的  $d_{t+j+1}$  是  $D_{t+j+1}$  的对数. Vuolteenaho<sup>[16]</sup> 使用对数净资产收益率(ROE)来替代方程(13)中股利增长率,因而,方程(13)重写为

$$N_{CF,t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j e_{t+j+1} \quad (14)$$

对数净资产收益率(ROE)定义为

$$e_{t+j+1} = \ln\left(1 + \frac{X_{t+j+1}}{B_{t+j}}\right) \quad (15)$$

对数净资产收益率  $e_{t+j+1}$  成为涉及到  $[t+j, t+j+1]$  期间的会计收益  $X_{t+j+1}$  以及期初的净资产  $B_{t+j}$ ,方程(15)表示当时间趋向无限时,由于公司最终所支付的股利将必然来自于公司的会计收益,因此,现金流(股利)变化与会计收益预期变化所包含的信息是等同的.

## 2 研究设计

### 2.1 样本数据

本文选择 2002 年 1 月至 2011 年 4 月之间沪、深两市所有上市公司的 A 股股票为研究样

本. 由于金融企业会计制度的特殊性,本文剔除了金融、保险行业的股票样本;此外,样本还剔除了特殊处理(ST和PT)以及净资产为负值的股票样本. 本文进行模型回归的时间选取为 2004 年至 2011 年度. 考虑公司贝塔值估计需要样本回归前 24 个月的股票月收益率数据,所以,样本数据选从 2002 年 1 月起. 本文使用 MATLAB 和 SPSS 软件进行数据处理,全部数据均来自于万得数据.

本文检验股票非预期收益率的定价问题,考虑到中国股票市场上上市公司披露年报的截止日期为每年的 4 月,因此当期会计年度是从当期( $t$  期) 5 月至下一年( $t+1$ ) 的 4 月. 与 Liu 和 Thomas<sup>[29]</sup> 相同,股票年非预期收益率是实际年收益率与按照 CAPM 模型估计的预期年收益率之差. 市场预期风险溢价按照 3% 计算,估计贝塔值方法是,对于实际的估计贝塔,采用 CAPM 模型估计,估计数据是采用当期前 24 个月股票月收益数据估计,然后计算出两个股票非预期收益.

非预期会计收益由当期会计收益与期初股票价格之比表示. 本文假设会计每股收益为具有零漂移的随机过程,那么  $E_{t-1}(eps_t) = eps_{t-1}$ , 分析家们的当期会计收益预测的预期修正变量为当期会计每股收益的均值和上期会计每股收益之差与期初股票价格之比. 在万得数据库中,尽管证券分析师对公司会计收益的预测是针对当年和未来一年的会计收益预测,但是,1 年中连续 12 个月的修正预测为本文的现金流信息及现金流风险估计提供了数据保证. 变量定义与度量见表 1 所示.

### 2.2 变量的选择和度量

#### 2.2.1 现金流信息

借鉴 Da 和 Warachka<sup>[33]</sup> 的方法,本文用以度量现金流信息的度量方法如下: 由于所用证券分析师盈余预测数据来自于万得数据库,证券分析师只提供了当期和未来一期共两年的每股收益的预测数据,而方程(14)则包含了未来无限期的收益信息. 为了估计方程(14),本文采用了 Da 和 Warachka<sup>[33]</sup> 提出的方法,采用 3 阶段收益增长结构来估计未来现金流信息. 在第 1 阶段包含未来 5 年内的每股收益预测值,预测每股收益值直接由证券分析师预测每股收益,计算如下

$$X_{t+1} = A1_{t+1}$$

$$\begin{aligned}
X_{t,t+2} &= A1_{t+2} = A1_{t+1}(1 + STG_t) \\
&= A1_{t+1} \left[ 1 + \frac{1}{2} \left( \frac{A1_{t+1} - A1_t}{A1_t} + \frac{A1_t - A1_{t-1}}{A1_{t-1}} \right) \right] \\
X_{t,t+3} &= X_{t,t+2}(1 + STG_t) \\
X_{t,t+4} &= X_{t,t+3}(1 + STG_t) \\
X_{t,t+5} &= X_{t,t+4}(1 + STG_t)
\end{aligned} \tag{16}$$

式中由于万得数据库中缺乏关于收益的长期增长率预测,因此本文采用证券分析师对当期及未来一期每股收益预测值来计算预测两年内的平均年收益增长率,该增长率为收益短期增长率( $STG_t$ )来计算未来2到5年的预测每股收益;第2阶段,未来6年至10年为稳定期,可以预期,个别公司超过30%的高收益增长率将不可能长期保持,在稳定期内使用稳定期收益增长率,即采用横切面收益增长率平均值,采用如下方程计算预期收益

$$\begin{aligned}
X_{t,t+j+1} &= X_{t,t+j} \times \\
&\quad \left[ 1 + STG_t + \frac{j-4}{5}(g_t - STG_t) \right]
\end{aligned} \tag{17}$$

式中 $j$ 的取值为5 6 7 8 9.

