

风险或偏误? 企业投资视角下股票 价值效应的成因研究*

陆 婷

[摘 要]本文以企业投资与股票收益模式之间的关系为切入点,就股票市场上价值效应成因的投资角度解释进行了分析,并运用 GRS 时间序列回归检验和广义矩横截面估计的方法对该理论解释进行了实证检验。研究发现,以投资资本比为指标所构建的投资因子,包含着与 Fama-French 三因素模型中账面市值比因子相近的信息,并且能够与账面市值比因子一样好地解释价值效应。该发现为撤资代价及反周期风险价格是导致价值效应的动因这一理论提供了经验证据,也为经济决策者更好地理解我国企业投资、经济周期和金融市场波动性之间的系统相关性提供了依据。

关键词: 企业投资 价值效应 撤资代价 反周期风险价格

JEL 分类号: D24 G12 G14

一、引言

根据资本资产定价模型 CAPM,倘若投资者都根据 Markowitz (1952)的均值-方差方法来选择资产组合,并假定所有投资者对收益、方差、协方差都有着相同的预期,则风险资产的收益率分布应当是单一变量贝塔在横截面上线性决定的函数。然而,自上世纪 80 年代以来,大量的实证研究却发现,证券市场对于 CAPM 存在着偏离。在横截面上,股票的收益还与上市公司的各种特征相关。由于 CAPM 难以解释这种关系,因此称之为异象。“价值效应”就是其中一种备受学界关注的异象。所谓价值效应,指的是股票的平均收益可以被账面价值和市场价格之间的比例预测,高账面市值比的股票比低账面市值比的股票具有更高的收益。

围绕着价值效应的产生原因,既往的研究大致提出了三类观点。一是认为实证研究的研究方法有问题,如 Black (1993), Mackinlay (1995) 就表示,价值效应只是特定样本在特定检验期内出现的模式,是数据挖掘的结果, Kothari 等 (1995) 也推断,价值效应是由于选择偏差而造成的。这类观点着眼于数据本身,关注的是检验过程中的技术细节,不考虑价值效应可能的理论渊源。然而,由于 Chan 等 (1991) 发现在不同国家的市场上, Davis (1994) 发现在不同检验期内,价值效应依然显著,该类观点就被否定了。第二类观点认为账面市值比是某种风险因素的代表。这样,高账面市值比的股票就相对低账面市值比的股票承担了更多的风险,从而要求更多的风险补偿,收益率较高。这种观点是理性学派,也即新古典学派所坚持的, Fama and French (1993, 1996) 是其中的代表。他们指出,账面市值比代表了财务困境风险,高账面市值比公司由于财务状况较为脆弱,容易陷入财务困境,因而面临的风险更大。第三类观点则试图从行为金融的角度对价值效应进行解释,例如, De Bondt and Thaler (1987) 以及 Lakonishok 等 (1994) 就表示,投资者对公司基本面的过度反应是导致价值效应的根源。这种对于价值效应产生原因的认识,将落脚点放在了投资者身上,拒绝了新

* 陆 婷,中国人民银行金融研究所博士后。该文是国家社会科学基金重点项目“金融结构约束与中国经济非平稳增长研究”(07AJL003)的研究成果之一。

古典学派中股票收益由风险及其溢价惟一决定这一理念,认为投资者偏好及非理性预期能够造成资产的定价偏误,这是与第二类观点最大区别之所在。

就实际市场表现而言,从行为金融角度出发的对于价值效应的解释较为优越,因此一直以来,新古典学派和行为金融学派在价值效应产生原因之争上,后者略胜一筹。然而,随着近几年以企业投资为基础的资产定价理论的兴起,一种支持理性假设和市场有效,从投资角度对股票收益进行思考并对股票市场横截面异象进行解释的方式,成为新古典学派的一股新生力量,也为价值效应原因之争带来了新的局面。

