DOI: 10.3785/j.issn.1008-942X.CN33-6000/C.2020.09.243

中国的市值账面比效应为什么不显著?

刘 彬[1,2] 肖 文[1,2]

(1.浙大宁波理工学院 商学院,浙江 宁波 315100;2.浙江大学 经济学院,浙江 杭州 310058)

[摘 要] 新古典因子定价理论认为,市值账面比(MB)能够衡量企业未来的发展潜力,是重要的价值定价因子。然而国内外多数研究发现,中国的市值账面比效应并不显著,部分西方学者甚至提出了中国市场不适合价值投资的论断。目前中国市场市值账面比效应不显著的深层原因和逻辑机制尚未明确。实证研究发现:(1)存在一种M绕B循环往复的绕锚运动,污染了传统方法下的三因子定价检验。(2)绕锚运动污染三因子定价检验的机制路径是:M来源于市场,信息实时传递,信息传递效率高;B来源于账目,每个季度公布一次,信息传递效率低。M和B之间的信息传递效率不匹配导致了传统的MB检验机制被污染。(3)剔除了MB指标的绕锚运动后,中国市值账面比效应变得显著,反驳了部分西方学者认为中国市场不适合价值投资的论断。

[关键词] 绕锚运动;绕锚误差;市值账面比;因子模型

一、引 言

自中美贸易出现摩擦以来,我国一直着力构建以内循环为主的双循环经济系统,这要求将资金投入实体经济,处于直接融资核心地位的证券市场在新时期肩负着向实体经济融通资金的重要职能,拒绝投机,崇尚理性,秉承价值投资理念,践行金融可持续发展,成为新时期国家对证券市场提出的新要求。在微观金融领域,对未来可持续发展潜力的衡量往往采用市值账面比(以下简称"市账比")来衡量,然而实证研究普遍发现,中国的市账比效应解释力不足,西方学界甚至出现了中国市场不适合价值投资的论调。在此背景下,国内学者纷纷探寻适合中国的价值因子,提出了一系列因子模型中国版,试图对新古典定价理论与中国现实之间的隔阂进行弥补与调和,但并未就传统价值因子为何不显著做进一步分析。本文研究发现,市账比存在一种周而复始的"绕锚运动",绕锚运动源于投资者对财务信息公布的过度反应及随后的调整行为,该行为会干扰因子定价模型中市账比效应的测量。我们认为,对中国市场进行三因子定价检验应该增加绕锚效应剔除环节,否则检验的结果会存在绕锚误差。

每年财务报告公布后,投资者一方面朝财务指标未预期变化的方向持续交易,形成过度解读误差[1-2];另一方面对上一期的过度解读进行调整。两种机制的合力形成了对当期财务数据新的过度

[收稿日期] 2020-09-24
[在线优先出版日期] 2021-04-26
[本刊网址·在线杂志] http://www.zjujournals.com/soc
[网络连续型出版物号] CN 33-6000/C
[基金项目] 教育部人文社科青年项目(16YJC790057);宁波市社会科学研究基地课题资助(JD5-FZ16)

[作者简介] 1.刘彬(https://orcid.org/0000-0002-6336-3314),男,浙大宁波理工学院商学院讲师,浙江大学经济学院博士后研究人员,主要从事金融市场与金融经济学研究;2.肖文(https://orcid.org/0000-0002-9063-8459)(通信作者),女,浙江大学经济学院、浙大宁波理工学院商学院教授,博士生导师,主要从事国际经济学研究。

解读误差。这一模式周而复始,导致所有既包含账目因素又包含市场因素的财务指标呈现一种周期性的变化。资产超额收益围绕新公布的财务指标运行,看起来好像在绕着一个“锚点”循环往复,我们将这一现象定义为“绕锚运动”,绕锚运动会污染因子效应的测量。以往发现的显著的市账比效应可能碰巧是成长潜力部分大于绕锚误差,而不显著的市账比效应可能恰好是绕锚误差与成长潜力部分大小近似、方向相反,在无法有效区分绕锚误差和成长潜力的情况下,传统市账比效应的测量被污染了。

绕锚误差来源于市值(Market Value,以下简称*M*)与账面价值(Book Value,以下简称*B*)信息披露效率的差异。以往的研究并没有对市账比(Market Value / Book Value,MB)指标的内部分量*M*和*B*进行单独分析,这就模糊了定价误差的来源,中国市账比效应不显著的根源由此被掩盖了。本文围绕定价误差产生的根本原因即“过度解读—回调—过度解读—回调”这一机制,在Rhodes-Kropf拆分思路[3]的基础上,将市账比拆分为绕锚误差和公司成长机会两部分,运用非线性动态调整模型识别中国市场MB及其各子部分的绕锚运动[4-5],发现绕锚运动普遍存在,绕锚误差对公司预期报酬率有显著的负向影响,而成长机会部分对预期报酬的影响显著为正,这证明了传统的市账比效应中存在相互抵消的子部分,因而弱化了测量效果。本文发现,剔除了绕锚误差后的市账比效应变得更显著,绕锚效应中的过度解读机制源于中国市场信息传递效率偏低。这要求在以后的制度建设中,着力建设宽领域、多媒介、高频度的信息披露机制,提高中国证券市场的信息效率。

本研究的主要贡献在于:第一,发现了中国市场市账比指标的绕锚运动。本文将市账比拆解为绕锚误差及成长机会两部分,用非线性动态面板模型对二者的动态调整机制进行了估计,发现市账比指标的绕锚误差普遍存在。第二,剔除绕锚误差后,发现中国市场适合价值因子投资策略。本文利用剔除了绕锚误差的市账比指标进行因子定价检验,并将结果与传统方法进行对比,发现超额收益由1.6%上升到5.3%,*t*值由1.202上升到3.561,显著性明显提高。基于此,本文建议中国市场因子定价检验新增一个必要的环节,即绕锚误差剔除处理,否则测量会受到绕锚误差的污染,结果不一定准确。

二、文献回顾

在新古典金融理论因子定价模型中,市账比是其中比较特殊的一个因子[6]457[7]2,该因子同时包含市场因素*M*和账目因素*B*,是连接市场与账目的桥梁,蕴含了公司未来发展潜力的信息,抑或是资产使用效率和现金流风险信息,且容易受到来自市场方面异常波动的冲击[6,8-11]。市账比指标蕴含的信息主要涉及三个领域:其一,在研究公司多元化模式时使用市账比来解读公司未来的成长性[12-13];其二,在市值和账面价值关系的研究中,用该比值来度量企业未来的成长性[14-16];其三,在企业组织研究中,市账比被用来代理组织的冗余度,进而成为衡量组织成长性的指标[17]629。