为了计算公司未来预测每股会计账面价值,假设股利支付率为期末账面价值的固定比例 $\psi$ ,因此方程(13)可以重新写为

$$B_{t,t+j+1} = (B_{t,t+j} + X_{t,t+j+1})(1 - \psi) \tag{18}$$

在第3阶段,未来10年以后,预期会计每股收益增长率收敛于会计收益 $g_t$ ,预期会计收益收敛于 $\frac{g_t}{1 - \psi}$ ,因此3阶段增长模型就可以估计出如下方程

$$\begin{aligned}
E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t,t+j+1} &= \sum_{j=0}^9 \rho^j e_{t,t+j+1} + \\
&\quad \frac{\rho^{10}}{1 - \rho} \ln \left( 1 + \frac{g_t}{1 - \psi} \right)
\end{aligned} \tag{19}$$

尽管会计收益预测值是年每股收益,但是预测值是以每月进行修正预测, $\delta$ 表示现金流预期修正计算的月度,于是现金流信息的估计方程(14)可以由以下方程表示

$$\begin{aligned}
N_{CF,t+\delta} &= E_{t+\delta} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t,t+j+1} - \\
&\quad E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t,t+j+1}
\end{aligned} \tag{20}$$

由于本文检验股票的年收益率的定价问题,当期会计年度计算期是从当期( $t$ 期)5月至下一

年( $t+1$ )的4月.因此,本文的现金流信息度量以 $N_{CF,t+05}$ 表示.

### 2.2.2 现金流风险

根据 Da 和 Warachka<sup>[33]</sup>的定义,现金流风险由以下回归方程估计

$$N_{CF,t+\delta}^i = \alpha_{CF}^i + \beta_{CF}^i N_{CF,t+\delta}^M + \varepsilon_{t+\delta}^i \tag{21}$$

式中上标 $i$ 和 $M$ 分别代表股票 $i$ 和市场组合.现金流贝塔 $\beta_{CF}^i$ 度量了个别公司的现金流量的预期变化与市场组合的现金流量预期变化的协方差.高现金流贝塔 $\beta_{CF}^i$ 值意味着具有较高的系统风险.在万得数据中,机构对公司收益月度预测数据是从2005年以后才开始披露,因此,本文的现金流贝塔估计是以当年期12个月数据进行回归来估计的.

### 2.2.3 当期非预期会计收益

借鉴 Easton 和 Harris<sup>[20]</sup>定义,当期非预期会计收益定义为当期会计收益与期初股票价格之比,本文使用当期会计每股收益与当期( $t$ 期)4月股票收盘价格之比表示.

### 2.2.4 分析师盈余预测修正变量

借鉴宿成建<sup>[31,32]</sup>对分析师盈余预测修正变量的定义,即证券分析师对股票 $j$ 在 $t$ 年的每股会计收益预测均值与 $t-1$ 年的每股会计收益之差除以 $t$ 年4月股票收盘价.该度量变量反映了当期会计收益增长的预期.

### 2.2.5 市场非预期收益

本文采用价值权重市场组合来计算市场组合收益率,市场非预期收益是市场组合收益率与市场预期收益之差.借鉴 Liu 和 Thomas<sup>[29]</sup>,本文采用考虑市场风险溢价为3%条件下来计算市场预期收益.

### 2.2.6 分析师跟踪人数

分析师跟踪人数(analyst coverage)定义为发布公司收益预测的证券分析师人数.

### 2.2.7 机构投资者变量

Kumar<sup>[36]</sup>提出机构持有比例较低的股票被更多的不知情交易者持有.这些股票被较少的证券分析师跟踪.这些股票对新消息的反映较为缓慢,因此,导致这些股票具有更高的平均收益.本文以机构投资者持有比例来度量机构投资者变量.

### 2.2.8 其它控制变量

根据以往文献[6 31 32 37 38],控制以下变量:公司特质风险 $IVOL_{t,t-1}$ ;公司规模 $LNS-$

ize<sub>*i,t-1*</sub>; 市账比  $MB_{i,t-1}$ .

### 2.3 实证模型

采用模型(22)来检验现金流信息以及现金流风险对股票非预期收益的解释能力

$$UR_{jt} = \alpha_0 + \gamma_1 N_{CF,t} + \gamma_2 \beta_{CF}^i + \lambda_{jt} \frac{eps_{jt}}{P_{jt-1}} + \eta_{jt} \frac{\delta E_t(eps_{jt})}{P_{jt-1}} + \gamma_{jt} URM_{jt} + \gamma ControlVariables_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (22)$$

其中系数  $\lambda_{jt}$ 、 $\eta_{jt}$  以及  $\gamma_{jt}$  是宿成建<sup>[31,32]</sup>提出的基于会计收益的股票非预期收益定价 3 变量模型变量的估计系数;  $ControlVariables_{i,t-1}$  为一组控制变量,由滞后一期  $t-1$  年的数值来度量,具体定义见表 1. 如果现金流信息与现金流风险对股票非预期收益定价,则  $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$  显著为正.

