

股票名称与股票价格非理性联动*

——中国 A 股市场研究

□李广子 唐国正 刘 力

摘要 本文利用中国 A 股市场中独特的配对股票样本对股票价格间的“非理性联动”现象进行了研究,并探讨了导致这种非理性联动的原因。本文发现:(1)仅名称相似,但没有其他相关性的配对股票收益率之间存在很高的正相关性;(2)比较名称变更前股票收益率相关性的变化发现,名称变更对股票之间的联动性具有显著影响;(3)与机构投资者相比,个人投资者更容易对名称相似的配对股票产生混淆;另外,投资者情绪变化幅度越大,配对股票之间的联动性越高,说明投资者情绪变化对配对股票之间的联动起到了放大作用。除此以外,对配对股票来说,如果一只股票价格变动反映的是“坏消息”(“好消息”),则该股票收益率对另一只股票的收益率具有更高(低)的解释力,意味着投资者由于损失厌恶而对“坏消息”的反应程度要大于对“好消息”的反应程度。

关键词 配对股票 股票联动 股东户数 投资者情绪 损失厌恶

一、引言

近年来,随着金融研究的深入,众多与经典金融学理论不一致的实证现象被揭示出来,行为金融也因此成为金融学研究中的热门话题之一。与经典金融学基于理性人假设不同,行为金融学依据心理学的研究成果对理性人假设进行了拓展,探讨所谓“非理性”的行为因素对市场参与者的投资决策等金融活动的影响(张峥、徐信忠,2006)。

投资者的“非理性”行为的一个典型特征就是对“信息”做出与“理性人”假设不同的反应。因此,那些没有或很少实质信息含量的事件对股票价格的影响就成为一个很好的研究对象。其中,股票名称的变化或混淆是一个很有特点的研究事例。比如,Bosch 和 Hirschey(1989)发现,扣除那些由于公司重组而更名的样本,名称变更所产生的价值效应是微弱和短暂的;Cooper 等(2001)和 Lee(2001)均发现,在互联网狂热时期,公司在把名称中加入“.com”之后,股票价格会产生显著为正的异常收益;Head 等(2009)发现,那些名称更容易被记住的公司要比市场组合具有更高的收益率。在我国,刘力和田雅静(2004)研究了股票名称变更对股价的短期影响,他们发现,不具有任何经济意义也不向市场传递任何新信息的公司股票名称变更“事件”会引起股票价格的显著波动。此外,赵静梅和吴风云(2009)发现股票代码尾数为 8 的股票的市盈率较高,说明投资者对吉利数字的崇拜。这些研究总体上发现了投资者对与基本面无关的信息存在过度反应的证据,进而验证了投资者的非理性行为。

另一类基于股票名称的研究考察了名称相似的股票给投资者带来的混淆。Rashes(2001)发现,美国一家通信公司 MCIC 的收益率对一只封闭式基金 MCI 的收益率具有很高的解释力,二者交易量之间也具有很高的相关性,而这两家公司除了股票名称相似之外几乎没有任何共同点。作者把这种情况归结为投资者混淆了 MCIC 和 MCI。Rashes(2001)认为,一些投资者并不知道其所持有股票的准确名称,而根据具有相似名称的其他股票的信息错误地买卖所

* 本文是国家自然科学基金创新群体项目“行为金融:心理偏差、投资行为与资产定价”(项目编号 71021001)的阶段性成果之一,作者感谢国家自然科学基金对研究的支持。作者感谢 2009 年中国会计与财务研究国际研讨会、第二届(2009)《中国金融评论》国际研讨会参会人员的讨论,作者特别感谢 Harold Zhang、刘玉珍、熊德华、陈超、朱红军、Yihui Lan、Pingyang Gao、Dong Lou、陆蓉、周铭山、朱彤、傅雄广的有益意见,文责自负。

持有的股票,或者在股票交易时错误地买卖了其他相似名称的股票,即由于名称相似而产生了混淆。Rashes(2001)是一个关于投资者非理性行为的典型事例,但只是一个个案研究,这种现象是否具有普遍性?名称相似导致混淆的背后有哪些驱动因素?Rashes(2001)对这些问题并没有给出进一步的分析。

截至2008年底,中国上市公司数量已达1600多家,其股票名称通常包含2~4个字符,且以4个字符最为常见,很多公司股票名称非常相似。利用这一独特的样本,本文对仅仅名称相似而经营实质完全不同的30组股票(我们下文中将具有这种特点的两只股票称为“配对股票”)之间的联动关系及其背后的驱动因素进行了研究。本文发现:(1)配对股票的收益率之间存在很高的正相关性,名称相似导致的股票收益率之间的正相关很可能是一种普遍的现象,而不是个别现象;(2)两只非配对股票经过名称变更而成为配对股票后,二者收益率之间的相关性显著提高;同时,两只配对股票经过名称变更而成为非配对股票后,二者收益率之间的相关性显著降低,这意味着名称的相似性对两只股票收益率之间的联动具有显著影响,也与Rashes(2001)提出的联动是投资者混淆了股票名称而进行的投资决策造成的解释相符合;(3)对配对股票中的任一股票来说,其股东数量越多,另一只股票收益率对该股票收益率的解释力就越强,说明个人投资者比机构投资者更容易对配对股票产生混淆;(4)投资者情绪变化幅度越大,配对股票收益率之间的正相关性越高,这说明投资者情绪变化对配对股票之间的联动起到了放大作用;(5)对配对股票来说,如果一只股票价格变动反映了“坏消息”(“好消息”),则该股票收益率对另一只股票的收益率具有更高(低)的解释力,意味着投资者由于损失厌恶而对“坏消息”的反应程度要大于对“好消息”的反应程度,这与Kahneman和Tversky(1979)的效用函数解释相一致。

近些年来,股票市场的联动问题得到了学术界越来越多的重视(Barberis et al.,2005;Veldkamp,2006;Hameed et al.,2010;Brockman et al.,2010;等)。本文的主要贡献在于:首先,本文首次通过对较多样本的研究证实了由于名称相似导致股票收益率的联动不是一种偶然,而是某种具有普遍性、并在一个较长的时间内始终存在的现象。这一发

现丰富了行为金融学对投资者“非理性”投资行为的认识;其次,本文首次对影响这种联动现象的因素进行了研究,提出了影响联动现象的一些行为金融学解释(如前文(3)、(4)、(5)三项发现);第三,在实务层面上,本文的研究发现对深入认识和理解中国股票市场的投资者行为,为完善和改进中国股票市场的管理提供了有针对性的事实依据,同时,也从行为金融的角度对中国股市长期存在的严重的同涨同跌现象提供了新的理解视角和思路。

本文的后续安排如下:第二部分是研究设计与描述性统计;第三部分对配对股票之间的联动关系进行检验;第四部分分析了影响配对股票联动的因素;第五部分是稳健性检验;第六部分是结论。

二、研究设计与描述性统计

混淆是日常生活中一种常见现象,人们可能由于不同事物具有一定相似性而在辨别上产生了错误。从理论上讲,这种现象可能与认知心理学中的代表性法则(representativeness)有关。代表性法则认为,人们在不确定性情形下通常会抓住问题的某个特征直接推断结果,而不考虑这种特征出现的真实概率以及与特征有关的其他原因。在实际投资中,股票名称是投资者进行决策时所依据的重要信息,由于市场上有很多股票具有相似的名称,当投资者仅仅依赖股票名称中的某个特征而不是全部信息进行决策时,就会犯代表性错误,从而产生混淆。

(一)股票筛选

为了确定名称相似的股票样本,我们首先得到1991年至2007年共17年年末所有A股上市公司的股票名称,剔除ST、PT类公司和中小企业板上市公司,如果两只股票名称前两个字符相同,则定义为名称相似。如果前两个字符为国名或同一地名(如“中国”、“北京”等),我们不把它们作为名称相似的样本,并对此类样本予以剔除;如果前两个字符相同的股票有多只,我们随机选取其中满足筛选条件的两只股票作为样本,比如,2007年底,股票名称中前两个字符为“东方”的股票有15只,我们随机选择了“东方电子(000682)”和“东方集团(600811)”作为样本;此外,本文还剔除掉那些行业内著名公司的股票,这些公司通常具有很高的知名度,投资者很难混淆,比如“华夏银行(600015)”和“华夏建通(600149)”,两只股票的前两个字符均为“华夏”,但“华夏银行(600015)”作为一家上市银