Rhodes-Kropf等基于持续成长贴现模型对MB中所蕴含的信息在新古典金融理论和行为金融理论两个维度进行了解读,将MB所蕴含的信息总结为两部分:市场行为部分和成长机会部分。Fama和French将市账比指标纳入三因子定价模型,提出市账比指标蕴含了公司未来成长潜力的信息[18]3,然而以Titman为代表的行为(哈佛)学派并不赞同这种解释,他们强调了行为因素的重要性,试图将更多的行为因子代入新古典因子定价系统,但遭到了以Fama为首的新古典(芝加哥)学派的有力阻击。双方的支持者分别以芝加哥大学和哈佛大学为主场,以*The Journal of Finance*和*Journal of Financial & Economics*两个期刊为阵地,进行了长期的斗争,被学术界戏称为“因子战争”。鉴于此,基于金融市场理论的隔阂,MB能在多大程度上诊释风险仍存争议,需要未来更多的实证研究加以明晰。

早期对MB定价误差的理解主要是市值中包含价格变化的因素，市账比中的市值是一种价格乘数，隐含了定价误差，由于$\Delta P \propto \frac{M(\Delta P)}{B}$，个股收益的变化$\Delta P$与市账比$\frac{M(\Delta P)}{B}$中包含共同的因素$\Delta P$，市账比效应的测量包含这一误差。Daniel和Titman从过度反应的角度解释了定价偏误，认为投资者通常对基本面不佳的高MB公司过度悲观，对基本面优良的低MB公司过度乐观[19-20]。当过度反应得到纠正后，低MB公司的股票将比高MB公司的股票有更高的回报；当不能完全纠正过度反应时，定价偏误存在。Golubov和Konstantinidi在将MB拆分为市场行为部分、行业部分和成长机会部分三部分后，发现市场行为部分的波动包含了企业的现金流风险、长期消费风险、投资相关的技术波动风险和经营杠杆风险，而剩下的能够被成长机会解释的风险几乎没有了[2]。这篇2019年发表的文章可以看作行为学派对新古典学派的第一次攻击。紧随其后的是Alti和Titman的文章，以及Kleibergen和Zhan的文章：一篇给出了一种能够形成财务变量循环往复机制的动态模型，对财务变量的行为机制进行了建模，认为行为机制内部隐含了真实经济运行的全过程[21]3190，一言以蔽之，“新古典学派的因子效应源于行为因素”；另一篇对因子定价模型的GRS检验方法进行了攻击，认为Fama探测到的BM效应有可能本就源于行为因素[22]507。

行为学派于2019年年中至2020年年初对新古典学派进行了三连击，在芝加哥的回击刊发之前，我们对Golubov和Konstantinidi的攻击逻辑进行了反思，得出了一个有意思的结论：按照Golubov和Konstantinidi的实证结果[2]，目前美国市场可能已经不适合价值投资，因为多数风险已经能够被行为因素合理地解释，为成长机会所解释的信息已所剩无几，行为策略能够获得显著的超额收益，但价值投资策略获得的收益已经弱化。中国市账比效应不显著是否源于MB中蕴含的行为因素干扰了该效应的测量？排除行为因素后的MB效应（成长机会）是否能够预测未来收益的增长？鉴于此，本文对市账比中蕴含的行为误差进行了研究，发现了绕锚运动，同时也解决了多年以来一直困惑学界的因子定价模型不适配中国的问题。

市账比效应的全球检验方面，相关学者发现日本和亚太市场的市账比效应显著，而盈利因子和投资因子的影响力较弱[23]275。市账比效应在韩国、马来西亚、泰国的显著性要高于规模效应[24]293，而日本、英国、美国市场的市账比效应要强于亚太地区[25]783。Fama和French结合Carhart的四因子模型，比较了各因子在全球的适用性，结果发现价值因子在北美的表现要强于欧洲、日本和亚太[6,26]。总的来说，相关实证研究发现市账比效应在全球的适用性排序为北美>欧洲>日本>亚太。国内学者对沪深市场的市账比效应进行了一系列因子定价检验，其中绝大部分认为市账比效应较弱或根本不存在[27-34]。此外，一部分学者发现了截然相反的实证结果，认为MB效应具有一定的解释力[35-36]。综上，中国的市账比效应总的来说偏弱或并不稳定。鉴于此，西方部分学者认为中国市场并不适合价值投资，但事实是否真的如此？中国市场市账比效应不显著的原因是否来自绕锚运动导致的行为误差？抑或真如美国市场那样，在剔除了MB指标中的绕锚误差后MB指标包含的未来成长潜力信息大幅减弱[2,37]？本文将对行为误差进行深入解读。

三、绕锚运动的定义及检测

（一）绕锚机制与行为定价误差

价格数据是实时传递，而财务数据是每季度传递一次，在财务数据未到达的阶段，投资者会根据以往信息对未来财务数据进行推测，一旦推测与事实不符，价格就会往财务指标未预期变化的方向调整，这种机制会使MB呈现一种周期性的变化，产生定价偏误。这种定价误差发生机制的假设如果成立，必然会导致连续信息在财务数据公布的时点朝间断信息未预期的方向回调。如果将最

优市值M^*作为一个锚点,那市值M的运动就会呈现出周期性的绕锚运动,通过识别这种向锚点动态调整的行为,就可以找到行为因素在市账比效应中发生作用的证据。根据Goranova的理论,未来的价格与当期的企业价值有关[37]1115,即Tobin$Q_t \propto \frac{M_t^*}{B} \propto P_{t+1}$,其中$M_t^*$代表不包含市场行为因素的最优市值,但实际上市账比中包含过度反应因素$\frac{M_t^*+H_t}{B}$,当$t-1$期财务报告为负而t期财务报告为正时,t期市场下行(受$t-1$期负向财务报告公布的影响),$H_t<0$,当t期正向财务报告公布后,市值上行并且产生新的正向过度解读部分H_{t+1},前一期的过度解读部分H_t会被弥补掉,t+1期正向的H_t调整和一个正向的过度反应H_{t+1}的复合效应与财务指标变动方向相同。财务指标和下一期的绕锚误差正相关,在进行市账比效应检验时,检验的是各组之间风险承担与预期超额收益的关系,这时低组减高组会产生负的绕锚误差,同时存在正向的成长机会效应,正负相抵,MB效应的检测效果被弱化了。反之,当$t-1$期财务报告为正而t期财务报告为负时,分析同理。

对财务报告的过度解读机制如图1所示,当财务报告是坏消息(或相对于预期偏坏)时,前一次财务信息公布后的过度解读部分(超过A点的部分,图中A、B为锚点)会负向调整,由于在财务信息公布后,投资者无法得到持续的信息,对第一次财务公告的负向效应会过度解读,市值下跌到B点以下(假设B点是与财务变量适配的最优市值点),直到下一期财务信息公布,市值朝财务变量变化的方向继续调整。这种周而复始的朝最优值调整的模式会减弱MB效应。当MB中包含这种市场行为因素时,用传统方法测出的MB效应可能源于市场误差,也可能源于成长机会,当无法区分MB效应来源时,价值投资策略的有效性被行为定价误差遮蔽了。