持投资视角的新古典学派认为,撤销投资项目的高额代价以及反周期的风险价格是导致价值效应的原因(Zhang,2005)。对于企业而言,在不景气的经济环境下撤销原有投资要相对于在经济环境较好的时候扩张投资困难得多,因此,在遭遇经济滑落时,拥有较多生产效率不高的资产的高账面市值比公司将发现它们比低账面市值比公司更加难以削减投入资本,从而它们的股票收益将会与经济面有更高的相关性。而在经济景气的时候,本身就具有较多生产资产的高账面市值比公司并不急于增加投资,因为此时它们可以提升原有生产效率不高资产的生产效率,而低账面市值比公司则会扩张投资。但由于扩张投资相对较为容易,低账面市值比公司的股票收益并不会增加太多与经济基本面的相关性。这样的结果就导致高账面市值比公司和低账面市值比公司在较差经济环境下有较大的风险差异,前者承担了更多的风险,而在经济环境好的时候风险差异较小甚至为负。另一方面,在经济不景气时,风险的价格,亦即风险溢价会比经济环境好的时候更加高。由于价值溢价等于高账面市值比公司与低账面市值比公司之间的风险差异与风险溢价的乘积,故二者的综合作用就导致了价值效应。

以这种对于价值效应的新近理论解释为基础,本文在综合考虑了其他投资与股票收益相关性研究之后,通过构建企业投资因子的方式,实证考察了我国股票市场中投资因素对价值效应的解释能力。结果表明,投资因子包含着与 Fama and French(1992,1993)三因素模型中的账面市值比因子相近的信息,并且能够与账面市值比因子一样好地解释价值效应,支持了新古典学派假设下,撤资代价及反周期风险价格是构成价值效应基本动因的说法。由于国内目前关于企业投资的研究主要还围绕在企业投资决策及其影响因素上(如潘越等,2009),对企业生产面投资与股票收益模式之间关系的研究文献则较为鲜有^①,因此本文的研究结果在这一点上做出了边际贡献。

二、相关文献回顾

(一)价值效应存在的证据

最早注意到价值效应的是 Stattman(1980)以及 Rosenberg,Reid and Lanstein(1985)。他们从市场中发现美国股票的平均收益与账面市值比正相关,账面市值比越高的公司,平均也能提供更高的股票回报率。随后,Fama and French(1992)通过将市场上股票按照账面市值比分组排序并计算每个组合下一年的平均收益率发现,具有最高的账面市值比的组合,也即价值股组合,能获得比最低的账面市值比组合,也即成长股组合,高出 1.53%的平均月收益率,而这个差异难以用 CAPM 的贝塔解释。Lakonishok,Shleifer and Vishny(1994)也得出同样的结论。

就国内有关价值效应的研究而言,朱宝宪和何治国(2002)对 A 股 1995 年到 1997 年上市的 286 家股票进行了研究,并将股票按照账面市值比构造组合,发现随着账面市值比的增大,组合平均收益率逐步上升,而且账面市值比对股票收益的解释力显然要高于贝塔。肖军和徐信忠(2004)

^① 只有毛小元(2009)考察了投资与新股发行之谜之间的关系。

采用类似的方法,对 1993~2001 年的样本进行了检验,也同样发现了账面市值比效应的存在。于阳和李怀祖(2006)以 1994 至 2003 年中国沪深两市 A 股为样本,对预期收益的解释因素进行了横截面分析,再次证实了我国证券市场具有价值效应。而张强,杨淑娥和戴耀华(2007)则表示,价值效应在 2003 年以后变得显著。除此之外,国内也有不少文献将低市值股票具有比 CAPM 可解释的更高收益率的规模效应和价值效应联合起来考虑,利用 Fama-French(1993)的三因素定价模型对中国证券市场进行检验,通过考察三因素定价模型在中国证券市场的适用性,反映了股票市场中规模效应和价值效应。范龙振和余世典(2002)通过对中国股票市场从 1995 年 7 月到 2000 年 6 月所有 A 股股票月收益率的研究,发现股票市场具有显著的规模效应,价值效应,市盈率效应和价格效应,这些效应不能用市场 β 值来解释,但采用 Fama-French 三因素模型则能较好地给予解释。同时,三因素模型可以完全解释沪深两市大多数股票价格指数回报率的变化和差异。杨炘和陈展辉(2003)考察了沪深 A 股市场股票收益率的横截面性质,并检验 Fama-French 三因素模型在国内 A 股市场的适用性。结果表明,沪深 A 股市场存在着规模效应和价值效应,基于市场组合、公司规模和账面市值比的三因素模型可以完全解释 A 股市场收益率的横截面差异。此外,陈展辉(2004)、孟庆顺(2004)、邓长荣和马永开(2005)等文章分别选取了不同样本股票和检验区间,也都同样得出了三因素模型在我国市场适用的结论,认为规模效应和价值效应存在。通过这些文献可以看出,价值效应显著存在这一命题在国内股票市场上是普遍成立的,因此,为简便起见,本文在随后的实证部分将不再对价值效应的存在性问题进行单独检验。