行拥有很高的知名度,投资者很容易识别,样本中此类股票共有 5 组。在此基础上,本文共得到 100 组名称相似的股票。

为了考察名称相似对股票之间联动性的影响,我们还需要对其他的可能因素进行控制。参照 Rashes(2001),我们根据以下标准对上述 100 组股票进行筛选:(1)不存在关联方关系,以剔除关联方可能造成的联动。所谓关联方是指一方控制、共同控制另一方或对另一方施加重大影响,以及双方同受一方控制、共同控制或重大影响;(2)属于不同的行业,以剔除行业相同可能造成的联动。由于某些行业(比如制造业)所包含的范围较广泛,部分名义上属于同一行业的两家上市公司在经营范围上可能完全不同。比如“银河科技(000806)”和“银河动力(000519)”同属于制造业,但“银河科技(000806)”是一家主要生产变压器的公司,而“银河动力(000519)”则主营套缸、活塞的生产,两者经营范围完全不同。对于这类股票,我们依据其具体经营范围而不是名义行业,仍认为它们属于不同行业;(3)属于不同的地区,以剔除地区相同可能造成的联动;(4)对应公司特征存在较大差异,比如上市时间、股本、资产规模等。除此以外,我们还扣除那些名称变更前(后)样本时间较短的股票,因为对于这些股票我们无法考察名称变更对股票之间联动性的影响。利用这些标准进行筛选之后,可以认为配对股票之间除名称相似外基本上不具有其他相似之处。我们最终得到 34 组配对股票(具体见附表)。其中,有 18 组股票自上市日起就具有类似的名称(子样本 A),而有 8 组股票是在名称经过变更后由非配对股票变成

配对股票(子样本 B),另外 8 组股票的情形恰好相反,在名称经过变更后由配对股票变成非配对股票(子样本 C)。样本筛选过程见表 1。

二)数据
股票收益率、市场指数、封闭式基金折价等数据来自 CCER 色诺芬数据

表 2 描述性统计结果(2004~2008)

变量	Obs	Mean	Std	Min	25%分位数	50%分位数	75%分位数	Max
日收益率	113264	0.00	0.03	-0.50	-0.02	0.00	0.02	0.91
股东户数	112710	62258	89504	2075	19346	34171	67105	1056521
投资者情绪	113264	-0.30	0.06	-0.40	-0.35	-0.30	-0.25	-0.16

库,股东户数数据来自 WIND 数据库。样本的时间段自各股票上市之日起至 2008 年底。本文分析中用到的所有样本的一些主要指标的描述统计结果见表 2。

三)分析方法

下文分析中,我们将所有配对股票数据结合在一起,构成非平衡面板数据。这种分析方法一方面增加了观测值,从而大大提高了分析结论的科学性;另一方面也可以避免观测值较少可能带来的变量之间的多重共线性问题。分析面板数据时,通常有 3 种方式:基于普通最小二乘法(OLS)的混合回归模型、固定效应模型(fixed effect model)和随机效应模型(random effect model)。本文样本中,3 种模型给出的结果略有差异但并无显著不同。我们在分析中利用标准的方法对不同模型进行了比较,总体上看,随机效应模型略好于其他两类模型。下文中,我们将以随机效应模型为基础报告相应的分析结果。

三、股票联动分析

前文中我们曾说明,样本中有 18 组股票自上市日起就具有类似的名称(子样本 A),而有 8 组股票是经过名称变更由非配对股票变成配对股票(子样本 B),另外 8 组股票经过名称变更由配对股票变成非配对股票(子样本 C)。样本的这种特点使得我们不仅可以对配对股票的联动性进行检验,而且还可以分析名称变更对股票之间联动性的影响。如果

表 1 配对股票筛选

筛选步骤	说明	配对股票(组)
全样本(剔除ST、PT公司以及中小企	股票名称中前两个字符相同,剔除以下	100
减:存在关联关系	比如“万向德农(600371)”和“万向钱潮(000559)”同受万向集团公司控制。	28
减:经营范围近似或名称变更前(后)经营范围近似	比如“中金黄金(600489)”和“中金岭南(000060)”主营业务均与有色金属有关;“海通证券(600837)”的前身“都市股份(600837)”与“海通集团(600537)”经营范围均与农产品有关。	19
减:属于同一地区	比如“新潮创业(600840)”和“新潮中宝(600208)”同属于浙江地区。	12
减:公司特征近似	比如“西北化工(000791)”和“西北轴承(000595)”在资产规模、股本数量、上市日期等各方面比较近似。	1
减:名称变更后样本时间较短	比如“长江精工(600496)”及其前身“长江股份(600496)”与“长江投资(600119)”名称相似,2008年10月,“长江精工(600496)”变更为“精工钢构(600496)”,变更后样本观测值很少。	6
最终样本数量		34
其中:(1)自上市日起即为配对股票(子样本A)		18
(2)非配对股票经过名称变更后成为配对股票(子样本B)		8
(3)配对股票经过名称变更后成为非配对股票(子样本C)		8

配对股票之间的联动性是因为(至少部分因为)名称相似导致投资者混淆所引起,则名称变更会对股票之间的联动性产生显著影响。本部分中,我们将分别对这三类样本进行分析。

(一)子样本A:名称未发生变更

此类样本包括18组配对股票(名单见附表),所有18组股票均从上市之日起便拥有相似的名称。我们将各组股票的时间序列数据组合在一起,构建非平衡面板数据。参照Rashes(2001)的做法,在分析配对股票中对的股票的配对股票收益率对标的股票收益率的解释力时,我们对标的股票的配对股票所属行业龙头股票的收益率进行了控制。在行业龙头公司的确定上,我们要求龙头公司与该公司所属行业相同、经营范围类似、规模较大、行业知名度高等,具体名单见附表。为说明起见,假设 A_i 和 B_i ($i=1,2,\dots,n$)分别构成配对股票, AA_i 和 BB_i ($i=1,2,\dots,n$)分别为 A_i 和 B_i 所属行业的龙头股票。在下面的分析中,我们首先考察 B_i 和 BB_i 的收益率对 A_i 收益率的影响(见Panel A),然后进行反向的分析,考察 A_i 和 AA_i 的收益率对 B_i 收益率的影响(见Panel B)。需要说明的是,Rashes(2001)考察的联动关系是单向的,即MCIC收益率对MCI收益率的影响,而本文考察的联动关系则是双向的,即配对股票的影响是相互的。这是因为,在Rashes(2001)中,MCI是一只封闭式基金,而MCIC是一家通讯公司。一只基金所公告的信息通常较少,而一家通讯公司所公告的信息则要丰富得多,可能包括重大投资、兼并重组、关联交易、管理层变更、财务报告等等。数据的这种特点决定了MCIC和MCI之间的联动关系主要是单向的。而本文考察的是两只名称相似股票之间的联动性,配对的两只股票所公告的信息在内容上没有显著差异,因此,二者之间的联动关系是双向的。此外,参照Rashes(2001)的做法,我们选取市场收益率(Mkt_ret)作为控制变量,市场收益率以上证综合指数收益率作为代替。另外,考虑到小规模公司效应(size effect)和账面市值比效应(book to market effect),我们还依据Fama和French(1993)方法基于中国市场数据构建了规模因子(SMB)和账面市值比因子(HML)作为控制变量。具体结果见表3。

Panel A中各回归的结果是类似的,我们以回归(3)为例说明分析结果。回归(3)中, $Return2$ 的系数显著为正,绝对值为13.1%,说明该股票的收益率每变动1%,标的股票的收益率($Return1$)将会变动0.131%,这是一个很高的幅度。另外, $Return22$ 的回归系数为0.102且显著为正,说明该股票所属行业龙头股票的收益率对标的股票的收益率也具有很强的解释力。这一点与Rashes(2001)不同,Rashes(2001)发现,MCIC公司所属行业的龙头公司AT&T的收益率对封闭式基金MCI的收益率几乎没有解释力。这在一定程度上说明,中国市场上股票之间的联动性较高,而美国则不存在这种情况。这一结果与Morck等(2000)是一致的,他们发现,经济落后国家股票价格之间的联动性要高于经济发达国家。一个问题是,既然中国市场上股票之间具有较高的联动性,那么 $Return2$ 的系数为正是否由这一因素所引起?针对这一问题,我们可以进一步比较 $Return2$ 和 $Return22$ 的系数。尽管二者都显著为正,但是 $Return2$ 的系数在绝对值上要大于 $Return22$ 的系数且具有统计显著性(p 值小于5%)。这说明,该股票的收益率比其所属行业龙头股票的收益率对标的股票收益率($Return1$)具有更高的解释力。如果股票收益率之间的正相关性仅仅是由股票市场总体的联动性所引起,那么没有理由认为该股票比其所属行业龙头股票与标的股票有着更高

表3 子样本A联动分析(名称未发生变更)