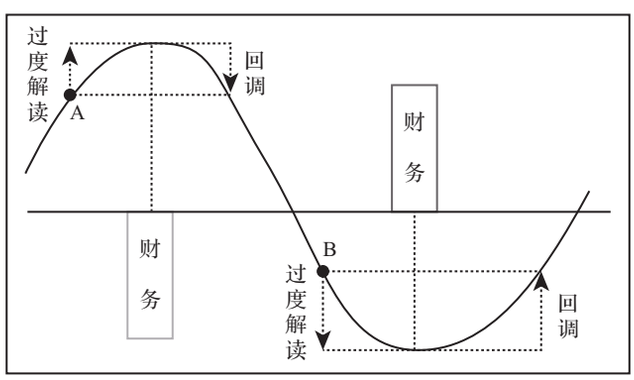


图1 绕锚运动机制

(二)绕锚运动的检验方法

借鉴Rhodes-Kropf的方法,可以将MB拆成行为误差和成长机会两部分:

$$MB_{it}=M_{it}-B_{it}=(M_{it}-M_{it}^*)+(M_{it}^*-B_{it}) \quad (1)$$

其中,M_{it}^*和M_{it}分别表示公司i在t年最优市值(锚)和实际市值;$M_{it}-M_{it}^*$是市值偏离最优市值的幅度,代表绕锚误差;$M_{it}^*-B_{it}$代表剥离了绕锚误差以后的市账比。本文借鉴了肖作平[4]39以及连玉君和钟经樊[5]27的双向效应动态模型来研究MB指标的绕锚运动,相关计量模型如下:

$$M_{it}-M_{it-1}=\alpha_M(M_{it}^*-M_{it-1}) \quad (2)$$

其中,α_M为调整系数,表示在一个年度内公司的市值向最优水平调整的速度。若$\alpha_M=1$,则表明公司可以在一个周期完成全部调整;若$\alpha_M=0$,则表明市值不存在绕锚调整;若$0<\alpha_M<1$,则说明存在部分调整。虽然最优市值无法直接观测,但Golubov和Konstantinidi给出了最优市值锚的估计模型,我们用中国沪深A股数据拟合该模型,发现拟合较好,且无明显的估计偏误,我们将该模型代入

(2)式，构成完整的M动态调整模型：

$$M_{it}^{*}=a_0+a_1B_{it}+a_2\mathrm{NI}_{it}^{+}+a_3I_{(<0)}\mathrm{NI}_{it}^{+}+a_4\mathrm{LEV}_{it} \tag{3}$$

其中，B_{it}代表公司i在t年的股权账面价值对数；NI_{it}^{+}是净利润绝对值的对数；$I_{(<0)}$是指示函数，当净利润为负时为1，否则为0；LEV_{it}代表i公司在t期的资产负债率。将(3)式估计的初始值代入(2)式，即可求出市值M_{it}的调整速度。本文用于绕锚检验的模型设定为：

$$M_{it}=\alpha_M M_{it}^{*}+\left(1-\alpha_M\right)M_{it-1}+\epsilon_{it} \tag{4}$$

其中，ϵ_{it}为随机干扰项，假设其服从均值为零方差有限的正态分布，M_{it}^{*}、α_M分别由(3)式、(4)式确定。由于模型是非线性的，本文选用非线性最小二乘法(Nonlinear OLS)进行估计，迭代方式为高斯牛顿法。在进行正式迭代前，对初始值的估计按照三个步骤执行，第一步，将M_{it}用作被解释变量，估计如下模型：

$$M_{it}=a_0+a_1B_{it}+a_2\mathrm{NI}_{it}^{+}+a_3I_{(<0)}NI_{it}^{+}+a_4\mathrm{LEV}_{it}+\sum_s a_s\mathrm{Ind}_s+\sum_t a_t\mathrm{Year}_t+\epsilon_{it} \tag{5}$$

其中，Ind_s为行业虚拟变量，Year_t为时间虚拟变量，由此得到的相应参数作为(4)式相应参数的初始值，同时还得到线性拟合值，记为$\hat{M}_{it}$。第二步，把拟合值作为最优锚值M_{it}^{*}代入(2)式估计得到α_M的初始值，即$\alpha_M=\Delta M_{it}/(M_{it}^{*}-M_{it-1})$。第三步，利用stata的nl命令循环迭代(4)式的系数，估计出α_M。本文的数据处理和估计采用stata 12.0软件包完成。

(三) 绕锚运动的检验结果

本文数据选自仅发行A股的上市公司1998—2017年年报。我们对样本筛选的原则是：(1)剔除金融类上市公司股票；(2)选择可以获得1998—2017年连续19年相关数据的公司；(3)剔除ST和PT公司；(4)对净利润、负债率、权益账面价值进行了1%的Winsorize缩尾处理。基于以上原则，本文选取了18 572个时间截面样本作为研究对象。

表1列示了文中所涉及变量的基本统计量。市值和所有者权益为取对数后的值，均值分别为22.09和20.87，标准差为1.002和1.265，两者的极小值分别为20.06和17.34，极大值为25.18和24.16，在进行缩尾处理后，数据的分布已经比较稳定，未见异常。净利润均值为2.45×10^{8}，标准差为6.46×10^{8}，资产负债率的均值和标准差分别为50.18和19.64，通过极大值、极小值观察，没有发现显著的分布异常。在绕锚检验之前，需要先估计出M的初始值，然后再用非线性最小二乘法获得绕锚调整速度，(5)式初始值的估计结果见表2。

表1　样本的描述性统计量

变量	变量名	均值	标准差	极小值	中位数	极大值
M	市值	22.09	1.002	20.06	21.97	25.18
B	所有者权益	20.87	1.265	17.34	20.81	24.16
NI	净利润	2.45e+08	6.46e+08	−9.66e+08	6.23e+07	4.23e+09
LEV	资产负债率	50.18	19.64	7.490	50.71	99.94

注：数据来自CSMAR上市公司财务报告数据库，e代表科学计数法底数10。

为了观察估计结果的稳健性，本文采用了四种估计方法，表2第1列为普通OLS回归，由于没有考虑截面个体效应和年度效应，偏误在所难免，其主要作用是和其他方法进行比较。第2列为固定效应模型，调整R^2为55.1%，F值为22.13，99%显著性水平下拒绝不存在个体效应假设，相对于普通OLS，应该选用固定效应模型。第3列随机效应的参数与固定效应参数差异不大，Breusch-Pagan检验显示个体效应卡方统计量为31 510.21，99%显著性水平下拒绝原假设，个体效应显著，相对于

OLS应当选用随机效应模型;豪斯曼检验为27.39,99%显著性水平下拒绝个体效应和扰动项不相关假设,选用固定效应模型。第4列为加了行业、年度虚拟变量的混合回归。固定效应和混合回归的似然值分别为 -1.4×10^4 和 -1.5×10^4,直观上差距较小,且参数差异不大。究竟用固定效应模型FE还是双向固定效应混合回归OLS_IT?两者参数估计结果相似,且似然值较接近,从估计精度上来讲两者都尚可,但用OLS_IT可以方便地将后续研究中不随时间变化的变量加入模型,鉴于此,我们选择了OLS_IT模型的估计结果。进一步检验OLS_IT是否存在异方差,Cook-Weisberg卡方统计量为218.9,p值为0,表明存在异方差,鉴于表2中第4列最终列示的是异方差稳健t值,参数与固定效应模型非常接近,依然显著,在此不做额外处理。由于在数据处理时用了Winsorize缩尾处理,异常值的影响并不明显。