(二)投资与股票收益的相关性研究

Fama and Gibbons(1982),Fama and French(1989)以及 Barro(1989)首先发现证券收益与投资及生产变量有着显著的相关性,而 Cochrane(1996)则正式将实际资产的投资收益视为定价因子引入到了资产定价中。但是,Cochrane(1996)中所探讨的投资因子,是作为商品空间风险因子加以运用的,它的目的是取代市场因子,从生产的层面将商品空间内的生产技术不确定性与证券收益联系起来。Cochrane 认为,生产层面的变量比起消费来说,波动性更加强,并且更能反映实体经济波动,因此,将边际产品转换率通过企业最优生产投资决策的一阶微分条件与证券收益相连接的方式,要比通过跨期最优消费决策的一阶微分条件使得投资者消费效用的边际替代率与证券收益相关联的方式,更加贴近实际市场。

相对于 Cochrane(1996)用投资因子取代市场因子这种较为激进的方式,近年来以投资为基础的资产定价理论则更侧重于考虑内生投资决策给企业带来的系统性风险大小的变化,也就是说,考虑投资因素造成的 β 在时间中的变动。Berk,Green and Naik(1999),Gomes,Kogan and Zhang(2003),Carlson,Fisher and Giammarino(2004)以及 Cooper(2006)都从这个角度出发,通过构建动态理论模型和模拟实验,考察了资本投资与股票风险及其收益之间的关系,并认为账面市值比因子 HML 对横截面股票收益的解释能力,来源于企业在调整最优投资决策时造成的收益可预测性。Zhang(2005)更明确指出,一旦将不对称投资调整成本这种技术性摩擦所构成的企业风险变动,以及反周期性的风险价格纳入思考范畴,就会发现高账面市值比公司比低账面市值比公司承担了更多的风险,其股票也应当具有更高的预期收益率。

在投资与股票收益关系的实证研究方面,Anderson and Garcia-Feijoo(2006)检验了 Berk,Green and Naik(1999)所给出的推断。他们发现,按照 Fama-French 方式所划分的低账面市值比公司在分组期之前通常会显著地增加资本投资,并且经历市场价值的上涨,而高账面市值比公司则相反。此外,当将股票按照近期资本投资增长排序分组时,近期增加投资的企业股票的平均收益率较低。Titman,Wei and Xie(2004)则利用了资本投资与股票收益之间的相关性对过度投资与投资不足的

假设进行了区分。Xing(2008)以投资增长率为指标,检验了投资效应和价值效应之间的关系,结果表明,控制投资之后,价值效应将会消失,而低投资增长率企业的股票具有较高平均收益这一投资效应则在控制资本的边际生产率之后仍然显著。Liu, White and Zhang (2009)通过结构估计的方法挖掘了股票收益和企业投资特征之间的联系,而 Chen and Zhang(2010)则借用 Fama-French 构建套利组合的方式提出了一个包含投资因子和资本收益因子在内的新三因素模型,并用它解释市场中各类横截面异象。

三、数据来源及研究设计

(一)数据来源说明

本研究以沪深两市的 A 股股票为研究样本,全部数据均来源于国泰安公司的中国股票市场交易数据库系统(CSMAR)的各个子数据库,样本数据区间取自 1997 年 12 月至 2009 年 6 月。为了尽量扩大样本并避免上市公司的存活偏差,检验并未采取固定样本的方式,而是令任一年度的样本组合都包括截止到当年上市的所有公司股票。

在样本筛选中,设定以下标准:(1)样本股票在构造组合时必须具有上两个年度的年报公告,且账面净资产非负;(2)剔除所有的金融类公司的样本;(3)剔除所有的 ST 或 PT 股票,因为这类股票交易情况和价格行为较为特殊;(4)剔除所有上市首月的数据,因为新股首次上市具有异常的超额收益。