采用模型(23)来检验现金流信息以及现金流风险对股票实际收益的解释能力

$$RET_{jt} = \alpha_0 + \gamma_1 N_{CF,t} + \gamma_2 \beta_{CF}^i + \lambda_{jt} \frac{eps_{jt}}{P_{jt-1}} + \eta_{jt} \frac{\delta E_t(eps_{jt})}{P_{jt-1}} + \gamma_{jt} URM_{jt} + \gamma ControlVariables_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (23)$$

式中如果现金流信息以及现金流风险对股票实际收益的解释能力显著,则  $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$  显著为正.

采用模型(24)来检验现金流风险对股票预期收益的解释能力

$$ER_{jt} = \alpha_0 + \gamma_1 \beta_{CF}^i + \varepsilon_{i,t} \quad (24)$$

式中如果现金流风险对股票预期收益的解释能力显著,则  $\gamma_1$  显著为正.

采用模型(25)来检验现金流风险对股票超额收益的解释能力

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_0 + \gamma_1 \beta_{CF}^i + \varepsilon_{i,t} \quad (25)$$

借鉴 Da 和 Warachka<sup>[33]</sup>,若现金流风险对股票超额收益的解释能力显著,则  $\gamma_1$  显著为正.

表 1 变量定义与度量标准

Table 1 Definition of variables

变量类型	变量名称	变量符号	变量度量方式及说明
被解释变量	股票非预期收益	UR	$UR_{jt} = R_{jt} - \{R_{ft} + \beta_j [E(R_{M,t}) - R_{ft}]\}$ 股票年实际收益率是从当期( $t$ 期)5月至下一年( $t+1$ )的4月期间的股票回报率;市场风险溢价取值为3%;无风险收益取长期国债年收益率,取近似值4%
	股票预期收益	ER	市场风险溢价取值为3%条件下,由CAPM模型 $ER_{jt} = R_{ft} + \beta_j [E(R_{M,t}) - R_{ft}]$ 计算
	股票实际收益	RET	股票 $j$ 在 $t+1$ 年 4 月的月收盘价与 $t$ 年 4 月开盘价之差除以 $t$ 年 4 月收盘价
	股票超额收益	$R_t - R_{ft}$	股票年实际收益与无风险收益之差
解释变量	现金流信息	$N_{CF,t+05}$	现金流信息计算是 $t$ 年 5 月的基于证券分析师预测收益预期的 3 阶段模型估计的修正贴现值
	现金流风险	$\beta_{CF}^i$	现金流风险是用 $t$ 期 12 个月的现金流信息数据,采用 GMM 方法估计方程(21)得出现金流风险贝塔值
控制变量	当期非预期会计收益	UE	用当期会计每股收益与当期( $t$ 期)4月股票收盘价格之比表示,也可以由当期会计收益与上一期会计之差与期初股票价格之比来表示
	分析师盈余预测修正变量	ERUE	证券分析师对股票 $j$ 在 $t$ 年的每股会计收益预测均值与 $t-1$ 年的每股会计收益之差除以 $t$ 年 4 月股票收盘价
	市场非预期收益	URM	在市场风险溢价分别为 3% 条件下的市场组合在 $t$ 年的非预期市场收益,即实际收益为市场组合在 $t+1$ 年 4 月与 $t$ 年 5 月期间的价值权重收益率与市场预期收益(7%)之差
	公司规模	$LNSize_{i,t-1}$	当期( $t$ 期)4月股票收盘时总资产的自然对数
	账面市值比	$MB_{i,t-1}$	为股票 $j$ 在 $t-1$ 年的年末每股净资产与其在 $t$ 年 4 月股票收盘价之比
	系统风险	BETA	采用 CAPM 模型估计,估计数据是采用当期前 24 个月股票月收益数据估计
	特质风险	$IVOL_{i,t-1}$	采用当期前 24 个月股票月收益数据估计 $\sigma_i^2 = \beta_i \sigma_M^2 + \sigma^2(e_i)$
	机构投资者持有比例	ROIN	机构投资者持有比例
	分析师跟踪人数	$AnalystCoverage$	发布公司收益预测的证券分析师人数
	年度	YEAR	哑变量

### 3 实证检验

#### 3.1 描述性统计分析

由表2所示的描述性统计可知:1) 股票非预期收益( $UR$ )及股票实际收益( $RET$ )的中位数分别为 $-0.080$ 、 $-0.007$ ,分别小于其均值 $0.137$ 和 $0.205$ 。这样的结果说明,大多数公司的股票收益小于市场预期收益,正是由于少数公司获得的异

常超额收益使得股票的实际收益和非预期收益的均值大于其样本的中位数的股票收益值;2) 现金流信息的中位数为 $0.026$ ,小于均值 $0.041$ ,说明大多数公司的现金流信息小于其期望值,少数公司所获得的超高现金流信息值使得股票的现金流信息具有较高的均值;3) 现金流贝塔均值与中位数值分别为 $0.041$ 、 $1.085$ ,分别高于股票贝塔值的均值 $0.951$ 和中位数 $0.969$ ,说明股票的现金流风险平均高于股票的市场风险。