表2 最优市值M^*初始回归结果

变量	OLS	FE	RE	OLS_IT
B	0.482[c]	0.489[c]	0.488[c]	0.427[c]
	(88.58)	(107.19)	(108.80)	(75.18)
NI	0.135[c]	0.117[c]	0.118[c]	0.131[c]
	(32.23)	(35.30)	(35.98)	(36.95)
sigNI	−0.001	−0.005[c]	−0.004[c]	−0.005[c]
	(−0.77)	(−7.97)	(−7.45)	(−7.28)
LEV	0.001[c]	0.002[c]	0.002[c]	0.001[c]
	(4.44)	(10.00)	(9.72)	(6.54)
n	20 585	20 585	20 585	20 585

注:括号中是t值;a、b、c分别表示在10%、5%和1%置信度下显著。后同。

表3为市值M的绕锚运动检验结果,其中第1列为市值M的绕锚速度α_M,第2、3、4列为$M-B$、$M-M^*$、M^*-B的均值。Panel A为分年度检验结果,其中M的绕锚速度在19年样本年度中有17个样本年度显著,这说明我国证券市场的市值和市账比指标的绕锚运动普遍存在。Panel B为分行业检验结果,就行为因素和增长机会二者的占比来看,行为因素占比最高的行业为零售行业和能源行业,占比分别为32.6%和27.3%,相应M的绕锚调整速度为0.934和0.689;行为因素占比最低的行业是农林牧渔和制造业,占比分别为15.7%和9.58%,相应M的绕锚调整速度为0.834和0.632。行为因素占比高,绕锚调整速度快,但总的来看行业间的这种关系并不显著。行为因素占比反映了投资者对不同行业的关注程度,当投资者过度关注某行业时,该行业的市值会出现泡沫,M围绕M^*变化的幅度会更大,该行业行为因素占比就越高,近年来对新能源等热门行业的关注度要高于对农林牧渔等冷门行业的关注度,因此整体上热门行业的行为占比就偏高。Panel C为分规模检验结果,随着规模的增加,行为因素占比增加,小、中、大型企业的行为因素占比分别为8.42%、15.43%和33.63%。行业代码参见证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》所列的13个行业大类,剔除了金融业I。其中,A代表农林牧渔业,B代表采矿业,C代表制造业,D代表电力,E代表建筑,F代表交通运输,G代表信息技术,H代表批发和零售贸易,J代表房地产,K代表旅游,L代表娱乐,M代表综合类。

由于(3)式从本质上来讲是一个多变量比率法估值模型,主要涉及变量之间的相关性分析而不涉及因果性分析,但这里依然要对可能的内生性问题进行讨论。根据证监会的要求,上市公司必须在财务年度下一年的5月份之前披露财务报告,大部分公司是在4月份左右披露,而M的计算是在财务年度年底,因此右侧变量可以认为是被解释变量的前定变量,内生性问题较小。在实证分析阶段,我们用前期变量作为工具变量观察内生性的影响,用2SLS和GMM估计,结果与我们的预测一

致，内生性问题不大，模型具有较高的稳健性。鉴于篇幅所限，内生性检验的内容没有在文中列示，感兴趣的读者可以向作者索取。

表3　分年度、分行业MB动态调整速度分析

变量	α_M	$M-B$	$M-M^*$	M^*-B
Panel A（分年度检验）				
y99	0.830[c]	1.758	−2.766	4.524
y00	0.861[c]	1.696	0.252	1.444
y01	0.980	1.442	2.755	−1.313
y02	1.009	1.236	2.110	−0.874
y03	0.902[c]	0.930	1.187	−0.249
y04	0.916[c]	0.563	7.989	−7.426
y05	0.924[c]	0.721	−5.009	5.730
y06	0.821[c]	1.631	−3.044	4.675
y07	0.870[c]	1.201	1.221	−0.020
y08	0.821[c]	1.282	−0.359	1.641
y09	0.826[c]	1.416	−1.044	2.460
y10	0.851[c]	1.292	0.961	0.331
y11	0.930[c]	0.916	2.234	−1.318
y12	0.901[c]	0.869	0.379	0.490
y13	0.821[c]	0.931	−0.263	1.194
y14	0.826[c]	1.394	−3.237	4.631
y15	0.744[c]	1.168	1.110	0.058
y16	0.758[c]	1.066	0.399	0.667
y17	0.872[c]	0.689	2.309	−1.620
Panel B（分行业检验）				
A	0.872[c]	1.096	0.105	0.991
B	0.632[c]	1.246	0.292	0.954
C	0.822[c]	1.201	0.188	1.013
D	0.834[c]	0.898	0.245	0.653
E	0.689[c]	1.046	0.221	0.825
F	0.737[c]	1.137	0.27	0.867
G	0.798[c]	1.314	0.219	1.095
H	0.807[c]	1.185	0.386	0.799
J	0.934[c]	1.126	0.241	0.885
K	0.851[c]	1.283	0.216	1.067
L	0.848[c]	1.394	0.308	1.086
M	0.815[c]	1.238	0.239	0.999
Panel C（分规模检验）				
small	0.876[c]	1.497	0.126	1.371
median	0.819[c]	1.147	0.177	0.970
big	0.762[c]	0.904	0.304	0.600
Panel D（样本总体检验）				
Total	0.850[c]	1.183	0.233	0.950

四、绕锚运动的污染逻辑分析

以下遵循新古典三因子定价模型的标准检验程序对市账比效应及其污染逻辑进行分析。标准的策略组合检测结果见表4。表4前三个板块纵向第一层按$M-M^*$分组,即高$M-M^*$、低$M-M^*$和全样本组,每个板块内又分左右两组,左侧统计的是超额收益的等权重均值,右侧统计的是超额收益的市值加权均值。第二层分组是纵向M^*-B和横向$M-B$分组,各分5组,为5×5方阵,在右边界和下边界,分别是相应方向组4与组0均值差,并依据分组t检验的p值给相应均值差标志a、b和c,分别代表10%、5%和1%显著性水平下显著。每组右下角为(4,4)组均值减去(0,0)组均值差,代表横竖两个变量的综合效应。

(一)污染逻辑分析

板块1(高$M-M^*$组)左侧的等权重均值检验,纵向M^*-B 5组中有3组(组0,1,2)显著,高低组差分别为0.105,0.093和0.074,分别在1%,5%和10%显著性水平下显著,而横向$M-B$分组中有2组为正(与理论预期相同),3组为负(与理论预期相反),且均不显著。与本文研究假设相符,即普通市账比中包含行为因素,且行为因素与成长机会对未来收益的影响方向相反,污染了MB效应的测量。而低$M-M^*$组,纵向M^*-B分组中只有1组显著,但符号方向均与理论相符,而横向$M-B$分组中有4组结果为负,与理论相违。