(二)变量的定义与计算

1. 投资指标 I/A

本文采用投资资产比例(I/A)衡量企业的投资支出,其中投资 I 为固定资产净额与存货净额的年度变化值之和,资产 A 为上一年度年末的固定资产净额与存货净额之和,采用它与投资之间的相对比例主要是为了消除企业规模对投资支出的影响并将投资支出标准化。这里投资指标的定义与国内相关企业投资的实证研究,如梅丹(2005),李胜楠和牛建波(2005),周杰(2005)等所设定的投资指标之间的差异主要在于考虑了存货净额的年度变化。存货净额为存货与存货跌价准备之间的差额,它的年度变动捕捉了企业对于在正常经营周期中所需要的短期资产,如货品,原料,在建工程等的运营资本投资,而固定资产净额为固定资产原价除去累积折旧和固定资产减值准备之后的净额,它的年度变动额度主要反映了企业对在生产经营活动中所需要的长期资产,如厂房,设备,器械等的资本投资,因此,固定资产净额与存货净额的年度变化值的叠加与单一固定资产净额变动相比,能够更加全面地捕捉到企业在实体经济面的投资活动和投资支出。

2. 投资因子 INV 的构建

Fama and French(2008)表明,资本增长效应的程度依赖于企业规模,在微型市值股票和小型市值股票中资本增长效应表现显著,而在大型市值股票中则几乎没有。由于资本增长可以被视为投资的一个宽泛性的度量指标,所以在构建投资因子时,有必要控制企业的规模。

类似于 Fama and French(1993)交叉分组构建规模因子与账面市值比因子,以控制二者之间的相关性的做法,本文也在构建投资因子时对企业规模和投资指标 I/A 进行 2×3 的分组。在每一 t 年 6 月,将样本股票按 $t-1$ 年末计算所得的 I/A 排序并分成低(30%)、中(40%)、高(30%)三组,同时以 t 年 6 月底流通市值的中位数为界,将样本分为大小两组,二者交叉则形成六个组合。分别计算这六个组合从 t 年 7 月到 $t+1$ 年 6 月的价值加权月收益率,并在 $t+1$ 年 6 月重新对样本股票进行调整分组。在计算价值加权月收益率时,本文所采用的个股收益率为经过配股增发、除权分红等调整之后的收益率。

在此基础上,投资因子 *INV* 的月收益率被定义为每月两个低 *I/A* 组合收益率的简单平均与两个高 *I/A* 组合收益率的简单平均的差。

3. Fama-French 三因子模型相关变量

由于本文使用了 Fama and French(1993)的三因子进行模型比对检验,故在此也对 *MKT*、*SMB* 和 *HML* 三个因子加以说明。

MKT 为市场风险因子,用 $R_m - R_f$ 计算,其中, R_m 是基于流通股市值加权平均的综合市场月收益, R_f 是无风险收益率,以 3 个月期的定期储蓄利率折算成月收益来计算。*SMB* 和 *HML* 分别是企业规模因子和账面市值比因子,通常以 t 年 6 月底流通市值来度量 t 年的企业规模的大小,以 $t-1$ 年末每股权益与 $t-1$ 年末收盘价的比值来度量 t 年度的账面市值比高低。在研究期内,每年 6 月底按流通市值的中位数将样本分为大(B)和小(S)两组,同时按账面市值比分成高、中和低三组,即 H(30%)、M(40%)、L(30%),两者交叉分组形成 6 个组合(SL,SM,SH,BL,BM 和 BH),分别计算 t 年 7 月到 $t+1$ 年 6 月每个组合价值加权月收益率,则 $SMB=(SL+SM+SH-BL-BM-BH)/3$,表示剔除账面市值比因素后小规模公司和大规模公司组合的收益差; $HML=(SH+BH-SL-BL)/2$,表示剔除规模因素后高账面市值比与低账面市值比公司组合的收益差。

(三) 研究设计

在每一 t 年的 6 月,以样本公司 $t-1$ 年末的账面市值比大小将股票分为十组,然后分别计算这十个组合 t 年 7 月到 $t+1$ 年 6 月的价值加权月收益率,并在 $t+1$ 年 6 月重新进行排序分组。采用这种方式构造出来的十个组合,称为账面市值比组合。为检验投资因子是否能够解释价值效应并确保检验结果的稳定性,本文分别采用时间序列回归法和广义矩横截面估计法(GMM)这两种方法对账面市值比组合进行检验。

1. 时间序列回归法

考虑回归方程

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} f_{kt} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N \quad (1)$$