表2 描述性统计

Table 2 Descriptive characteristics of variables

变量名	平均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
$UR$	0.137	0.786	-0.262	-0.080	0.237
$ER$	0.068	0.012	0.058	0.069	0.078
$RET$	0.205	0.787	-0.193	-0.007	0.310
$N_{CF,t+05}$	0.041	0.048	0.011	0.026	0.052
$\beta_{CF}^i$	1.197	0.782	0.659	1.085	1.594
$UE$	0.031	0.041	0.014	0.027	0.047
$ERUE$	0.002	0.033	-0.009	0.002	0.012
$URM$	0.118	0.598	-0.007	-0.007	0.126
$LNSize_{i,t-1}$	20.808	1.895	19.126	21.041	22.253
$MB_{i,t-1}$	3.743	2.717	2.092	3.175	4.491
$BETA$	0.951	0.408	0.599	0.969	1.254
$IVOL_{i,t-1}$	0.020	4.814	0.010	0.017	0.025
$ROIN$	0.283	0.231	0.076	0.230	0.457
$Analyst\ Coverage$	6.00	5.850	2.00	4.00	8.00

#### 3.2 现金流信息、现金流风险与股票收益

##### 3.2.1 现金流信息、分析师跟踪人数与股票非预期收益

由表3模型(4)可知:1) 现金流信息作为独立变量可以解释股票非预期收益,现金流信息的系数为 $3.286$ , $t$ 值为 $8.155$ ,调整 $R^2$ 值为 $0.039$ ,说明现金流信息与股票非预期收益显著正相关;2) 具有较少分析师跟踪的股票价格可能较慢地对新信息作出反映,Hou和Moskowitz<sup>[39]</sup>提出假设,即股票被较少分析师跟踪的股票将比较多分析师跟踪的股票具有更高的收益。此外,宿成建<sup>[31,32]</sup>提出当期非预期会计收益( $UE$ )、当期证券分析师盈余预测修正( $ERUE$ )以及市场非预期收益( $URM$ )构成的多变量模型可以解释股票非预期收益。本文在模型(5)、(6)中进一步控制了

以上变量及公司规模、账面市值比等变量。研究发现,现金流信息的系数为正且统计上显著。

在控制变量方面,分析师跟踪人数与股票非预期收益负相关,结果与Hou和Moskowitz<sup>[39]</sup>的预测一致,即股票被较少分析师跟踪的股票将比较多分析师跟踪的股票具有更高的收益。此外,当期非预期会计收益( $UE$ )、当期证券分析师盈余预测修正( $ERUE$ )以及市场非预期收益( $URM$ )等3个变量的系数均显著为正,该结果与宿成建<sup>[31,32]</sup>的发现一致,这个结果说明,在控制了其它变量条件下,宿成建提出的3变量模型对股票非预期收益具有稳健的解释能力。除了以上控制变量与股票非预期收益存在显著相关外,其它控制变量 $Size$ 、 $MB$ 、 $IVOL$ 、 $ROIN$ 与股票非预期收益则不存在统计上显著的关系。

3.2.2 现金流信息、现金流风险与股票实际收益

由表 3 模型 1 可知: 1) 现金流信息对股票实际收益具有显著的解释能力, 现金流信息的系数为 3.548  $t$  值为 8.316, 调整  $R^2$  值为 0.041; 然而, 现金流风险对股票实际收益则不具有显著的解释能力, 现金流风险系数为 -0.046  $t$  值为 -1.781, 统计上不显著. 2) 在控制了分析师跟踪人数以及宿成建<sup>[31, 32]</sup>提出的模型的 3 个变

量及规模等其它变量后, 现金流信息仍然具有稳健的解释能力, 而现金流风险则不具有对股票实际收益的解释能力. 此外, 控制变量  $Size$ 、 $MB$ 、 $IVOL$ 、 $ROIN$  与股票实际收益不存在统计上显著的关系.  $Size$  不能解释股票实际收益的可能是回归样本中缺少小公司样本的原因导致的, 因为规模较小的公司常常被证券分析师忽略.