Panel A (因变量: $Return1$)				Panel B (因变量: $Return2$)			
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
<i>Intercept</i>	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	<i>Intercept</i>	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>Return2</i>	0.340*** (0.007)	0.139*** (0.007)	0.131*** (0.007)	<i>Return1</i>	0.390*** (0.008)	0.161*** (0.008)	0.153*** (0.007)
<i>Return22</i>	0.289*** (0.007)	0.106*** (0.007)	0.102*** (0.007)	<i>Return12</i>	0.255*** (0.008)	0.072*** (0.007)	0.067*** (0.007)
<i>Mkt_ret</i>		0.811*** (0.013)	0.825*** (0.013)	<i>Mkt_ret</i>		0.854*** (0.014)	0.870*** (0.014)
<i>SMB</i>			0.036*** (0.003)	<i>SMB</i>			0.041*** (0.003)
<i>HML</i>			-0.003 (0.004)	<i>HML</i>			-0.016*** (0.004)
R^2	0.306	0.422	0.426	R^2	0.287	0.403	0.408
<i>Wald</i>	7215***	15649***	16097***	<i>Wald</i>	6252***	13937***	14359***
<i>BPLM</i>	0.93	1.24	0.64	<i>BPLM</i>	1.56	2.75*	2.26
<i>Obs</i>	26706	26706	26706	<i>Obs</i>	26706	26706	26706

注:*Intercept*为截距项;*Return1*、*Return2*分别为两只配对股票的日收益率;*Return12*、*Return22*分别为两只配对股票所属行业龙头股票的日收益率;*Mkt_ret*为上证综合指数日收益率;*SMB*和*HML*分别为依据Fama和French(1993)方法基于中国数据构建的规模因子和账面市值比因子; R^2 和*Wald*分别表示随机效应模型调整 R^2 和总体*Wald*值;*BPLM*为随机效应模型Breusch和Pagan LM统计量;*Obs*表示观测值数目。表中列示的为回归方程中截距项及各解释变量的回归系数,括号中为回归系数的标准差,*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%的显著性水平上异于0(双尾)。

的联动性。因此,两只配对股票收益率之间的高正相关性并不能完全由股票市场总体的联动性所解释。还可以看到,市场收益率(*Mkt_ret*)具有很强的解释能力。*SMB*的回归系数显著为正,*HML*为负但不显著,说明样本中规模效应较强,而账面市值比效应并不存在甚至为负。用于检验随机效应的*BP LM*检验所得到了 Chi^2 值为0.64,随机效应并不明显。

Panel B进行了反向的检验,以分析*Return1*和*Return12*对*Return2*的解释力,所得的结果与Panel A基本类似。所不同的是,在回归(5)中随机效应显著存在。

以上结果表明,两只配对股票的收益率之间高度正相关,这意味着二者之间存在着很高的联动性。进一步分析发现,标的股票的配对股票所属行业龙头股票的收益率对标的股票的收益率也具有很高的解释力,说明中国股票市场中不同股票之间的总体联动性较高;但是,标的股票的配对股票的收益率对标的股票收益率的解释力要高于其所属行业龙头股票的收益率,一定程度上说明两只配对股票收益率之间的高正相关性并不能完全由股票市场总体的联动性所解释。

(二)子样本 B:非配对股票经过名称变更成为配对股票

此类样本包括8组股票(名单见附表),这些股票原来为非配对股票,经过名称变更后成为配对股票。如果配对股票之间的高联动性是由投资者的混淆所引起,那么我们可以预期这些股票在经过名称变更而成为配对股票后,它们之间的联动性会显著提高。

为了对上述假设进行验证,我们定义虚拟变量*SAME*,该虚拟变量在两只股票经过名称变更而成为配对股票后取1,否则取0。我们仍然采取回归分析方法,重点考察*SAME*与标的股票的配对股票收益率的交互项的系数及其显著性。如果上述假设成立,那么我们预期该交互项的系数应该为正。具体结果见表4。

Panel A中回归(1)再次表明,配对股票比其所属行业龙头股票对标的股票收益率具有更高的解释力。回归(2)和回归(3)结果基本类似,我们以回归(3)为例说明分析结果。回归(3)中,虚拟变量*SAME*与*Return2*交互项的系数为正且具有很高的显著性,与本文的预期相符。该系数在绝对值上约为10%,表明当非配对股票经

过名称变更而成为配对股票后,它们收益率之间的相关性大大提高。与此同时,*Return2*的系数仍然显著为正,表明非配对股票在名称变更前同样具有很高的联动性。这说明,尽管名称变更导致两只股票联动性的提高,但并不能完全解释二者之间的联动性,这也意味着中国市场上不同股票之间的总体联动性很高。*Return22*的系数同样显著为正,进一步表明不同股票之间存在着很高的联动性。*SAME*与*Return22*交互项的系数为正但并不显著,说明名称变更对标的股票与其配对股票所属行业龙头股票间的联动性影响并不明显。*BP LM*检验 Chi^2 值为2.37,在10%的显著性水平上显著,表明随机效应存在。*SMB*系数显著为正而*HML*系数显著为负,说明样本中规模效应显著存在,而账面市值比效应不存在,其符号甚至与预期相反。

Panel B给出的结果是类似的,不再赘述。

利用非配对股票经过名称变更成为配对股票的样本,本文发现,非配对股票经过名称变更成为配对股票之后,其收益率之间的正相关性显著提高,这意味着股票名称由非相似名称向相似名称的变更显著提高了两只股票之间的联动性。因此,本文给出了投资者混淆造成配对股票之间联动的更

表4 子样本 B联动分析
(非配对股票经过名称变更成为配对股票)

Panel A (因变量: <i>Return1</i>)				Panel B (因变量: <i>Return2</i>)			
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
<i>Intercept</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	<i>Intercept</i>	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Return2</i>	0.141*** (0.010)	0.085*** (0.013)	0.078*** (0.013)	<i>Return1</i>	0.171*** (0.011)	0.122*** (0.014)	0.112*** (0.014)
<i>Return22</i>	0.114*** (0.011)	0.104*** (0.014)	0.097*** (0.014)	<i>Return12</i>	0.067*** (0.013)	0.061*** (0.017)	0.054*** (0.017)
<i>Return2</i> × <i>SAME</i>		0.105*** (0.018)	0.103*** (0.018)	<i>Return1</i> × <i>SAME</i>		0.090*** (0.020)	0.088*** (0.020)
<i>Return22</i> × <i>SAME</i>		0.016 (0.019)	0.016 (0.019)	<i>Return12</i> × <i>SAME</i>		0.004 (0.022)	0.006 (0.022)
<i>Mkt_ret</i>	0.767*** (0.021)	0.763*** (0.021)	0.781*** (0.021)	<i>Mkt_ret</i>	0.844*** (0.022)	0.844*** (0.022)	0.863*** (0.022)
<i>SMB</i>			0.040*** (0.004)	<i>SMB</i>			0.049*** (0.005)
<i>HML</i>			-0.013** (0.006)	<i>HML</i>			-0.004 (0.007)
<i>R</i> ²	0.380	0.384	0.388	<i>R</i> ²	0.372	0.374	0.380
<i>Wald</i>	5243***	5392***	5550***	<i>Wald</i>	5196***	5254***	5489***
<i>BP LM</i>	2.38*	2.22	2.37*	<i>BP LM</i>	1.56	1.26	1.43
<i>Obs</i>	12393	12393	12393	<i>Obs</i>	12393	12393	12393

注:*Intercept*为截距项,*Return1*、*Return2*分别为两只配对股票的日收益率,*Return12*、*Return22*分别为两只配对股票所属行业龙头股票的日收益率,*Mkt_ret*为上证综合指数日收益率,*SMB*和*HML*分别为依据Fama和French(1993)方法基于中国数据构建的规模因子和账面市值比因子;*R*²和*Wald*分别表示随机效应模型调整*R*²和总体*Wald*值;*BP LM*为随机效应模型Breusch和Pagan LM统计量;*Obs*表示观测值数目。表中列示的为回归方程中截距项及各解释变量的回归系数,括号中为回归系数的标准差,*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%的显著性水平上异于0(双尾)。

有力证据。

(三)子样本 C 配对股票经过名称变更成为非配对股票

利用子样本 B, 本文考察了名称变更对不同股票之间联动性的影响。本文的逻辑是, 股票名称由非相似名称变更为相似名称, 使得投资者产生了混淆, 进而提高了两只股票间的联动性(下称“投资者混淆”观点)。对这种逻辑的一种质疑是, 由于中国股市从 2005 年到 2007 年经历了一轮大牛市行情, 而子样本 B 包含的股票由非配对股票经过名称变更而成为配对股票的过程很大程度上伴随着市场从熊市向牛市的转换。因此, 不同股票之间联动性的提高可能是由市场行情的变化所引起, 反映了一种时间趋势, 而与名称变更可能没有太大关系(下称“时间趋势”观点)。那么, 联动性的提高究竟是因为“投资者混淆”还是“时间趋势”? 我们将利用子样本 C 对这两种观点进行区分。