其中, $R_{it} - R_{ft}$ 表示检验组合 i 在时期 t 的超额收益, f_{kt} 表示第 k 个因子组合在时期 t 的超额收益。倘若定价因子能够足够好地解释价值效应,则 $\alpha_i (i=1, \dots, N)$ 应该联合地等于零。根据 Gibbons, Ross and Shanken(1989)的 GRS 检验方法,令 $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_N)'$, $\varepsilon = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$, 则 GRS 统计量为:

$$GRS = \frac{(T-N-K)}{N} (1 + \mu_k' \Omega^{-1} \mu_k)^{-1} \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \quad (2)$$

其中 μ_k 是一个表示因子均值的 K 维向量,即 $\mu_k = (\bar{f}_1, \dots, \bar{f}_k)'$, Ω 则是 $K \times K$ 的因子收益协方差矩阵, $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\Sigma}$ 分别是 α 和 Σ 的无偏估计, N 为检验组合的数量, T 为时间序列中的观测期数。在 α_i 联合等于零的零假设下, GRS 统计量服从自由度为 $(N, T-N-K)$ 的 F 分布。此时,一个较大的 GRS 统计量表明截距的值联合地异于零,价值效应未能得到很好的解释。GRS 统计量的值越大,则 α_i 的联合值越大,偏离零值越远,从而定价因子对价值效应的解释力越差。

2. GMM 横截面估计

为了简便起见,这里以只有一个定价因子 f 的情况为例进行说明,其结论可以推广至多因子的情形。令向量 r_t 代表 N 个资产在时期 t 的超额收益,在单因子定价模型下,有

$$E[r_t] = \beta \delta_t \quad (3)$$

其中, $\beta_t = \frac{\text{cov}(r_t, f_t)}{\text{var}(f_t)}$ 表示 N 个资产在时期 t 的因子负载向量, δ_t 表示时期 t 时的因子溢价。由于通常情况下我们假设因子负载和因子溢价在时间中是恒定的, 故下文中将省略二者的下标 t 。

假设超额收益服从以下因子结构:

$$r_t = \alpha + \beta(f_t - \mu) + \varepsilon_t \quad (4)$$

这里 f_t 表示因子在时期 t 的收益, μ 表示因子的均值, ε_t 代表随机扰动项, 它满足 $E[\varepsilon_t] = 0_N$ 以及 $E[\varepsilon_t | f_t] = 0_N$ 。在(4)式两边取期望, 并结合(3)式可得

$$\alpha = E[r_t] = \beta\delta \quad (5)$$

将其带入(4)式, 则有:

$$r_t = \beta(\delta - \mu + f_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

由 ε_t 及 f_t, μ 的定义, 我们可以得到一组矩约束条件:

$$E[h_t(\beta, \delta, \mu)] \equiv E \begin{bmatrix} r_t - \beta(\delta - \mu + f_t) \\ (r_t - \beta(\delta - \mu + f_t))f_t \\ f_t - \mu \end{bmatrix} = 0_{2N+1} \quad (7)$$

令 $\theta = (\beta, \delta, \mu)'$, 则 θ 的二阶段 GMM 估计可由最小化如下二次型准则函数获得:

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \bar{h}(\theta) W_h \bar{h}(\theta) \quad (8)$$

其中 $\bar{h}(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h_t(\theta)$, 而 W_h 是 $S_h = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E[h_t(\theta_0) h_{t+j}(\theta_0)']$ 的逆的一个一致估计, 这里 θ_0 代表真实参数。通过这种方式, 我们就可以得到因子溢价的 GMM 估计。

四、实证结果及分析

(一) 描述性统计

表 1 相关解释变量的描述性统计 (%)

	均值	中位数	标准差
INV	0.47	0.15	4.41
MKT	1.19	0.73	9.08
SMB	0.65	0.92	5.14
HML	0.78	0.22	4.84

表 2 各因子之间的相关系数

	MKT	SMB	HML	INV
MKT	1.00			
SMB	0.19 (0.01)	1.00		
HML	0.25 (0.00)	0.29 (0.00)	1.00	
INV	0.22 (0.00)	0.16 (0.03)	0.66 (0.00)	1.00

表 1 报告了各解释变量的描述性统计, 可以看到, 投资因子的月平均收益率为 0.47%, 其标准差为 4.41, 也就是说, 采用零成本套利策略买入低投资资产比的股票组合, 而卖出高投资资产比的股票组合将会给投资者带来每月 0.47% 的超额收益。同时可以看到, 尽管 INV 的均值要比 Fama-French 三因子要低, 但其波动性也相应地较小。