板块3的全样本结果也说明了这一点,纵向M^*-B有2组显著,且结果均与理论相符,但横向$M-B$分组结果方向与理论相违,且5组中有3组显著为负。板块1、2、3右侧市值加权超额收益的结果与左侧结果基本一致,但纵向上的M^*-B分组检验效应变弱,甚至出现了一些符号相反的情况(如板块1第3、4组的−0.015和−0.008)。横向上的结果也与左侧存在一定的差异,比如出现一些结果显著为负的情况(如板块1横向第2、3组,−0.119和−0.114)。我们对此的解释是规模因素与MB分组存在某种形式的联系,表4板块4对这一猜测做了进一步分析。

表4 市账比、行为误差($M-M^*$)及成长机会(M^*-B)分组的组合检测

分组	M^*-B	0	1	2	3	4	C4−C0	0	1	2	3	4	C4−C0
	(上下)	$M-B$(左右)(由小到大,等权重超额收益)						$M-B$(左右)(由小到大,市值加权超额收益)					
高 $M-M^*$	0	0.029	0.019	0.054	0.06	0.07	0.041	−0.045	−0.012	0.052	0.055	0.06	0.105[a]
	1	0.084	0.069	0.078	0.065	0.085	0.001	0.047	0.055	0.052	0.038	0.035	−0.011
	2	0.099	0.103	0.074	0.029	0.057	−0.042	0.11	0.07	0.02	0	−0.009	−0.119[b]
	3	0.104	0.093	0.094	0.068	0.043	−0.061	0.071	0.052	0.051	−0.002	−0.043	−0.114[a]
	4	0.133	0.113	0.127	0.092	0.113	−0.021	0.072	0.053	0.077	0.04	0.052	−0.02
	R4−R0	0.105[c]	0.093[b]	0.074[a]	0.032	0.043	0.084[a]	0.117[b]	0.065	0.024	−0.015	−0.008	0.084[a]
	M^*-B	0	1	2	3	4	C4−C0	0	1	2	3	4	C4−C0
	(上下)	$M-B$(左右)(由小到大,等权重超额收益)						$M-B$(左右)(由小到大,市值加权超额收益)					
低 $M-M^*$	0	0.01	0.02	0.003	0.015	−0.081	−0.091[b]	−0.028	−0.002	−0.003	0.004	0	0.027
	1	0.045	0.062	0.049	−0.012	0.009	−0.036	0.04	0.071	0.011	−0.015	0.039	−0.001
	2	0.024	0.023	0.033	−0.061	−0.04	−0.064	0.003	−0.008	−0.024	−0.045	0.075	0.072
	3	0.047	−0.025	0.067	−0.017	−0.051	−0.097[a]	0.011	−0.074	0.109	−0.012	−0.121	−0.132[a]
	4	0.109	0.066	0.042	0.055	0.123	0.014	0.064	0.03	0.009	0.027	0.027	−0.037
	R4−R0	0.098	0.046	0.039	0.04	0.204[c]	0.113[b]	0.092	0.032	0.011	0.023	0.028	0.113[b]

续表4

分组	M^*-B	0	1	2	3	4	C4−C0	0	1	2	3	4	C4−C0
	（上下）	$M-B$（左右）（由小到大，等权重超额收益）						$M-B$（左右）（由小到大，市值加权超额收益）					
全样本	0	0.011	0.054	0.005	0.005	−0.025	−0.036	−0.031	0.045	−0.006	−0.003	0.004	0.035[a]
	1	0.069	0.066	0.069	0.043	−0.001	−0.071[b]	0.039	0.06	0.041	0.029	0.019	−0.019
	2	0.096	0.063	0.056	0.039	−0.033	−0.129[c]	0.096	0.045	0.003	0.008	0.042	−0.054
	3	0.108	0.089	0.04	0.024	−0.013	−0.121[c]	0.072	0.017	−0.046	−0.002	0.009	−0.064
	4	0.121	0.083	0.123	0.058	0.084	−0.037	0.076	0.02	0.061	0.023	0.023	−0.053
	R4−R0	0.11[c]	0.029	0.118[a]	0.054	0.109[c]	0.073[b]	0.107[c]	−0.025	0.068	0.026	0.019	0.073[b]
	M^*-B	0	1	2	3	4	C4−C0	0	1	2	3	4	C4−C0
	（上下）	$M-M^*$（左右）（由小到大，等权重超额收益）						SIZE（左右）（由小到大，市值加权超额收益）					
全样本	0	0.091	0.077	0.061	0.041	0.025	−0.066[c]	0.097	0.061	0.078	0.031	0.029	−0.068[c]
	1	0.101	0.086	0.046	0.053	0.017	−0.084[c]	0.088	0.089	0.058	0.059	0.01	−0.078[c]
	2	0.085	0.092	0.057	0.048	0.021	−0.064[b]	0.12	0.069	0.038	0.044	0.03	−0.09[c]
	3	0.102	0.037	0.029	0.024	−0.041	−0.143[c]	0.104	0.087	0.003	−0.026	−0.018	−0.122[c]
	4	0.138	0.066	0.036	−0.039	−0.021	−0.159[b]	0.129	0.093	0.029	−0.024	−0.048	−0.177[c]
	R4−R0	0.047	−0.011	−0.025	−0.081[b]	−0.046	−0.112[c]	0.033	0.032	−0.049	−0.056[a]	−0.076[b]	−0.144[c]

对于市账比和规模的联系，以及市账比中包含的$M-M^*$因素影响分组收益模式的分析，见板块4，板块4左侧为$M-B$（纵向）和$M-M^*$（横向）的5×5分组检验，其中横向组间差结果为负，且均在1%显著性水平下显著，说明行为因素越大，超额收益越小，与理论相符。右侧为$M-B$（纵向）与SIZE（横向）的5×5分组检验，规模越大，平均超额收益越低，与理论相符，5组结果均在1%显著性水平下显著为负。现已知规模（SIZE）和$M-M^*$对超额收益的影响均是负向且显著的，但它们对$M-B$效应的具体干扰模式尚不明确。鉴于此，我们以SIZE、$M-B$进行交叉分组检验，统计目标是$M-M^*$，结果见表5。

表5左侧为SIZE（纵向）和$M-B$（横向）的交叉分组，可以看出，横向结果均在1%显著性水平下显著为正，说明$M-B$与$M-M^*$之间显著正相关。即MB越大，MB对超额收益的正效应越大，则$M-M^*$越大，$M-M^*$对超额收益的负效应越大，且由于$M-M^*$的负效应更高，因此MB越高，反而负效应越强。表4板块1、2、3横向$M-B$组间差的异常得到了合理的解释。表5纵向5个组间差均在1%显著性水平下显著为正，说明规模越大，$M-M^*$越大。规模与$M-M^*$成正比，规模和行为均对预期超额收益有负向影响。这一结果解释了表4板块1、2、3右侧市值加权超额收益组间差显著为负的结果，因为MB越高，$M-M^*$越高，则SIZE越高。MB越高的组，SIZE普遍越高，权重大的股票，其超额收益越低，呈现整体上高$M-B$组加权超额收益偏低的情况。鉴于此，在进行分组检验时，用等权重平均超额收益率相对要更稳健。