子样本 C 包含 8 组股票(名单见附表), 这些股票开始时名称相似而构成配对股票, 后来经过名称变更成为非配对股票。对于此类股票来说, 如果“投资者混淆”观点成立, 那么此类股票经过名称变更从配对股票变成非配对股票后, 它们之间的联动性会降低; 而“时间趋势”观点所得到的推论正好相反。

沿用前文的分析方法, 我们重新定义虚拟变量 *SAME*, 该虚拟变量当两只股票在名称变更前为配对股票时取 1, 经过名称变更后成为非配对股票后取 0。同样的, 我们重点考察 *SAME* 与标的股票的配对股票收益率的交互项的系数及其显著性。如果“投资者混淆”观点成立, 交互项系数应该为正; 如果“时间趋势”观点成立, 交互项系数应该为负。具体结果见表 5。

Panel A 中各回归结果基本类似。回归(3)中, 虚拟变量 *SAME* 与 *Return2* 交互项的系数为正且具有很高的显著性, 与本文的预期相符, 支持“投资者混淆”观点, 不支持“时间趋势”观点。需要注意的是, 根据本文的设定, 虚拟变量 *SAME* 在名称变更前为 1, 名称变更后为 0, 因此, *SAME* 与 *Return2* 交互项的系数为正意味着配对股票经过名称变更后成为非配对股票后联动性显著降低。该系数的绝对值为 5.7%, 经济意义也是重要的。

SAME 与 *Return22* 交互项的系数为负但不显著。与前文一致, *Return2* 和 *Return22* 的系数仍然显著为正。*SMB* 和 *HML* 系数与前文基本类似。*BP LM* 检验 Chi^2 值为 1.42 但不显著, 表明随机效应并不明显。Panel B 的结果与 Panel A 基本类似。唯一例外的是, *SAME* 与 *Return12* 交互项的系数显著为负, 说明名称由相似名称变更为非相似名称后标的股票与其配对股票所属行业龙头股票间的联动性显著提高。这意味着“时间趋势”观点在子样本 C 中一定程度上是成立的。换言之, 伴随着配对股票变更为非配对股票, 中国市场在 2005 到 2007 年经历了一轮大牛市行情, 在牛市行情中, 股票市场上不同股票之间的联动性可能会提高。

利用配对股票经过名称变更成为非配对股票的样本, 本文发现, 配对股票经过名称变更而成为非配对股票之后, 其收益率之间的正相关性显著降低, 这意味着股票名称由相似名称向非相似名称的变更显著降低了两只股票之间的联动性。这一证据不仅进一步证明名称变更对股票之间联动性产生了显著影响, 而且还对“投资者混淆”观点和“时间趋势”观点进行了区分。

综上, 利用中国市场上名称相似的配对股票样

表 5 子样本 C 联动分析(配对股票经过名称变更成为非配对股票)

Panel A (因变量: <i>Return1</i>)				Panel B (因变量: <i>Return2</i>)			
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
<i>Intercept</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	<i>Intercept</i>	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Return 2</i>	0.089 ^{***} (0.010)	0.070 ^{***} (0.012)	0.062 ^{***} (0.012)	<i>Return 1</i>	0.082 ^{***} (0.011)	0.057 ^{***} (0.012)	0.051 ^{***} (0.012)
<i>Return22</i>	0.030 ^{**} (0.012)	0.042 ^{***} (0.014)	0.045 ^{***} (0.014)	<i>Return 12</i>	0.052 ^{***} (0.012)	0.074 ^{***} (0.014)	0.071 ^{***} (0.013)
<i>Return 2</i> × <i>SAME</i>		0.057 ^{***} (0.018)	0.057 ^{***} (0.018)	<i>Return 1</i> × <i>SAME</i>		0.088 ^{***} (0.019)	0.084 ^{***} (0.019)
<i>Return 22</i> × <i>SAME</i>		-0.034 (0.021)	-0.034 (0.021)	<i>Return 12</i> × <i>SAME</i>		-0.065 ^{***} (0.020)	-0.063 ^{***} (0.020)
<i>Mkt_ret</i>	0.892 ^{***} (0.021)	0.892 ^{***} (0.021)	0.901 ^{***} (0.021)	<i>Mkt_ret</i>	0.964 ^{***} (0.021)	0.959 ^{***} (0.020)	0.971 ^{***} (0.020)
<i>SMB</i>			0.041 ^{***} (0.004)	<i>SMB</i>			0.041 ^{***} (0.004)
<i>HML</i>			-0.019 ^{***} (0.005)	<i>HML</i>			-0.007 (0.005)
<i>R</i> ²	0.341	0.342	0.346	<i>R</i> ²	0.388	0.389	0.393
<i>Wald</i>	5477 ^{***}	5509 ^{***}	5822 ^{***}	<i>Wald</i>	6681 ^{***}	6971 ^{***}	7228 ^{***}
<i>BPLM</i>	2.41	2.35	1.42	<i>BPLM</i>	1.26	1.5	1.39
<i>Obs</i>	15047	15047	15047	<i>Obs</i>	15047	15047	15047

注: *Intercept* 为截距项, *Return1*, *Return2* 分别为两只配对股票的日收益率, *Return12*, *Return22* 分别为两只配对股票所属行业龙头股票的日收益率, *Mkt_ret* 为上证综合指数日收益率, *SMB* 和 *HML* 分别为依据 Fama 和 French (1993) 方法基于中国数据构建的规模因子和账面市值比因子; *R*² 和 *Wald* 分别表示随机效应模型调整 *R*² 和总体 *Wald* 值; *BP LM* 为随机效应模型 Breusch 和 Pagan LM 统计量; *Obs* 表示观测值数目。表中列示的为回归方程中截距项及各解释变量的回归系数, 括号中为回归系数的标准差, *, **, *** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的显著性水平上异于 0 (双尾)。

本,通过构建非平衡面板数据,我们发现配对股票收益率之存在很高的正相关性。这一发现与 Rashes (2001)的发现一致。与 Rashes(2001)仅仅研究一组配对样本(MCI 和 MCIC)不同,本文的样本共包含 34 组配对股票,本文的结论也因此更具有说服力。与此同时,利用中国市场上存在名称变更的股票样本,我们发现非配对股票经过名称变更成为配对股票后,它们之间的联动显著提高;相反,配对股票经过名称变更成为非配对股票后,它们之间的联动显著降低。这一证据有力地证明配对股票之间的联动性在很大程度上是由于投资者的混淆所引起。

四、哪些因素影响了联动？

在前文中,我们发现配对股票之间存在着有趣的联动关系。进一步的问题是,这种联动与哪些因素有关? Rashes(2001)仅分析了 MCI 和 MCIC 一组配对样本,样本数量的限制使得该文并未对影响联动的因素进行深入分析。而我们的样本包含 34 组配对股票,这使得我们能够通过建立大样本对可能的影响因素进行分析。由于我国封闭式基金市场发展初期基金数量较少,炒作气氛浓厚,基于封闭式基金折价率计算的投资者情绪指标可能存在偏差,我们把样本区间设定为 2004~2008 年共 5 年时间。另外,对于名称发生变更的股票,本文在分析中将名称变更前或变更后两只股票未成为配对股票时的观测值予以剔除。

(一)投资者类型

在本文的框架下,配对股票之间存在较高的联动性与投资者的不完全理性有关,即投资者由于名称相似而对配对股票产生了混淆。很多研究表明,机构投资者具有较好的股票识别能力,比如 Ke 和 Ramalingegowda (2005)发现机构投资者能够识别和利用上市公司盈余公告后的漂移 (PEAD, post-earning announcement drift)以获利。因此,在分析股票联动背后的影响因素时,一个考虑就是投资者的类型。直观上说,与机构投资者相比,个人投资者的非理性投资行为可能会更多一些,因此产生混淆的可能性也会更大。那么,个人投资者数量越多,机构投资者数量越少,投资者的行为可能会更加非理性。受数据限制,我们无法获取各交易日每只股票不同类型股东户数数据,而只能获取各季度每只股票所有股东户数的数据,我们以此作为本季度内各交易日个人投资者数量的近似。此时,股东户数越

多,个人投资者数量越多,投资者的投资行为为更可能趋于非理性,反之则反。因此,我们得到假设 1。

假设 1:对一只股票来说,股东户数越少,投资者的行为会更理性一些,配对股票之间的联动程度越低,反之则反。

我们采取虚拟变量的方法。股东户数虚拟变量 (OWNERS)的设置方法如下:对于某一股票,首先依据股东户数多少将该股票各观测值在样本期间内分为两组,之后再将股东户数较高组的 OWNERS 设置为 1,较低组设置为 0^⑩。下面的分析中,在考察标的股票的配对股票收益率对标的股票收益率的解释力时,我们把 OWNERS 与标的股票的配对股票收益率相乘,并重点考察该交互项的系数及其显著性。根据假设 1,我们预期该交互项系数为正。具体结果见表 6。