表 3 现金流信息、现金流风险与股票收益

Table 3 Cashflow information, cashflow risk and stock returns

变量	RET			UR			ER
	1	2	3	4	5	6	7
$N_{CF,t+05}$	3.548 (8.316)	1.431 (4.909)	1.370 (4.563)	3.286 (8.155)	1.323 (4.655)	1.348 (4.698)	
$\beta_{CF}^i$	-0.046 (-1.781)	0.001 (0.058)	-0.006 (-0.323)				0.004 (10.741)
$UE$		0.706 (2.209)	0.885 (2.604)		0.895 (2.666)	0.904 (2.666)	
$ERUE$		2.840 (7.529)	2.869 (7.458)		2.785 (7.400)	2.848 (7.438)	
$URM$		0.961 (43.212)	0.968 (40.287)		0.963 (41.835)	0.965 (41.276)	
$LNSize_{i,t-1}$			0.003 (0.413)			0.007 (0.942)	
$MB_{i,t-1}$			-0.006 (-1.195)		-0.005 (-0.904)	-0.005 (-0.957)	
$BETA$			-0.004 (-0.101)				
$IVOL_{i,t-1}$			0.068 (0.257)			0.036 (0.139)	
$ROIN$			0.045 (0.750)			0.043 (0.721)	
$Analyst\ Coverage$			-0.006 (-2.289)		-0.005 (-2.175)	-0.006 (-2.370)	
$\alpha$	0.117 (3.252)	0.007 (0.250)	-0.013 (-0.068)	0.003 (0.134)	-0.015 (-0.488)	-0.169 (-1.065)	0.064 (118.143)
调整 $R^2$	0.041	0.592	0.592	0.039	0.591	0.591	0.066

3.2.3 现金流风险与股票预期收益

由表 3 模型 7 可知: 现金流风险贝塔对股票预期收益具有显著的解释能力, 现金流风险系数 0.004  $t$  值为 10.741, 调整  $R^2$  值为 0.066; 本文的发现与 Da 和 Warachka<sup>[33]</sup>一致, 股票的现金流风险越高, 说明股票的现金流预期变化与市场组合现金流预期变化的协方差越高, 也就是股票具有

更高的系统风险, 因而, 这样的股票具有高的预期收益. 本文与 Da 和 Warachka<sup>[33]</sup>所不同的是有两点: 1) 在估计现金流风险贝塔时, Da 和 Warachka 是将股票按规模和账面市值比来分组, 从而估计出规模和账面市值比贝塔, 组合所属股票按组合贝塔赋值; 2) Da 和 Warachka 是采用现金流贝塔来解释股票超额收益.

### 3.3 稳健性检验及 Fama-French 3 因子模型比较分析

为了检验现金流信息与现金流风险对股票收益的解释能力的稳健性,本文进一步实证在控制 Fama 和 French<sup>[7]</sup> 3 因子模型变量后检验现金流信息与现金流风险对股票超额收益的解释能力.传统的对多变量模型的解释能力的检验依赖于检验模型的截距项  $\alpha$  是否为零<sup>[7, 8, 40, 41]</sup>.

由表 4 模型 1 可知: 现金流信息对股票超额收益具有显著的解释能力, 现金流信息的系数为 3.548  $t$  值为 8.316, 调整  $R^2$  值为 0.041; 然而, 现金流风险对股票实际收益则不具有显著的解释能力, 现

金流风险系数为 -0.046  $t$  值为 -1.781, 统计上不显著. 由表 4 模型 2 和模型 3 可知: 在控制了宿成建<sup>[31, 32]</sup> 模型的 3 个变量及其它如规模、 $BM$  等变量后, 现金流信息对股票超额收益具有显著的解释能力; 现金流风险对股票实际收益不具有显著的解释能力. 由表 4 模型 6 可知: 在控制了 Fama 和 French<sup>[7]</sup> 3 因子模型变量后, 现金流信息对股票超额收益具有显著的解释能力; 现金流风险对股票实际收益不具有显著的解释能力. 以上结果说明, 现金流信息对股票超额收益具有稳健的解释能力, 而现金流风险则对股票超额收益不具备显著的解释能力, 这一结论与 Da 和 Warachka<sup>[33]</sup> 的发现不一致.

表 4 现金流信息、现金流风险与股票超额收益

Table 4 Cashflow information, cashflow risk and excess stock returns

变量	$Ri-Rf$			$Ri-Rf$			$Ri-Rf$	$Ri-Rf$	$hml$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$N_{CF, t+05}$	3.548 (8.316)	1.431 (4.909)	1.421 (4.882)			0.979 (3.423)		1.467 (5.080)	
$\beta_{CF}^i$	-0.046 (-1.781)	0.001 (0.058)	-0.004 (-0.253)			0.018 (1.062)			
$UE$		0.706 (2.209)	0.936 (2.801)				0.992 (2.979)	1.190 (3.565)	
$ERUE$		2.840 (7.529)	2.801 (7.427)				2.673 (7.189)	2.958 (7.876)	
$RM-Rf$						0.773 (15.793)			
$URM$		0.961 (43.212)	0.970 (42.940)				0.801 (20.431)	0.737 (8.267)	0.249 (83.404)
$smb$				3.130 (29.169)		0.210 (1.419)		0.468 (1.099)	
$hml$					3.414 (41.357)	0.700 (3.352)		0.694 (0.583)	
$Analyst$ $Coverage$			-0.005 (-2.337)				-0.007 (-3.085)	-0.006 (-2.666)	
$M1(URM)$							0.262 (5.986)	-0.033 (-0.085)	
$\alpha$	0.077 (2.139)	-0.033 (-1.277)	-0.002 (-0.070)	-0.286 (-12.903)	-0.172 (-10.833)	-0.111 (-3.766)	-0.001 (-0.029)	-0.111 (-1.865)	0.069 (38.090)
调整 $R^2$	0.041	0.592	0.593	0.346	0.515	0.586	0.596	0.602	0.812