表 2 报告了各因子之间的相关系数及其 p 值, 其中投资因子 INV 与账面市值比因子 HML 具有 0.66 ($p=0.00$) 的相关系数, 反映了两者的高度正相关, 与投资因子与账面市值比因子所蕴含信息相近的推论相吻合。同时, 由于在构建投资因子时控制了企业的规模, INV 与 SMB 因子之间的相关性较低, 相关系数为 0.16 ($p=0.03$)。

(二) 时间序列回归结果

对于十个账面市值比检验组合, 分别考虑以下

时间序列回归方程:

$$R_i - R_j = \alpha_{MKT} + b_i MKT + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$R_i - R_j = \alpha_{MKT+INV} + b_i MKT + c_i INV + \varepsilon_i \quad (10)$$

$$R_i - R_f = \alpha_{FF} + b_i MKT + s_i SMB + h_i HML + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$R_i - R_f = \alpha_{MKT+SMB+INV} + b_i MKT + s_i SMB + c_i INV + \varepsilon_i \quad (12)$$

表 3 账面市值比组合月度超额收益的描述性统计及时间序列回归

	均值	α_{MKT}	$\alpha_{MKT+INV}$	α_{FF}	$\alpha_{MKT+SMB+INV}$
Low	0.018** (2.14)	0.010*** (3.30)	-0.004 (-1.58)	-0.002 (-1.12)	-0.005* (-1.73)
2	0.019** (2.45)	0.010*** (4.26)	-0.002 (-1.14)	-0.001 (-0.60)	-0.003 (-1.45)
3	0.019** (2.43)	0.007*** (2.76)	-0.004** (-2.34)	-0.003** (-2.11)	-0.004** (-2.51)
4	0.023*** (2.84)	0.010*** (4.44)	-0.001 (-0.30)	0.000 (0.06)	-0.000 (-0.16)
5	0.021** (2.56)	0.009*** (3.23)	-0.003** (-2.06)	-0.002 (-1.41)	-0.003* (-1.74)
6	0.024*** (2.95)	0.009*** (3.39)	-0.001 (-0.78)	-0.001 (-0.73)	-0.000 (-0.14)
7	0.029*** (3.27)	0.011*** (3.47)	0.002 (0.96)	0.001 (0.60)	0.002 (1.09)
8	0.027*** (3.04)	0.007*** (3.16)	-0.001 (-0.43)	-0.002 (-1.28)	0.000 (0.22)
9	0.027*** (3.09)	0.009*** (3.26)	0.001 (0.43)	-0.000 (-0.13)	0.001 (0.37)
High	0.030*** (3.23)	0.009*** (3.12)	0.001 (0.54)	-0.001 (-0.32)	0.002 (0.69)
FGRS (p)		2.334 (0.00)	1.520 (0.14)	1.113 (0.36)	1.279 (0.25)

注:***、**和*分别表示双尾t检验值在1%、5%和10%水平上统计显著(下同)。

表3报告了各检验组合的均值、回归方程(9)至(12)的 α 及其t统计量,以及各回归方程下的GRS检验结果。通过对比 α_{MKT} 和 $\alpha_{MKT+INV}$ 可以看到,将投资因子添加到CAPM模型中有助于降低 α 。以最高账面市值比组合为例,在CAPM下 α_{MKT} 为0.009($t=3.12$),而当INV被添加进回归方程后, $\alpha_{MKT+INV}$ 削减至0.001,且在统计意义上不显著($t=0.54$)。同时,用以检验十个账面市值比组合的 α 是否联合显著的GRS统计量在CAPM模型下为2.334($p=0.00$),拒绝了 α_{MKT} 联合等于零的零假设,而在加入 $\alpha_{MKT+INV}$ 之后,GRS统计量变为1.520($p=0.14$),说明即使在10%的显著性水平上也不能拒绝联合等于零的零假设,也反映出投资因子能够解释账面市值比效应。

再来看回归方程(11)和(12)下的检验结果。在Fama-French三因素模型下,GRS统计量为1.113($p=0.36$),表明Fama-French三因素模型也能够很好地解释价值效应,与陈展辉(2004)等文章的结论一致。而用HML因子替换了三因素模型中的INA因子之后,GRS统计量为1.279($p=0.25$),与三因素模型下的GRS统计量相若,同样不能拒绝截距联合为零的假设。这就反映出INA因子可能包含着与HML因子相似的信息。