表 6 中各模型给出了类似的结果。以回归(1)为例,股东户数虚拟变量 OWNERS 与标的股票的配对股票收益率交互项的系数为 3.9%,显著性水平低于 1%。这意味着,当股东户数较多,也即个人投资者的数量较多时,标的股票的配对股票收益率对标的股票收益率的解释力会增加约 3.9%,二者之间的联动性更高,假设 1 得到支持。BP LM 检验 Chi^2 值为 4.02,显著性水平低于 5%,随机效应存在。在回归(2)和回归(4)中,控制变量 SMB 和 HML 对标

表 6 股东户数与配对股票联动

Panel A (因变量: Return 1)			Panel B (因变量: Return 2)		
	(1)	(2)		(3)	(4)
Intercept	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	Intercept	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Return 2	0.170*** (0.008)	0.158*** (0.008)	Return 1	0.185*** (0.010)	0.170*** (0.010)
Return 2× OWNERS	0.039*** (0.011)	0.037*** (0.010)	Return 2× OWNERS	0.066*** (0.012)	0.065*** (0.012)
Mkt_ret	0.861*** (0.012)	0.876*** (0.012)	Mkt_ret	0.866*** (0.013)	0.884*** (0.013)
SMB		0.047*** (0.003)	SMB		0.052*** (0.003)
HML		0.023*** (0.009)	HML		0.014 (0.009)
R ²	0.415	0.422	R ²	0.398	0.405
Wald	13915***	14544***	Wald	13147***	13720***
BP LM	4.02**	3.89**	BP LM	4.22**	4.28**
Obs	23263	23263	Obs	23263	23263

注:Intercept 为截距项,Return1,Return2 分别为两只配对股票的日收益率,OWNERS 为股东户数虚拟变量,股东户数较多时取 1,否则取 0, Mkt_ret 为上证综合指数日收益率,SMB 和 HML 分别为依据 Fama 和 French (1993)方法基于中国数据构建的规模因子和账面市值比因子;R²和 Wald 分别表示随机效应模型调整 R²和总体 Wald 值;BP LM 为随机效应模型 Breusch 和 Pagan LM 统计量;Obs 表示观测值数目。表中列示的为回归方程中截距项及各解释变量的回归系数,括号中为回归系数的标准差,*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%的显著性水平上异于 0 (双尾)。

的股票收益率均有一定的正向影响,与 Fama 和 French(1993)的经典结果一致。

综上,本文利用股东户数指标对个人投资者和机构投资者进行了区分。证据表明,个人投资者比机构投资者更容易对配对股票产生混淆,与机构投资者相比,个人投资者的投资行为可能会更加不理性。

(二)投资者情绪

Barberis 等(2005)在一项关于不同股票间联动性的研究中发现,当一只股票被纳入 S&P 500 指数时,该股票与 S&P 500 指数的 beta 值升高,而与未包含在 S&P 500 指数股票的 beta 值降低。基于此,他们认为股票之间的这种联动是由于投资者情绪或市场摩擦因素而不是基本面因素所引起。参照这种思路,在考察配对股票之间的联动性时,可以把投资者情绪因素考虑进来。Kumar 和 Lee(2006)发现,投资者情绪与股票超额收益率之间存在正向关系,投资者情绪越高,股票超额收益率越高,反之则越低。他们进一步指出,投资者情绪的变化将会导致不同股票之间的联动。参照这种逻辑,投资者情绪变化幅度越大,不同股票之间的联动程度也越高,那么配对股票之间的联动程度也会越高。我们得到如下假设。

假设 2:投资者情绪变化幅度越大,标的股票的配对股票收益率对标的股票收益率的解释力越高,二者之间的联动性也越高;反之则反。

已有研究对于如何准确度量投资者情绪并没有明确结论(Baker and Wurgler,2007)。Lee 等(1991)的经典研究表明,封闭式基金折价可以作为投资者情绪的一个度量指标,在我国,伍燕然和韩立岩(2007)的研究也验证了这一点。受数据限制,本文采取封闭式基金折价率作为市场投资者情绪的度量。参照贾春新和高培道(2007)的做法,本文利用市场上所有封闭式基金的折价率数据,对各基金的折价率按照其市值加权,得出每个交易日的封闭式基金加权平均折价率,以此作为投资者情绪的度量指标。考虑到封闭式基金上市之初或接近存续截止日时可能会呈现不同的折价模式,我们将距离上市日或存续截止日时间少于 360 天的观测值予以剔除。对于每一个交易日,本文以该交易日上述加权平均折价率与上一个交易日的差值的绝对值作为投资者情绪变化的度量。之所以采取绝对值形式是因为我们只关注投资者情绪变化的绝对幅度

而不是其变化的方向,其原因在于,不管投资者情绪的变化方向如何,其变化都将导致不同股票联动性的提高。

采取与上文相同的分析方法,投资者情绪变化虚拟变量 *SENTIMENT* 设置如下:对于某一给定股票,首先按投资者情绪变化幅度的高低将该股票各观测值在样本期间内分为两组,之后再按投资者情绪变化幅度较高组的 *SENTIMENT* 设置为 1,较低组设置为 0。同样的,我们将 *SENTIMENT* 与标的股票的配对股票收益率相乘,并重点考察该交互项的系数及其显著性。根据上述假设,我们预期该交互项的系数为正。具体结果见表 7。

可以看到,在所有回归中,*SENTIMENT* 与标的股票的配对股票收益率的交互项的系数均显著为正,意味着当投资者情绪变化幅度较大时,标的股票的配对股票收益率对标的股票收益率的解释力要更高一些,二者之间的联动性更高,说明投资者情绪变化对配对股票之间的联动性起到了放大的作用。以回归(1)为例,交互项回归系数 3.8%,在经济意义上也是重要的。假设 2 得到支持。由于投资者情绪及其变化反映了投资者的非理性程度,上述结论也进一步说明,配对股票之间的联动与投资者的非理性行为密切相关。回归(2)和(4)的结果表明,加入 SMB 和 HML 后,回归结果基本类似。检验

表 7 投资者情绪变化与配对股票联动

Panel A (因变量: <i>Return 1</i>)			Panel B (因变量: <i>Return 2</i>)		
	(1)	(2)		(1)	(2)
<i>Intercept</i>	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	<i>Intercept</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>Return 2</i>	0.170*** (0.009)	0.158*** (0.009)	<i>Return 1</i>	0.186*** (0.010)	0.173*** (0.010)
<i>Return 2</i> × <i>SENTIMENT</i>	0.038*** (0.011)	0.037*** (0.011)	<i>Return 2</i> × <i>SENTIMENT</i>	0.058*** (0.013)	0.056*** (0.012)
<i>Mkt_ret</i>	0.854*** (0.013)	0.870*** (0.012)	<i>Mkt_ret</i>	0.853*** (0.014)	0.872*** (0.013)
<i>SMB</i>		0.047*** (0.003)	<i>SMB</i>		0.052*** (0.003)
<i>HML</i>		0.023** (0.009)	<i>HML</i>		0.012 (0.009)
<i>R</i> ²	0.415	0.421	<i>R</i> ²	0.398	0.405
<i>Wald</i>	13903***	14525***	<i>Wald</i>	13021***	13572***
<i>BP LM</i>	4.27**	4.14**	<i>BP LM</i>	4.39**	4.41**
<i>Obs</i>	23263	23263	<i>Obs</i>	23263	23263

注:*Intercept* 为截距项,*Return1*、*Return2* 分别为两只配对股票的日收益率,*SENTIMENT* 为投资者情绪变化虚拟变量,变化幅度大取 1,否则取 0,*Mkt_ret* 为上证综合指数日收益率,*SMB* 和 *HML* 分别为依据 Fama 和 French(1993)方法基于中国数据构建的规模因子和账面市值比因子;*R*² 和 *Wald* 分别表示随机效应模型调整 *R*² 和总体 *Wald* 值;*BP LM* 为随机效应模型 Breusch 和 Pagan LM 统计量;*Obs* 表示观测值数目。表中列示的为回归方程中截距项及各解释变量的回归系数,括号中为回归系数的标准差,*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的显著性水平上异于 0(双尾)。

结果表明,随机效应在各回归中均显著存在。

(三)信息含量

Kahneman 和 Tversky(1979)指出,损失比赢得给投资者带来更大的福利变化,与赢得相比,投资者关于损失的价值函数更加陡峭,换句话说,投资者是损失厌恶的。依据这一逻辑,投资者对于“坏消息”的反应会比对“好消息”的反应要更加强烈。前文的分析表明,投资者的混淆导致了配对股票之间的联动。考察一个投资者持有两只配对股票中一只股票的情形。当另一只股票价格发生变动时,该投资者由于对两只股票产生了混淆,会错误地依据该股票价格变动反映的信息买卖所持有的股票。存在损失厌恶时,如果该股票价格变动反映的是“坏消息”,该投资者由于担心受到损失而会反应非常强烈,表现在很可能会出售所持有的股票,此时出现两只股票价格同时下跌的可能性会很大;与此相反,如果该股票价格变动反映的是“好消息”,该投资者预期会产生收益,其反应则没有那么强烈,投资者购买所持有股票的意愿可能不会太大,此时出现两只股票价格同时上升的可能性也不会很大。因此,我们可以得到假设 3。