此外, 对比模型 3 和模型 6 可知: 在解释股票超额收益方面, 由现金流信息、现金流风险、分析师跟踪人数与宿成建<sup>[31, 32]</sup> 模型的 3 个变量后构成的多因素变量模型优越于 Fama 和 French<sup>[7]</sup> 3 因子模型变量与现金流信息、现金流风险构成的

多变量模型. 前一多变量模型的截距项  $\alpha$  为 -0.002 ( $t$  值是 -0.070), 模型的调整  $R^2$  值是 0.593; 后一多变量模型截距项  $\alpha$  为 -0.111 ( $t$  值是 -3.766), 模型的调整  $R^2$  值是 0.586. 为了检验宿成建 3 个变量对股票超额收益的解释能力的稳

健性,将反映系统风险变量的市场非预期收益( $URM$ )的一阶矩作为控制变量加入到宿成建3变量模型中,并且在考虑未来现金流信息的情况,回归结果见表4模型7所示,模型7完全解释了股票超额收益,截距项 $\alpha$ 为 $-0.001$ ( $t$ 值是 $-0.029$ )。模型的调整 $R^2$ 值是 $0.596$ 。 $M1(URM)$ 的系数估计值为 $0.262$ ( $t$ 值是 $5.986$ )。这一结果说明,市场非预期收益所导致的系统风险对股票超额收益存在明显的定价作用。

上述有关 Fama 和 French<sup>[7]</sup>3 因子模型变量为基础的多变量模型在解释股票超额收益时出现的较大的不能被解释的截距项 $\alpha$ 支持了 Danel 和 Titman<sup>[34]</sup>的观点,即并不存在与企业账面市值相关的可识别的独立风险因素,也不存在3因子模型识别的收益升水<sup>[42]</sup>。Daniel 和 Titman<sup>[34]</sup>指出,使用规模和账面市值比来构造组合因子来检验定价模型可能是危险的,特征组合可能会显示出风险贝塔的差值,由于这种特征组合溢价( $SMB$ 和 $HML$ )并没有理论基础,因此,基于特征组合溢价变量的定价模型虽然能够解释股票平均收益,但不能排除伪回归的谬误。针对 Fama 和 French<sup>[7]</sup>3 因子模型可能存在的问题,Cochrane<sup>[1]</sup>指出,即账面市值比应该在回归模型的左边,作为被解释变量,而不是作为解释变量。为了检验 Cochrane 提出的论点以及 Daniel 和 Titman<sup>[34]</sup>对 Fama 和 French<sup>[7]</sup>3 因子模型提出的批评,首先建立包括宿成建<sup>[31,32]</sup>3 个变量、Fama 和 French 的  $smb$ 、 $hml$  以及系统风险变量  $M1(URM)$  的多变量模型回归方程,模型估计结果见表4模型8所示, $smb$ 、 $hml$  的系数估计值均不显著异于零, $smb$ 、 $hml$  对股票超额收益的解释能力均被  $URM$  和系统风险变量  $M1(URM)$  所吸收,然而,宿成建3个变量的系数估计均显著异于零,表现出对股票超额收益的稳健的解释能力。为了进一步检验  $URM$  变量对  $sml$  变量的解释能力,本文将  $hml$  作为被解释变量,采用市场非预期收益  $URM$  作为解释变量建立回归,结果见由表4模型9所示:市场非预期收益  $URM$  可以解释账面市值比因素组合溢价  $hml$  的  $81.2\%$ ,这一结果为 Cochrane<sup>[1]</sup>的论点及 Daniel 和 Titman<sup>[34]</sup>的批评给出了证据。

## 4 结束语

本文对现金流信息、现金流风险在股票收益中的定价关系进行了深入研究,在宿成建<sup>[31,32]</sup>3 变量模型基础上,建立了包含现金流信息的多变量的股票非预期收益定价模型。通过对2005年-2011年中国A股上市公司的相关数据进行实证检验,发现:1)由证券分析师盈余预测修正估计出的正现金流信息对股票非预期收益、股票实际收益、股票超额收益均具有稳健的解释能力;2)由证券分析师盈余预测估计出的现金流风险反映了股票的系统风险,可以对股票预期收益定价;3)在解释股票超额收益方面,由现金流信息、现金流风险、分析师跟踪人数与宿成建3变量模型构成的多变量模型优越于 Fama 和 French<sup>[7]</sup>3 因子模型变量与现金流信息、现金流风险构成的多变量模型;4)市场非预期收益( $URM$ )可以解释账面市值比因素组合溢价  $SML$  的  $81.2\%$ ,这一发现支持了 Daniel 和 Titman<sup>[34]</sup>的观点,即基于特征组合溢价变量的定价模型虽然能够解释股票平均收益,但不能排除伪回归的谬误,同时,也支持了 Cochrane<sup>[1]</sup>的论点,即账面市值比应该在回归模型的左边,作为被解释变量,而不是作为解释变量。