此外,对比回归方程(10)和(12)的GRS统计量可以看出,添加SMB因子能够提高模型对价值效应的解释力,这主要是由于在依照账面市值比排序构建检验组合时,企业规模没有得到控制,而SMB因子有助于解释组合与规模相关的收益波动。

(三) GMM横截面估计结果

表4给出了利用GMM横截面估计法在各种定价模型下得到的因子溢价估计。模型1代表了CAPM定价模型,模型2在CAPM中添加了投资因子,模型3则是Fama-French三因素定价模型,

模型 4 表示用投资因子替代三因素模型中的 *HML* 因子后所得到的定价模型。表 4 的最后一列显示的是 Hansen(1982)的 χ^2 检验统计量及其 *p* 值,它用以检验模型的过度识别约束。

表 4 GMM 横截面估计

	MKT	SMB	HML	INV	J-检验 (p)
模型 1	0.021*** (3.45)				40.28 (0.00)
模型 2	0.019*** (2.92)			0.012** (2.05)	34.53 (0.00)
模型 3	0.015** (2.36)	0.006 (1.54)	0.010** (2.11)		37.61 (0.00)
模型 4	0.022*** (3.14)	0.004 (1.30)		0.008** (1.97)	35.95 (0.00)

3 和模型 4,价值因子 *HML* 的风险溢价为 0.010($t=2.11$), 因子的风险溢价为 0.008($t=1.97$),二者相若,说明 *HML* 和 *INV* 因子在为账面市值比检验组合定价时包含着相似的信息。

最后看 J 检验。结果显示,在 5% 的显著性水平上,J 检验拒绝了所有的模型设定。这表明,尽管投资因子能够在一定程度上解释价值效应,定价误差仍然很大。

五、结论

本文利用中国股票市场 1997 年至 2009 年的数据,以实证检验的方式考察了价值效应的投资角度解释。结果发现,通过用买入低投资资产比企业股票而卖出高投资资产比企业股票的方式构建的投资因子,包含着与账面市值比因子 *HML* 相似的信息,并且能够与 *HML* 因子一样好地解释价值效应。这个结果表明,从实证角度上来说,价值效应兼容于一个以投资为基础、投资者完全理性且市场上不存在定价偏误的模型。同时,该实证结果还直接支持了 Zhang(2005)给出的,撤资代价及反周期风险价格是构成价值效应动因的说法,为价值效应的投资角度解释提供了证据。

由于价值效应的投资角度解释直接将生产投资、经济周期以及股票收益这三者关联了起来,因此,从实践意义上来说,本文的研究有助于经济决策者更加准确地理解我国企业投资、经济周期和金融市场波动性之间的系统相关性。

参考文献

- 陈展辉(2004):《股票收益的截面差异与三因素资产定价模型——来自 A 股市场的经验研究》,《中国管理科学》,第 6 期。
- 邓长荣、马永开(2005):《三因素模型在中国证券市场的实证研究》,《管理学报》,第 5 期。
- 范龙振、余世典(2002):《中国股票市场的三因子模型》,《系统工程学报》,第 6 期。
- 李胜楠、牛建波(2005):《上市公司负债水平与投资支出关系的实证研究》,《证券市场导报》,第 3 期。
- 毛小元(2009):《配股对股票长期收益的影响:基于投资的实证研究》,《金融学季刊》,第 5 卷,第 1 期。
- 梅丹(2005):《我国上市公司固定资产投资规模财务影响因素研究》,《管理科学》,第 10 期。
- 孟庆顺(2004):《上海股票市场的 FF 三因子模型》,《北华大学学报(社会科学版)》,第 3 期。
- 潘越、戴亦一、吴超鹏、刘建亮(2009):《社会资本、政治关系与公司投资决策》,《经济研究》,第 11 期。
- 吴世农、许年行(2004):《资产的理性定价模型和非理性定价模型的比较研究》,《经济研究》,第 6 期。
- 肖军、徐信忠(2004):《中国股市价值反转投资策略有效性实证研究》,《经济研究》,第 3 期。
- 杨忻、陈展辉(2003):《中国股市三因子资产定价模型实证研究》,《数量经济技术经济研究》,第 12 期。
- 于阳、李怀祖(2006):《中国 A 股预期收益的横截面多因素分析》,《福州大学学报(哲学社会科学版)》,第 3 期。
- 张强、杨淑娥、戴耀华(2007):《中国股市规模效应与账面市值比效应的稳定性》,《统计与决策》,2 月理论版。