假设 3:对配对股票来说,如果一只股票价格变动反映了“坏消息”(“好消息”),则该股票收益率对另一只股票的收益率具有更高(低)的解释力,二者之间的联动性也会更高(低)。

为了对上述假设进行检验,我们首先需要定义“坏消息”和“好消息”。本文通过股票价格变动的异常收益来衡量信息含量:如果异常收益为正,则认为股票价格变动反映的是“好消息”,反之则为“坏消息”。日异常收益率等于日收益率减去市场收益率,市场收益率以上证综合指数收益率来衡量。本文通过设置虚拟变量 BAD 来度量股票价格变动的信息含量。在考察标的股票的配对股票收益率对标的股票收益率的解释力时,如果标的股票的配对股票某个交易日异常收益率为负,即其价格变动反映的是“坏消息”时,BAD 取 1;否则意味着其价格变动反映的是“好消息”,BAD 取 0。同样的,我们将重点考察 BAD 和标的股票的配对股票收益率的交互项的系数及其显著性。如果假设 3 成立,我们预期该交互项的系数为正。具体结果见表 8。

从表 8 中可以看到,Panel A 和 Panel B 给出的结果是类似的,BAD 和标的股票的配对股票收益率的交互项的系数显著为正,假设 3 得到支持。从绝对值上看,交互项系数的绝对值约为 11%,意味着信息含量

表 8 信息含量与配对股票联动

Panel A (因变量: Return 1)			Panel B (因变量: Return 2)		
	(1)	(2)		(3)	(4)
Intercept	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)	Intercept	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)
Return 2	0.142 ^{***} (0.009)	0.131 ^{***} (0.009)	Return 1	0.167 ^{***} (0.009)	0.154 ^{***} (0.009)
Return 2×BAD	0.111 ^{***} (0.013)	0.106 ^{***} (0.013)	Return 2×BAD	0.116 ^{***} (0.015)	0.111 ^{***} (0.014)
Mkt_ret	0.846 ^{***} (0.012)	0.862 ^{***} (0.012)	Mkt_ret	0.849 ^{***} (0.013)	0.868 ^{***} (0.013)
SMB		0.047 ^{***} (0.003)	SMB		0.052 ^{***} (0.003)
HML		0.018 ^{**} (0.009)	HML		0.009 (0.009)
R ²	0.417	0.423	R ²	0.399	0.406
Wald	14005 ^{***}	14634 ^{***}	Wald	13111 ^{***}	13678 ^{***}
BP LM	3.67 [*]	3.84 [*]	BP LM	4.18 ^{**}	4.57 ^{**}
Obs	23263	23263	Obs	23263	23263

注:Intercept 为截距项,Return1、Return2 分别为两只配对股票的日收益率,BAD 为信息含量的虚拟变量,为“坏消息”时取 1,否则取 0,Mkt_ret 为上证综合指数日收益率;SMB 和 HML 分别为依据 Fama 和 French(1993)方法基于中国数据构建的规模因子和账面市值比因子;R²和 Wald 分别表示随机效应模型调整 R²和总体 Wald 值;BP LM 为随机效应模型 Breusch 和 Pagan LM 统计量;Obs 表示观测值数目。表中列示的为回归方程中截距项及各解释变量的回归系数,括号中为回归系数的标准差,*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%的显著性水平上异于 0(双尾)。

表 9 多变量分析

Panel A (因变量: Return 1)			Panel B (因变量: Return 2)		
	(1)	(2)		(3)	(4)
Intercept	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)	Intercept	0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)
Return 2	0.103 ^{***} (0.011)	0.093 ^{***} (0.011)	Return 1	0.107 ^{***} (0.012)	0.095 ^{***} (0.012)
Return 2×OWNERS	0.036 ^{***} (0.011)	0.035 ^{***} (0.010)	Return 2×OWNERS	0.062 ^{***} (0.012)	0.062 ^{***} (0.012)
Return 2×SENTIMENT	0.030 ^{***} (0.011)	0.029 ^{***} (0.011)	Return 2×SENTIMENT	0.051 ^{***} (0.012)	0.049 ^{***} (0.012)
Return 2×BAD	0.110 ^{***} (0.013)	0.105 ^{***} (0.013)	Return 2×BAD	0.112 ^{***} (0.015)	0.107 ^{***} (0.014)
Mkt_ret	0.836 ^{***} (0.013)	0.852 ^{***} (0.013)	Mkt_ret	0.835 ^{***} (0.014)	0.854 ^{***} (0.014)
SMB		0.047 ^{***} (0.003)	SMB		0.052 ^{***} (0.003)
HML		0.017 ^{**} (0.009)	HML		0.008 (0.009)
R ²	0.417	0.424	R ²	0.400	0.407
Wald	14041 ^{***}	14657 ^{***}	Wald	13270 ^{***}	13830 ^{***}
BP LM	3.49 [*]	3.69 [*]	BP LM	4.18 ^{**}	4.60 ^{**}
Obs	23263	23263	Obs	23263	23263

注:Intercept 为截距项,Return1、Return2 分别为两只配对股票的日收益率,OWNERS、SENTIMENT、BAD 分别为股东户数、投资者情绪变化和 信息含量虚拟变量,定义同前文,Mkt_ret 为上证综合指数日收益率;SMB 和 HML 分别为依据 Fama 和 French(1993)方法基于中国数据构建的规模因子和账面市值比因子;R²和 Wald 分别表示随机效应模型调整 R²和总体 Wald 值;BP LM 为随机效应模型 Breusch 和 Pagan LM 统计量;Obs 表示观测值数目。表中列示的为回归方程中截距项及各解释变量的回归系数,括号中为回归系数的标准差,*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%的显著性水平上异于 0(双尾)。

不同时,配对股票之间联动性存在着巨大差别,投资者对于“坏消息”的反应程度要远高于对“好消息”的反应程度。检验结果表明,各回归中随机效应均显著存在。

(四)多变量分析

在上述3个部分中,我们逐一分析了可能影响配对股票之间联动性的因素。进一步的问题是:如果将这些因素放在一起考虑结果如何?各个因素在控制其他因素之后是否依然显著?表9给出了多变量分析结果。

表9中的多变量分析结果与前文主要结果基本一致,各因素与配对股票之间联动性的关系在多变量分析中总体上依然成立,意味着前文的分析结果具有较好的稳健性。

综上,通过构建非平衡面板数据,我们分析了配对股票联动背后的驱动因素。首先,股东户数越多从而个人投资者数量越多,配对股票之间的联动性越高,意味着个人投资者对配对股票产生混淆的可能性比机构投资者更大,其投资行为也更可能不理性的。其次,投资者情绪变化幅度越大,配对股票之间的联动性越高,意味着投资者情绪变化放大了配对股票之间的联动性。最后,对配对股票来说,如果一只股票价格变动反映了“坏消息”(“好消息”),则该股票收益率对另一只股票的收益率具有更高(低)的解释力,二者之间的联动性也会更高(低),意味着投资者由于损失厌恶对“坏消息”的反应程度要高于对“好消息”的反应程度。

五、稳健性分析^⑫

(一)采取不同的组合构建面板数据

在前文构建面板数据进行分析时,两只配对股票中,哪只股票收益率作为自变量、哪只股票收益率作为因变量是随机选择的。不同的组合方式是否会对本文的结论产生影响?为了验证这一点,我们采取了与前文不同的组合方式重复了前文的分析,所得到的结果与前文基本一致。另外,验证这一点的一种更彻底的方式是对每组配对股票分别进行分析。也即,对于每组配对股票,首先以一只股票的收益率作为因变量进行分析,再以另一只股票的收益率作为因变量进行重复的分析。总体上看,本文的主要结果在各组配对股票的单独分析中依然成立,说明本文的结论与构建面板数据时不同股票的组合方式无关。

(二)名称改变前后属于同一行业

在第三部分,本文考察了名称变更对股票之间联动关系的影响。本文样本中,一些变更是纯粹的股票名称变更,并不涉及经营范围的变化。比如,“新华股份(600782)”是一家钢铁行业的上市公司,2007年12月,该股票名称变更为“新钢股份(600782)”。名称变更后,该股票仍属于钢铁行业。与此相反,另一些变更则是上市公司资产重组的结果。比如,“广电网络(600831)”是由“黄河科技(600831)”变更而来,前者主要经营广播电视网络,而后者则是一家生产机电产品的公司,经营范围发生了实质性变化。类似的例子还包括“五洲明珠(600873)”、“宝光药业(000593)”、“民族集团(000611)”等。那么,名称变更所导致的股票间联动关系的变化是否源于经营范围的变更而不是来源于投资者的混淆?针对这一问题,本文将这些伴随经营范围变化的股票名称变更样本予以剔除,并重复第三部分的分析。剔除这些样本之后,本文的主要结论并未发生变化,意味着名称变更所导致的联动关系的变化并不能由经营范围的变化所解释。