本文的研究结论具有重要的理论与现实意义。首先,本文从理论和实证发现由证券分析师盈余预测修正估计出的正现金流信息对股票非预期收益、股票实际收益、股票超额收益均具有稳健的解释能力,这一研究突破了 Campbell 和 Shiller<sup>[13]</sup>、Vuolteenaho<sup>[16]</sup>的研究,他们选择使用 VAR 的基于残差的方法来估计现金流信息,这种基于残差的方法存在估计结果对输入变量的高度敏感性<sup>[17]</sup>,前者估计现金流信息所使用的主要变量为公司所支付的股利与期初价格之比的对数,而后者则使用权益回报率( $ROE$ )为主要变量来估计现金流信息。其次,本文建立了包括现金流信息以及宿成建3变量的多变量模型,将中国股市股票非预期收益的解释能力提高到了  $59.1\%$ ,并且截距项接近于零。这一新突破发展了现有资产定价理论。最后,证券分析师盈余预测修正估计出的正现金流信息对股票价格的定价影响效应,对投资者科学地进行组合配置具有指导意义。

## 参考文献:

- [1] Cochrane J H. Presidential address: Discount rates [J]. *Journal of Finance*, 2011, 66(4): 1047 – 1108.
- [2] Sharpe W. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk [J]. *Journal of Finance*, 1964, 19(3): 425 – 442.
- [3] 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.
- [4] Black F. Capital market equilibrium with restricted borrowing [J]. *Journal of Business*, 1972, 45(3): 444 – 455.
- [5] Fama E F, MacBeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical [J]. *The Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 607 – 636.
- [6] Fama E F, French K R. The cross-section of expected stock returns [J]. *Journal of Finance*, 1992, 47(2): 427 – 465.
- [7] Fama E F, French K R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies [J]. *Journal of Finance*, 1996, 51(1): 55 – 84.
- [8] Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stock and bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33: 3 – 56.
- [9] Fama E F, French K R. Dissecting anomalies [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(4): 1063 – 1067.
- [10] Sloan R. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? [J]. *The Accounting Review*, 1996, 71(3): 289 – 316.
- [11] Cohen R B, Gompers P A, Vuolteenaho T. Who underreacts to cash-flow news? Evidence from trading between individuals and institutions [J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 66(2): 409 – 462.
- [12] Jegadeesh N, Titman S. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency [J]. *Journal of Finance*, 1993, 48(1): 65 – 91.
- [13] Campbell J, Shiller R. The dividend-price ratio and expectation of future dividends and discount factors [J]. *The Review of Financial Studies*, 1989, 1(3): 195 – 228.
- [14] Campbell J Y. A variance decomposition for stock returns [J]. *Economic Journal*, 1991, 101(405): 157 – 179.
- [15] Campbell J Y, Ammer J. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns [J]. *Journal of Finance*, 1993, 48(1): 3 – 37.
- [16] Vuolteenaho T. What drives firm-level stock returns? [J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(1): 233 – 264.
- [17] Chen L, Zhao X. Return decomposition [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(12): 5213 – 5249.
- [18] Ball R, Brown P. An empirical evaluation of accounting income numbers [J]. *Journal of Accounting Research*, 1968, 6(2): 159 – 178.
- [19] Collins D, Kothari S P. An analysis of intertemporal and cross-sectional dominants of earnings response coefficients [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1989, 11(2/3): 143 – 181.
- [20] Easton P D, Harris T S. Earnings as an explanatory variable for returns [J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(1): 19 – 36.
- [21] Kormendi R, Lipe R. Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns [J]. *Journal of Business*, 1987, 60(3): 323 – 345.
- [22] Freeman R, Tse S. A nonlinear model of security price responses to accounting earnings [J]. *Journal of Accounting Research*, 1992, 30(2): 185 – 209.
- [23] Feltham J, Ohlson J. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities [J]. *Contemporary Accounting Research*, 1995, 11(2): 689 – 731.
- [24] Lev B, Thiagarajan S R. Fundamental information analysis [J]. *Journal of Accounting Research*, 1993, 31(2): 190

-215.