表5　市账比、剔除行为因素市账比及规模因素分组的组合检测

分组	0	1	2	3	4	C4−C1	0	1	2	3	4	C4−C1
SIZE（上下）	$M-B$（左右）（统计变量为$M-M^*$）						$M-B$（左右）（统计变量为MR=($M-M^*$)/MB）					
0	−0.551	−0.315	−0.139	0.009	0.381	0.932[c]	−5.651	−0.44	−0.165	−0.031	0.127	5.778
1	−0.595	−0.392	−0.227	−0.042	0.298	0.894[c]	−0.965	−1.085	−0.366	−0.105	0.09	1.056
2	−0.51	−0.345	−0.17	0.008	0.385	0.895[c]	2.841	−1.169	−0.408	−.077	0.152	−2.689
3	−0.404	−0.198	−0.025	0.157	0.476	0.881[c]	−1.127	8.835	−0.205	0.053	0.219	1.346[a]
4	−0.122	0.131	0.293	0.487	1.003	1.125[c]	0.743	0.018	0.24	0.349	0.441	−0.302
R4−R1	0.429[c]	0.446[c]	0.432[c]	0.478[c]	0.622[c]	1.554[c]	6.394	0.458[c]	0.405[c]	0.380[c]	0.313[c]	6.091

表5右侧的统计目标是MR占比(即($M-M^*$)/($M-B$)),这样做的原因是虽然我们发现$M-B$与$M-M^*$正相关,但我们想知道$M-B$是否与$M-M^*$占$M-B$的权重相关。结果横向$M-B$分组的组间差只有1组显著为1.346,其余不显著,纵向SIZE分组的组间差有4组在1%显著性水平下显著为正,说明$M-B$与行为信息占比并无显著相关性,但规模越大的企业,行为信息占比越高。换句话说,随着$M-B$的提高,行为部分$M-M^*$等比例提高,但行为部分占总$M-B$的比例却与$M-B$的提高关系不大。而随着规模的提高,不管是行为部分$M-M^*$,还是行为占比均显著提高。上述分析刻画了市账比效应中行为因素对预期收益的影响模式,以及行为因素对市账比效应的具体污染路径,现将这一具体污染路径归纳总结,结果如图2所示。

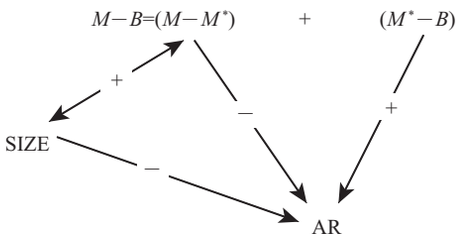


图2 行为因素对市账比效应污染路径

由图2可知,行为因素($M-M^*$)对超额收益AR的影响为负,成长性因素(M^*-B)对AR的影响为正,传统MB对AR的影响不稳定。行为因素与规模因素正相关,二者对AR的影响均为负,从本文的分析结果看,行为因素对AR的影响更强,因此$M-B$整体表现出有违理论预期的结果,MB越大,超额收益越小。分析到这一步,本文还剩下最后一个问题没有解决,就是$M-M^*$对AR的负效应是不是通过SIZE传导的,或反之,SIZE对AR的负效应是不是通过$M-M^*$传导的。对此,本文对$M-M^*$与SIZE分组策略进行了检验,结果如表6所示。

表6 规模因素、行为因素分组的组合检测

分组	SIZE(左右)					
$M-M^*$(上下)	0	1	2	3	4	C4−C1
0	0.132	0.122	0.066	0.071	0.065	−0.067[b]
1	0.108	0.079	0.058	0.06	0.037	−0.071[b]
2	0.147	0.075	0.031	0.033	0.023	−0.124[b]
3	0.083	0.025	0.034	0.039	0.015	−0.067[b]
4	0.04	−0.008	−0.056	−0.021	−0.031	−0.071[b]
R4−R1	−0.092[c]	−0.131[c]	−0.122[c]	−0.092[c]	−0.096[c]	−0.163[c]

表6为按照行为因素($M-M^*$)和规模(SIZE)分组的投资策略检测,两个因素均由小到大分为5组,构成5×5方阵,纵向高低组平均超额收益之差在1%显著性水平下显著为负,与绕锚效应的理论预期相符,横向上规模高低组平均超额收益的差均在5%显著性水平下显著为负,与理论相符。可以看出,在考虑了规模因素后,行为因素依然显著负向影响平均超额收益,即行为因素、规模效应各自均对AR有显著的影响,这种影响并不是靠二者之间的正相关关系传递的,不存在主从关系,也即二者对AR的负向影响各有各的机理,其中行为部分的理论逻辑就是本文给出的绕锚机制。

(二)因子定价的再检验

表7第1行是传统的三因子模型Fama-Macbetch回归结果,结果显示SMB系数为0.046,t值为4.498,1%显著性水平下显著,与理论相符,HML系数为−0.017,t值为−1.202,并不显著,是绕锚误差污染所致。第2行是以剔除了行为因素的M^*-B作为划分HML的依据,用HML*表示,HML*的斜率为−0.059,t值为−3.561,在1%显著性水平下显著,斜率为负与理论预期相同。采用传统MB指标进行Fama-Macbeth回归,HML的斜率并不显著,且常数项显著不为0,说明HML并不能很好地

解释超额收益，而采用剔除了行为因素的HML*进行检验，得到的斜率显著，且常数项无差异于0，说明解释效果更好。

表7　总样本Fama-Macbetch三因子检验

Model	Intercept	RM	SMB	HML	HML*
M-B	−0.067[c]	1.483[c]	0.046[c]	−0.017	
	（−3.100）	（10.459）	（4.498）	（−1.202）	
*M**-*B*	−0.017	1.369[c]	0.067[c]		−0.059[c]
	（−0.801）	（9.612）	（6.157）		（−3.561）
Model	GRS	$A(\lvert\alpha_i\rvert)$	$\frac{A(\lvert\alpha_i\rvert)}{A(\lvert R_i\rvert)}$	$\frac{A(\alpha^2)}{A(R_i^2)}$	
M-B	0.608	0.101	0.694	0.852	
*M**-*B*	0.680	0.107	0.737	0.751	

为了对定价效果进行检验，我们按照历史平均SIZE和MB进行5×5分组，分别计算每个小组内的平均斜率，对常数项进行GRS检验，检验它们是否无差异于0，结果如表7板块2所示，GRS结果列示的是GRS检验的p值，$M-B$与$M-B^*$均无法拒绝原假设，均认为模型合适。后面的三个检验指标选用的是Fama和French在2015年提供的另外三个指标，分别是平均绝对值常数项、常数项与超额收益平均绝对值之比、常数项与超额收益方差比。GRS结果显示，M^*-B的结果要好于$M-B$，剩下三个指标在两个模型中均差异不大，其中$\frac{A(\alpha^2)}{A(R_i^2)}$的结果显示$M^*-B$的结果略好，而$A(|\alpha_i|)$和$\frac{A(\lvert\alpha_i\rvert)}{A(|R_i|)}$的结果虽然显示$M-B$的结果稍好，但相差不大。总的来说，利用$M^*-B$替代$M-B$，使本来不显著的市账比变得显著，说明本文给出的绕锚运动以及该运动对市账比效应的污染逻辑是成立的。