(三)周数据和月数据

本文前文的分析以日数据为基础,进一步,我们采取周数据和月数据重复前文的所有分析,主要结论与前文基本一致。本文的主要结论在不同的时间跨度上是稳健的。

上述稳健性测试表明,本文的结论具有较好的稳健性。

六、结论

利用中国市场中的独特的配对股票样本,本文考察了名称相似对于不同股票之间联动性的影响及其驱动因素。本文发现,名称相似的配对股票的收益率之间存在很高的正相关性。尽管中国市场上各股票之间的总体联动性很高,但是我们的证据表明配对股票收益率之间的高度正相关并不能完全由市场总体联动性所解释;同时,名称变更对不同股票之间的联动性具有显著影响;最后,在驱动因素上,我们发现投资者类型、投资者情绪变化及信息含量等因素会对配对股票之间的联动产生影响。

本文第一次通过对较多样本的研究发现投资者对配对股票产生混淆的行为是普遍存在的,从而给出了投资者行为不满足理性人假设的新的证据;本文关于联动影响因素的分析为我们深入理解投

投资者的行为偏差提供了新的视角和证据。从现实意义上看,本文的研究从行为金融的角度为理解股票市场的同涨同跌现象提供了新的视角和解决思路。本文的证据还具有重要的政策含义:政府应当加大力度引导促进机构投资者的发展,不断减少市场中的投机性和非理性因素,以此不断促进股票市场的健康发展。

(作者单位 李广子,中国社会科学院金融研究所;唐国正、刘力,北京大学光华管理学院金融系;责任编辑 蒋东生)

注释

Rashes (2001) 的研究仅仅是一个个案研究,无法说明这种现象具有普遍性。因此,其结果的说服力远不如本文的研究。

主要是因为这几类公司股票的交易与其他 A 股上市公司可能存在系统性差异。

对于此类股票,我们还考察了其他不同的配对组合,本文的主要结论仍然成立。

对这些样本重复本文以下的分析,本文的主要结论将有所减弱。说明投资者对于此类行业著名公司的股票并不容易产生混淆,这也进一步说明配对股票之间的联动与投资者的混淆密切相关。

此处所指的变更是指,两只股票经过名称变更而非配对股票变成配对股票,或者由配对股票变成非配对股票。例如,在样本中,“广电网络(600831)”是由“黄河科技(600831)”变更而来。前者主要经营广播电视网络,而后者则是一家生产机电产品的公司。2001 年 8 月,“黄河科技(600831)”的控股股东国营黄河机器制造厂与陕西省广播电视信息网络有限责任公司(下简称“陕广电”)签订协议,将其持有的“黄河科技(600831)”国有法人股无偿划转给陕广电,相应地,股票名称由“黄河科技(600831)”变更为“广电网络(600831)”。2006 年 2 月,根据股权分置改革的要求,“广电网络(600831)”更名为“G 广电(600831)”;2006 年 10 月,该股票名称由“G 广电(600831)”重新变更为“广电网络(600831)”。在上述几次名称变更中,名称由“黄河科技(600831)”到“广电网络(600831)”的变更为本文所指的变更,因为经过这一变更,该股票与另一只股票“广电信息(600637)”由非配对股票变成配对股票。相反,名称由“广电网络(600831)”到“G 广电(600831)”或由“G 广电(600831)”到“广电网络(600831)”的变更均不属于本文所指的变更,因为无论是“广电网络(600831)”还是“G 广电(600831)”都与“广电信息(600637)”具有相似的名称从而构成配对股票。换言之,名称的这一变更既没有使得两只非配对股票成为配对股票,也没有使得两只配对股票成为非配对股票。

由于配对股票中各公司上市时间不同,名称发生变更的公司其名称变更的时间也不同,因此本文未把样本的起点统一到一一个时点,因为那样将会大大减少样本的观测值。

Rashes (2001) 在分析中利用高频数据考察了 MCIC 的大宗交易行为,受我国数据限制,我们没有进行相应的分析。

我们进一步对这种联动性进行了考察。利用本文的样本,我们发现,在控制上证综合指数收益率后,很多情况下,一只股票的收益率对另一只股票的收益率具有显著的解釋力。这说明,中国市场上各股票之间的联动性是很高的。

将样本区间提前并不影响本文的主要结论。

本文样本中股东户数(投资者总数)的均值为 62258(见表 2)。实际中,一只股票通常会有成千上万甚至几十万名投资者,其中,机构投资者的数量往往会很小。例如,一只股票的机构投

资者最多会有数百家,这一数目与投资者总数相比非常小。因此,股东户数是个人投资者数量的一个很好的近似。股东户数越多,个人投资者数量越多,反之亦然。

①本文是通过纵向比较一只股票股东户数的多少来设置虚拟变量,并不涉及不同股票之间的比较,因此可以剔除公司规模因素的影响。

②出于节省空间考虑,本文未报告所有稳健性分析结果,如有需要,可向作者索取。

参考文献

(1)贾春新、高培道:《IPO 定价:投资银行会逆对风向吗?》,《金融学季刊》,2008 年第 1 期。

(2)刘力、田雅静:《没有信息,也有反应》,《世界经济》,2004 年第 1 期。

(3)伍燕然、韩立岩:《不完全理性、投资者情绪与封闭式基金之谜》,《经济研究》,2007 年第 3 期。

(4)张峥、徐信忠:《行为金融学研究综述》,《管理世界》,2006 年第 9 期。

(5)赵静梅、吴风云:《数字崇拜下的金融资产价格异象》,《经济研究》,2009 年第 6 期。

(6)Baker, M. and J. Wurgler, 2007, “Investor Sentiment in the Stock Market”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.21, pp. 129~151

(7)Barberis, N., A. Shleifer and J. Wurgler, 2005, “Comovement”, *Journal of Financial Economics*, Vol.75, pp.283~317.

(8)Bosch, J. and M. Hirschey, 1989, “The Valuation Effects of Corporate Name Changes”, *Financial Management*, Vol.18, pp. 64~73.

(9)Brockman, P., I. Liebenberg and M. Schutte, 2010, “Comovement, Information Production and the Business Cycle”, *Journal of Financial Economics*, forthcoming.

(10)Cooper, M., O. Dimitrov and P. Rau, 2001, “A Rose.com by Any Other Name”, *Journal of Finance*, Vol.56, pp.2371~2388.

(11)Fama, E. and K. French, 1993, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, Vol.33, pp.3~56.

(12)Hameed, A., R. Morck, J. Shen and B. Yeung, 2010, “Information, Analysts and Stock Return Comovement”, NBER Working Paper, No. 15833.

(13)Head, A., G. Smith and J. Wilson, 2009, “Would a Stock by Any Other Ticker Smell as Sweet?”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.49, pp.551~561.

(14)Kahneman, D. and A. Tversky, 1979, “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk”, *Econometrica*, Vol.47, pp. 263~291.

(15)Ke, B. and S. Ramalingegowda, 2005, “Do Institutional Investors Exploit the Post-Earnings Announcement Drift?”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.39, pp.25~53.

(16)Kumar, A. and C. Lee, 2006, “Retail Investor Sentiment and Return Comovement”, *Journal of Finance*, Vol.61, pp.2451~2486.

(17)Lee, C., A. Shleifer and R. Thaler, 1991, “Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle”, *Journal of Finance*, Vol.46, pp.75~109.

(18)Lee, P., 2001, “What’s in a Name.com? The Effects of ‘.com’ Name Changes on Stock Prices and Trading Activity”, *Strategic Management Journal*, Vol.22, pp.793~804.

(19)Morck, R., B. Yeung and W. Yu, 2000, “The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?”, *Journal of Financial Eco-*

nomics, Vol.58, pp.215~260.

(20)Rashes, M., 2001, "Massively Confused Investors Making Conspicuously Ignorant Choices (MCI-MCIC)", *Journal of Finance*, Vol.56, pp.1911~1928.

(21)Veldkamp, L., 2006, "Information Markets and the Comovement of Asset Prices", *Review of Economic Studies*, Vol.73, pp.823~845.