- [25] Collins D, Kothari S P, Shanken J, et al. Lack of timeliness and noise as explanations for the low contemporaneous return-earnings association [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1994, 18 (3): 289 - 324.
- [26] Brown P, Foster G, Noreen E. Security analyst Multi-Year Earnings Forecasts and the Capital Market [C]. *Studies in Accounting Research*, No. 21, Sarasota: American Accounting Assn, 1985.
- [27] Cornell B, Landsman W R. Security price response to quarterly earnings announcements and analysts' forecast revisions [J]. *The Accounting Review*, 1989, 64(4): 680 - 692.
- [28] Abarbanell J, Bushee B. Fundamental analysis, future earnings, and stock prices [J]. *Journal of Accounting Research*, 1977, 35(1): 1 - 24.
- [29] Liu J, Thomas J. Stock return and accounting earnings [J]. *Journal of Accounting Research*, 2000, 38(1): 71 - 101.
- [30] Chambers D J, Freeman R N, Koch A S. The effect of risk on price responses to unexpected [J]. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2005, 20(4): 461 - 482.
- [31] 宿成建. 股票非预期收益理论与实证研究——基于中国股票市场的检验 [J]. *投资研究*, 2014, 33(7): 126 - 143.  
Su Chengjian. Multi-factors pricing on unexpected stock return: Theory and evidence from China [J]. *Review of Investment Studies*, 2014, 33(7): 126 - 143. (in Chinese)
- [32] 宿成建. 股票非预期收益定价的三因素模型研究——基于中国股票市场的检验 [J]. *系统工程理论与实践*, 2014, 34(3): 600 - 612.  
Su Chengjian. A new three-variables model on unexpected stock returns: Evidence from China [J]. *Systems Engineering—Theory & Practice*, 2014, 34(3): 600 - 612. (in Chinese)
- [33] Da Z, Warachka M C. Cashflow risk, systematic earnings revisions, and the cross-section of stock returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(3): 448 - 468.
- [34] Daniel K, Titman S. Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns [J]. *Journal of Finance*, 1997, 52(1): 1 - 33.
- [35] Williams J. *The Theory of Investment Value* [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1938.
- [36] Kumar A. Who gambles in the stock market? [J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(4): 1889 - 1933.
- [37] Ang A, Hodrick R J, Xing Y, et al. The cross-section of volatility and expected returns [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(1): 259 - 299.
- [38] Fu F. Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 91(1): 24 - 37.
- [39] Hou K, Moskowitz T J. Market frictions, price delay, and the cross section of expected returns [J]. *Review of Financial Studies*, 2005, 18(3): 981 - 1020.
- [40] Hirshleifer D, Hou K, Teoh. The accrual anomaly: Risk or mispricing? [J]. *Management Science*, 2012, 58(2): 320 - 335.
- [41] Campbell J Y, Lo W, MacKinlay A C. *The Econometrics of Financial Markets* [M]. Princeton: Princeton University Press, 1997.
- [42] 欧阳青东, 邱兆祥. 金融经济学研究的国际动态——基于 1990 - 2011 年间《金融学期刊》刊发论文的统计分析 [J]. *经济学动态*, 2012, (6): 103 - 109.  
Ouyang Qingdong, Qiu Zhaoxiang. Reviews on financial economics studies: Evidence from the studies of the journal of finance from year of 1990 to year of 2011 [J]. *Journal of Economic Dynamics*, 2012, (6): 103 - 109. (in Chinese)
- [43] 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)

(下转第 126 页)

## Investment portfolio management based on the two-step kernel estimator of CVaR

HUANG Jin-bo<sup>1</sup>, LI Zhong-fei<sup>2\*</sup>, YAO Hai-xiang<sup>3</sup>

1. School of Finance, Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou 510320, China;
2. Sun Yat-Sen Business School, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China;
3. School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China

**Abstract:** The paper first applies nonparametric kernel estimation method to estimating CVaR which is currently a popular risk measurement tool, then derives a two-step kernel estimator of CVaR with distribution-free specification. Next, a two-step kernel estimator of CVaR is embed into the mean-CVaR portfolio optimization models to derive financial risk estimation and portfolio optimization at the same time. A simple iterative algorithm is designed to solve these models. Monte Carlo simulation result shows that the portfolio optimization models and the algorithm based on the two-step kernel estimator of CVaR is feasible and effective, and that the estimated error of portfolio frontier is very small. The models and algorithm above apply to a risk-free security. Finally, an empirical analysis of daily return data from Chinese A-stock market is presented to illustrate the application of this research.

**Key words:** mean-CVaR model; two-step kernel estimator; portfolio frontier; Chinese A-stock market

(上接第 113 页)

## Cashflow news, cashflow risk and pricing of stock returns

SU Cheng-jian<sup>1,2</sup>

1. School of Finance of Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China
2. Department of Finance, Jincheng College of Sichuan University, Chengdu 611731, China;

**Abstract:** The paper derives and tests the relationship between current-period unexpected returns and unexpected earnings that incorporates cashflow news and cashflow risk. A new multi-variable model based on a three-variable model is established to explain the unexpected individual stock returns. The paper estimates the model using data for individual stocks in China's market from 2002 to 2011. The main findings are: (i) The result of the cashflow news derived by revisions in forecasts of future earnings is an important determinant of cross-sectional unexpected stock returns and realized stock returns and excess stock returns; (ii) The cashflow risk thus derived to reflect systematic risk can explain expected stock returns; (iii) The new multi-variable model based on the three-variable of model and considering cashflow news and cashflow risk dominates the multi-variable model based based on the three-factor model Fama-French and considering cashflow news and cashflow risk in explaining excess stock returns.

**Key words:** expected stock returns; unexpected stock returns; cashflow news; cashflow risk