综上，为了保证结论的可靠，我们将稳健性分析体现在论证过程中。在因子定价检验阶段，本文分行业、分年度、分规模做了检验，发现结论是一致的，在分组策略检验部分，我们给出了多种分组方式，结果再一次证明了我们对绕锚运动的理解是正确的。本文从绕锚运动的提出到后续的各项检验，逻辑自洽，论证最终形成闭环，说明我们提出的市账比效应中外差异的绕锚解释是合理的。

五、结　语

（一）主要结论

本文通过绕锚运动来研究中国市账比效应检验中的行为定价误差污染问题。首先根据文献梳理，给出了一种绕锚机制来解释行为定价误差，认为行为定价误差来源于中国证券市场的低信息效率。市值是随时间变化的连续变量，而账面价值是定期公布的间断变量，在财务变量未公布的日子里，投资者会基于以往信息对未来财务变量进行预测，并对前一期财务变量的变化进行超出最优值（锚）的过度解读。当新的财务信息公布时，对前一期过度解读的调整和新一期的过度解读复合效应会使市场向财务指标变动的方向运动，这种周而复始的绕锚运动弱化了MB效应的检测效果，使中国市场本来显著的MB效应变得不显著，以至于国外相关学者武断地认为中国市场不适合价值投资策略。

本文将MB指标拆解成反映市场行为因素的$M-M^*$和反映成长机会的M^*-B，并用非线性动态面板模型来识别MB的绕锚运动速度，发现MB存在显著的绕锚运动，行为定价误差显著。接下来

用传统的三因子模型投资策略检验法检验了MB、$M-M^*$和M^*-B分组下的低高组超额收益,结果显示,中国的MB效应不显著,这一发现与多数学者的结论相同。在剔除了行为因素后,剩余的成长机会因素M^*-B存在显著的市账比效应,而行为部分$M-M^*$的效应方向与M^*-B效应的方向正好相反,这就解释了为什么用原始的市账比指标检测不出MB效应,因为蕴含在MB中的行为定价误差把成长机会因素的效应弱化了。

(二)对市账比效应的进一步思考及未来研究重点

本文首先发现$M-B$与M^*负相关、与$M-M^*$正相关,M^*-B与M^*负相关、与$M-B$正相关。这里容易理解的是$M-B$与$M-M^*$正相关和与M^*-B正相关:前者可以解释为当市场普遍上升或下降时,蕴含在M中的行为误差同比变大或变小,因此$M \propto M-M^*$,即$M-B \propto M-M^*$;后者可以解释为$M-B$越大,剔除了行为定价误差后的M^*-B越大,即市账比越大,其所蕴含的成长机会越大。上述两点可以总结为$M-B$越大,其蕴含的行为误差越大,其蕴含的成长机会越大。而M^*与$M-B$负相关、与M^*-B负相关,则$M-B$越大,蕴含的行为误差越大,且M^*越大,M^*-B越小。前者的含义与直觉相同,$M-B$越大,$M-B$中所蕴含的行为误差越大,而后者则暗示M^*越大,B越大,且B的变动幅度要大于M^*,这一点与直觉不符。投资者普遍认为行为因素导致的市值调整速度要大于账面因素的调整速度,因为直觉上账面数字的变化总要落后于市场的变化,市场变化更具有活力,但结果暗示,账面价值的变化可能要更大。进一步的研究需要考虑账面价值B的变化或MB指标本身的变化。

$$\mathrm{MB}_{it} - \mathrm{MB}_{it-1} = \alpha_{\mathrm{MB}}(\mathrm{MB}^*_{it} - \mathrm{MB}_{it-1}) \quad (6)$$

(6)式为直接对账面市值比进行绕锚运动的检验方法,但目前学术界尚无MB决定的相关理论,本文在Golubov和Konstantinidi方法的基础上(3式)尝试用受约束回归的方式研究MB本身的绕锚运动,但目前还不成熟,相关方法还有待完善,对账面值B动态调整部分的刻画有待进一步研究。

本文的研究结果显示,中国证券市场适合价值投资策略,但建设多渠道、宽领域、高频度的信息披露机制以降低投资者的信息弱势,依然是未来证券市场制度建设的重点。

[参 考 文 献]

[1] Lakonishok J., Shleifer A. & Vishny R. W., "Contrarian investment, extrapolation, and risk," *The Journal of Finance*, Vol. 49, No. 5 (1994), pp. 1541-1578.

[2] Golubov A. & Konstantinidi T., "Where is the risk in value? evidence from a market-to-book decomposition," *The Journal of Finance*, Vol. 74, No. 6 (2019), pp. 3135-3186.

[3] Rhodes-Kropf M., Robinson D. T. & Viswanathan S., "Valuation waves and merger activity: the empirical evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, No. 9 (2005), pp. 561-603.

[4] 肖作平:《资本结构影响因素和双向效应动态模型——来自中国上市公司面板数据的证据》,《会计研究》2004年第2期,第36-41页。

[5] 连玉君、钟经樊:《中国上市公司资本结构动态调整机制研究》,《南方经济》2007年第1期,第23-38页。

[6] Fama E. F. & French K. R., "Size, value, and momentum in international stock returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 105, No. 3 (2012), pp. 457-472.

[7] Fama E. F. & French K. R., "A five-factor asset pricing model," *Journal of Financial Economics*, Vol. 116, No. 1 (2015), pp. 1-22.

[8] Fama E. F. & French K. R., "Value versus growth: the international evidence," *The Journal of Finance*, Vol. 53,