- 周杰(2005):《管理层股权结构对我国上市公司投资行为的影响》,《天津商学院学报》第 5 期。
- 朱宝宪、何治国(2002):《 β 值与账面市值比与股票收益的实证研究》,《金融研究》第 4 期。
- Anderson, C. and L. Garcia-Feijoo (2006): “Corporate Investment, Book-to-market, Firm Size and Stock Returns: Empirical Evidence”, *Journal of Finance*, 61, 171-194.
- Berk, J., R. Green and V. Naik (1999): “Optimal Investment, Growth Options and Security Returns”, *Journal of Finance*, 54, 1153-1607.
- Black, F. (1993): “Beta and Return”, *Journal of Portfolio Management*, 20, 8-18.
- Carlson, M., A. Fisher and R. Giammarino (2004): “Corporate Investment and Asset Pricing Dynamics: Implications for the Cross-section of Return”, *Journal of Finance*, 59, 2577-2603.
- Chan, K., Y. Hamao and J. Lakonishok (1991): “Fundamentals and Stock Returns in Japan”, *Journal of Finance*, 46, 1739-1764.
- Chen, L. and L. Zhang (2010): “A Better Three Factor Model that Explains More Anomalies”, *Journal of Finance*, 65, 563-594.
- Cochrane, J. (1996): “A Cross-sectional Test of an Investment-based Asset Pricing Model”, *Journal of Political Economy*, 104, 572-621.
- Cooper, I. (2006): “Asset Pricing Implications of Non-Convex Adjustment Cost of Investment”, *Journal of Finance*, 61, 139-170.
- Davis, J. L. (1994): “The Cross-section of Realized Stock Returns: The pre-COMPUSTAT Evidence”, *Journal of Finance*, 9, 1579-1593.
- De Bondt, W. and R. Thaler (1987): “Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality”, *Journal of Finance* 42, 557-581.
- Fama, E. and K. French(1989): “Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 25, 23-49.
- Fama, E. and K. French (1992): “The Cross-section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, 47, 427-465.
- Fama, E. and K. French (1993): “Common Risk Factors in the Returns of Bonds and Stocks”, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, E. and K. French (1996): “Multifactor Explanations of Asset-pricing Anomalies”, *Journal of Finance*, 51, 55-84.
- Fama, E. and K. French (2008): “Dissecting Anomalies”, *Journal of Finance*, 63, 1653-1678.
- Fama, E. and M. Gibbson(1982): “Inflation, Real Returns and Capital Investment”, *Journal of Monetary Economy*, 9, 297-323.
- Gibbson, M., S. Ross and J. Shanken (1989): “A Test of The Efficiency of a Given Portfolio”, *Econometrica*, 57, 1121-1152.
- Gomes, J., L. Kogan and L. Zhang (2003): “Equilibrium Cross-section of Returns”, *Journal of Political Economy*, 111, 693-732.
- Hansen, L. (1982): “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica* 40, 1029-54.
- Kothari, S., J. Shanken and R. G. Sloan(1995): “Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, 50, 185-224.
- Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny(1994): “Contrarian Investment, Extrapolation and Risk”, *Journal of Finance*, 45, 455-477.
- Liu, L., T. White and L. Zhang (2009): “Investment-based Expected Stock Returns”, *Journal of Political Economy*, 117, 1105-1139.
- MacKinlay, A.(1995): “Distinguishing Among Asset Pricing Theories: An Ex Ante Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 38, 3-28.
- Markowitz, H. (1952): “Portfolio Selection”, *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Rosenberg, B., K. Reid and R. Lanstein (1985): “Persuasive Evidence of Market Inefficiency”, *Journal of Portfolio Management* 11, 9-17.
- Stattman, D. (1980): “Book Values and Stock Returns”, *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 25-45.
- Titman, S., K. Wei and F. Xie (2004): “Capital Investment and Stock Returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, 677-700.
- King, Y. (2008): “Interpreting the Value Effect through the Q-theory: An Empirical Investigation”, *Review of Financial Studies*, 21, 1767-1795.
- Zhang, L. (2005): “The Value Premium”, *Journal of Finance*, 60, 67-104.

(责任编辑:罗 滢)