No. 6（1998），pp. 1975-1999.
[9] Kogan L. & Papanikolaou D.，“Growth opportunities，technology shocks，and asset prices，”*The Journal of Finance*，Vol. 69，No. 2（2014），pp. 675-718.
[10] Liew J. & Vassalou M.，“Can book-to-market，size and momentum be risk factors that predict economic growth，”*Journal of Financial Economics*，Vol. 57，No. 2（2000），pp. 221-245.
[11] Lettau M. & Wachter J. A.，“Why is long-horizon equity less risky? a duration based explanation of the value premium，”*The Journal of Finance*，Vol. 62，No. 1（2007），pp. 55-92.
[12] Amit R. & Livnat J.，“Diversification and the risk-return trade-off，”*Academy of Management Journal*，Vol. 31，No. 1（1988），pp. 154-166.
[13] Kumar M. V. S.，“Are joint ventures positive sum games? the relative effects of cooperative and noncooperative behavior，”*Strategic Management Journal*，Vol. 32，No. 1（2010），pp. 32-54.
[14] Shleifer A. & Vishny R. W.，“Stock market driven acquisitions，”*Journal of Financial Economics*，Vol. 70，No. 3（2003），pp. 295-311.
[15] Lui D.，Markov S. & Tamayo A.，“What makes a stock risky? evidence from sell-side analysts’ risk ratings，”*Journal of Accounting Research*，Vol. 45，No. 3（2007），pp. 629-665.
[16] Da Z. & Warachka M. C.，“Cashflow risk，systematic earnings revisions，and the cross-section of stock returns，”*Journal of Financial Economics*，Vol. 94，No. 3（2009），pp. 448-468.
[17] Iyer D. N. & Miller K. D.，“Performance feedback，slack，and the timing of acquisitions，”*The Academy of Management Journal*，Vol. 51，No. 4（2008），pp. 808-822.
[18] Fama E. F. & French K. R.，“Common risk factors in the returns on the stocks and bonds，”*Journal of Financial Economics*，Vol. 33，No. 1（1993），pp. 3-56.
[19] Daniel K. & Titman S.，“Market reactions to tangible and intangible information，”*The Journal of Finance*，Vol. 61，No. 4（2006），pp. 1605-1643.
[20] Daniel K. & Titman S.，“Testing factor-model explanations of market anomalies，”*Critical Finance Review*，Vol. 1，No. 1（2013），pp. 103-139.
[21] Alti A. & Titman S.，“A dynamic model of characteristic-based return predictability，”*The Journal of Finance*，Vol. 74，No. 6（2019），pp. 3187-3216.
[22] Kleibergen F. & Zhan Z.，“Robust inference for consumption-based asset pricing，”*The Journal of Finance*，Vol. 75，No. 1（2020），pp. 507-550.
[23] Kubota K. & Takehara H.，“Does the Fama and French five-factor model work well in Japan，”*International Review of Finance*，Vol. 18，No. 1（2017），pp. 137-146.
[24] Chui A. C. W. & Wei K. C. J.，“Book-to-market，firm size，and the turn-of-the-year effect：evidence from Pacific-Basin emerging markets，”*Pacific-Basin Finance Journal*，Vol. 6，No. 3-4（1998），pp. 275-293.
[25] Griffin J. M.，“Are the Fama and French factors global or country specific，”*The Review of Financial Studies*，Vol. 15，No. 3（2002），pp. 783-803.
[26] Carhart M. M.，“On persistence in mutual fund performance，”*The Journal of Finance*，Vol. 52，No. 1（1997），pp. 57-82.
[27] 黄兴旺、胡四修、郭军：《中国股票市场的二因素模型》，《当代经济科学》2002年第5期，第50-57，95页。
[28] 顾娟、丁楹：《中国证券市场价值成长效应的实证研究》，《经济评论》2003年第2期，第101-105页。
[29] 陈学胜：《中国股票市场的三因子时变风险溢价模型研究》，《南方经济》2007年第4期，第67-73页。
[30] 贺炎林：《基于状态转移信息对FF三因子模型的改进》，《中国管理科学》2008年第1期，第7-15页。
[31] 潘莉、徐建国：《A股市场的风险与特征因子》，《金融研究》2011年第10期，第140-154页。
[32] 田利辉、王冠英、张伟：《三因素模型定价：中国与美国有何不同？》，《国际金融研究》2014年第7期，第37-45页。
[33] 李倩、梅婷：《三因素模型方法探析及适用性再检验：基于上证A股的经验数据》，《管理世界》2015年第4期，第

184-185页。
[34] 熊明达:《Fama-French三因素模型在中国股市的应用——基于A股市场的实证检验》,《当代经济》2015年第26期,第130-131页。
[35] 杨炘、陈展辉:《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》2003年第12期,第137-141页。
[36] 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》,《金融研究》2017年第6期,第191-206页。
[37] Goranova M., Dharwadkar R. & Brandes P., "Owners on both sides of the deal: mergers and acquisitions and overlapping institutional ownership," *Strategic Management Journal*, Vol. 31, No. 10 (2010), pp. 1114-1135.

Why Is the Market-to-Book Effect Not Significant in China?

Liu Bin[1,2] Xiao Wen[1,2]
(*1. Ningbo Institute of Technology, Zhejiang University, Ningbo 315100, China;*
2. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

Abstract: The positive return differential between high and low book-to-market stocks is the value effect, having been documented in many markets around the world. A great number of researches have shown that the market-to-book (MB) factor performs poorly in tests on China's portfolios. The mechanism for why the MB effect is not significant in China needs a more detailed description, but further study in this area is deficient. As an emerging market, the volatility of China's stock market is larger than that of developed countries. The high return volatility leads us to suspect that the market behavior of investors may interfere with the measurement of the MB effect. We decompose MB into market-to-value and value-to-book components by using the model introduced by Rhodes-Kropf, Robinson, and Viswanathan (2005). By analyzing the dynamic adjustment behavior between the value-to-book component and the convenience MB by using the partial adjustment model proposed by Flannery and Rangan (2006), we find that MB fluctuates up and down around the value-to-book component, and we define this finding as an anchor-twisting motion. After excluding the anchor-twisting component, we re-test the three-factor pricing model proposed by Fama and French by using the Chinese portfolio, and find that the MB effect changes from insignificant (t value=—1.202) to significant (t value=—3.561). The finding of our research provides a standard data preprocessing program for the follow-up research of Fama and French's factor pricing test on China's portfolios.

The result of the partial adjustment model shows that MB's adjustment speed is 0.85, which indicates that the typical firm completes more than half of its proper market capital adjustment in less than one year. The adjustment parameter is significant at the 99 confidence level, which suggests that the anchor-twisting motion is widespread in Chinese stock markets. Over the 1998 to 2017 period, a long-short portfolio strategy based on the conventional MB ratio produces an average return of —2.3% per year. The same strategy based on value-to-book produces an average return of 8.4%, whereas the market-to-value produces an average return of —10.3%. Our baseline results show that the entire value premium concentrates on the value-to-book component. The market behavioral component (market-to-value) interferes with the measurement of the conventional MB effect. The formal pricing tests show that the value-to-book component can explain the cross-section of returns. The parameter of the three-factor regression rises by 42 basis points from MB's —0.017 (t=—1.202) to M*B's —0.059 (t=—3.561),

significant at 99% confidence level. We give a specific explanation for the source of the anchor-twisting motion. The *M* (market capital) and *B* (book value) have different information transmission efficiency. *M*'s information transmission efficiency is higher because the price is transmitted in real-time, while *B*'s information transmission efficiency is lower because the financial information is disclosed quarterly. Investors always optimistically or pessimistically predict the future based on past information, when the past *B* rises, their expectation for future *B* will also rise. Once they find that their optimistic or pessimistic expectations are not in line with the new disclosed B, they will overbuy or sell stocks in the opposite direction. Under this view, the anchor-twisting motion represents reversals of expectation errors, which tend to occur around earnings announcement dates following portfolio formation. The anchor-twisting motion reflects systematically optimistic and pessimistic expectations. The widespread anchor-twisting motion is due to the inefficiency of information transmission in the Chinese stock market. We suggest that China continuously improve the information disclosure system of listed companies.

The contributions of this paper are summarized as follows. (1) We define the anchor-twisting motion and find it is widespread in the Chinese market. (2) By decomposing MB into market-to-value and value-to-book components, we find that the entire value premium concentrates on the value-to-book components, and the market-to-value component interferes with the measurement of the conventional MB effect. (3) We provide a standard data preprocessing program for the follow-up research of Fama and French's factor pricing test on China's portfolios.

Key words: anchor-twisting motion; behavioral pricing errors; market to book ratio; factor-based pricing model