附表

股票名称	地区	行业	经营范围	行业龙头公司	股票名称	地区	行业		
子样本A：自上市日起即为配对股票									
1	金马股份（000980）	安徽	制造业	汽车及拖拉机配件，金属型管、五金电器	宁波韵升（600366）	10	光明家具（000587）	黑龙江	制造业
	金马集团（000602）	广东	信息技术	软件、电信增值服务	中信国安（000839）		光明乳业（600597）	上海	食品加工
2	安泰集团600408）	山西	炼焦业	煤炭洗选，焦炭、生铁、水泥制品	山西焦化（600740）	11	洪城股份（600566）	湖北	制造业
	安泰科技（000969）	北京	制造业	高科技新材料	中金岭南（000060）		洪城水业（600461）	江西	自来水
3	华东电子（000727）	江苏	制造业	电子设备与仪器	京东方A（000725）	12	华北高速（000916）	北京	交通运输
	华东医药（000963）	浙江	医药业	中西药，医疗器械	云南白药（000538）		华北制药（600812）	河北	医药业
4	太极集团（600129）	重庆	医药业	中西药，医疗器械	云南白药（000538）	13	华光股份（600475）	江苏	制造业
	太极实业（600667）	江苏	化纤制造	化纤产品、化纤机械及配件	山东海龙（000677）		华光科技（600076）	山东	制造业
5	科达股份（600986）	山东	建筑业	市政、公路、污水处理、给排水工程施工	路桥建设（600263）	14	交大昂立（600530）	上海	生物制品
	科达机电（600499）	广东	制造业	建材机械设备制造	徐工科技（000425）		交大博通（600455）	陕西	计算机服务
6	现代投资（000900）	湖南	交通运输	投资经营公路、桥梁、隧道和渡口	宁沪高速（600377）	15	三峡水利（600116）	重庆	电力供应
	现代制药（600420）	上海	医药业	药品、保健品制造，制药机械批售	云南白药（000538）		三峡新材（600293）	湖北	制造业
7	银河科技（000806）	广西	制造业	电子元器件生产与销售	特变电工（600089）	16	振华港机（600320）	上海	制造业
	银河动力（000519）	四川	制造业	套缸、活塞生产	江淮动力（000816）		振华科技（000733）	贵州	制造业
8	华联控股（000036）	广东	纺织业	纺织服装、石化新材料	江苏阳光（600220）	17	东北高速（600003）	吉林	交通运输
	华联综超（600361）	北京	零售业	超市连锁	王府井（600859）		东北药（000597）	辽宁	医药业
9	东方电子（000682）	山东	信息服务	电力系统自动化、能源管理系统	浪潮信息（000977）	18	新大陆（000997）	福建	计算机服务
	东方集团（600811）	黑龙江	综合类	投资控股企业集团	东方明珠（600832）		新大洲A（000571）	海南	制造业
子样本B：非配对股票经过名称变更成为配对股票									
1	汇通集团（000415）	新疆	建筑业	工程施工	路桥建设（600263）	5	长城股份（000569）	四川	钢铁业
	汇通能源（600605）	上海	制造业	机械制造、贸易	沈阳机床（000410）		长城开发（000021）	广东	制造业
	金山股份（600396）	辽宁	公用事业	火力发电、供暖、供热	华能国际（600011）	6	南方建材（000906）	湖南	批发业
2	金山开发（600679）	上海	制造业	生产销售自行车，助动车，房地产	中路股份（600818）		南方控股（000716）	广西	食品加工
3	广电网络（600831）	陕西	广播电视	广播电视信息网络的建设、经营管理	电广传媒（000917）	7	五洲交通（600368）	广西	交通运输
	广电信息（600637）	上海	制造业	电子电器产品，家用视听设备制造	京东方A（000725）		五洲明珠（600873）	四川	制造业
4	北方股份（600262）	内蒙古	制造业	非公路自卸汽车、工程机械及配件	徐工科技（000425）	8	九龙电力（600292）	重庆	公用事业
	北方国际（000065）	广东	建筑业	国内、国际工程承包	路桥建设（600263）		九龙山（600555）	上海	房地产
子样本C：配对股票经过名称变更成为非配对股票									
1	渤海集团（600858）	山东	零售业	百货商店	王府井（600859）	5	宝光股份（600379）	陕西	制造业
	渤海化工（600874）	天津	公共设施	污水处理	首创股份（600008）		宝光药业（000593）	四川	医药业
2	新华百货（600785）	宁夏	零售业	百货商店	王府井（600859）	6	民族化工（000635）	宁夏	制造业
	新华股份（600782）	江西	钢铁业	预应力钢绞线、钢丝、铝包钢线	宝钢股份（600019）		民族集团（000611）	内蒙古	零售业
3	金牛能源（000937）	河北	煤炭采选	煤炭开采、洗选与销售	兖州煤业（600188）	7	世纪中天（000540）	贵州	房地产
	金牛实业（600199）	安徽	酿酒业	白酒、生物科技与房地产	五粮液（000858）		世纪光华（000703）	广西	制造业
4	招商股份（000703）	广西	制造业	再生铝生产、铝合金型材	北新建材（000786）	8	三爱富（600636）	上海	制造业
	招商地产（000024）	广东	房地产	房地产开发与经营	万科A		三爱海陵（000892）	四川	制造业

- A Study on the Mechanism of the Formation of the Fragility of the Resources-type Firms Groups and on their Model of Control..... *Zhang Qing*
- Diver-Vestment and Enterprise Value..... *Jiang Dongsheng*
- The Strategy of the Multinational Merger, and the Internal Control over Oversea Subsidiaries
..... *Yang Zhongzhi*
- A Study, Based on the Supply Chain, on Dealers' Management System..... *Jia Yuwen*
- A Probe into the Theory of the Psychological Contract and its Application in Administrative Organizations
..... *Zhang Shumin*
- The Network and Spillover Effect of the Diffusion of the Generic Technology
..... *Zou Qiao, Wu Ding Jia Bao and Jiang Jie*
- An Analysis, Based on the Construction of the Control Mechanism of the Stimulation within Firms, of the Construction of Markets..... *Jing Song, Zeng Qingfeng and Yin Qingshuang*

ABSTRACTS

The Development Strategy, the Shock Therapy, and the Economic Transition

Xu Zhaoyang and Lin Yifu

We have constructed a two-sector dynamic, general and equilibrium model, giving a completely new theoretical explanation for the fact that, since the former Soviet Union and the countries in Eastern Europe carried out economic transition by “the Shock therapy”, the production has significantly dropped and the industrial structure has been profoundly regrouped. Before the economic transition, the governments have adopted distorted policies to support the department of the heavy industry, and the new governments have attempted to use the shock therapy to annul these distorted policies. And subsequently, the repay rate of the departments of the heavy industry that has lost the support given by policies has dropped, some flexible product factors have flown away from these departments, other nonflexible product factors standing idle or being scraped, resulting, ultimately, possibly in the fall of the aggregate products. We have presented a numerical simulated example, which shows that the greater the degree of the economic distortion before a country's economic transition, the greater the degree of the decline in this country's output, and that, in the same degree of distortion, the speed of the economic recovery of relatively backward nations after the economic transition is higher than that of other nations. Our model mentioned above can also predict a big adjustment of the industrial structure after the economic transition.

The Irrational Co-movement of Stock Names and Stock Prices

Li Guangzi, Tang Guozheng and Liu Li

By the use of the unique sample of matching stock in China's H-share markets, we have made a study on the phenomenon of “the irrational co-movement” among stock prices, and explored the cause for this co-movement. We have discovered that (1) if the names are similar but if there is no other relative matching, there exists a very close positive correlation between stock returns; (2) by analyzing the changes in the correlation that took place after listed companies changed their stock ticker symbols, we have found that the changes in ticker symbols have significant effects on the co-movement between stocks; (3) compared with institutional investors, individual investors are more possible to be confused about the matching stocks with similar names; the greater the degree of the change in investors' emotion, the greater the co-movement between the matching stocks, which demonstrates that the change in investors' mood plays a role of amplification in the co-movement of between the matching stocks; for the matching stocks, if the change in one kind of stock reflects “bad information”, the returns of this stock will have a greater power for the explanation for the returns rate of another kind of stock, and if the said change reflects “good information”, the returns of this stock will have a weaker power

for the said explanation, which means that, because of investors' aversion for loss, the degree of investors' response to "bad information" is greater than the degree of their response to "good information".

**Between the Structure of the Board of Directors of Small-and
Medium-sized Enterprises And the Selection of Strategies**

Xie Xuanli and Zhao Shengli

Starting from the theory of the agency by agreement and the theory of the reliance on resources, and taking as the object of our study the listed companies in the group of the small- and medium-sized firms listed in Shenzhen securities market, we have explored the relationship between the structure of the board of directors of small- and medium-sized firms and their selection of strategies. The results of our study demonstrate that the structure of the board of directors has a noticeable impact on companies' strategy of diversification, and that, Compared with the theory of the agency by agreement, the theory of the reliance on resources can better explain the above-mentioned impact. In our opinion, because the scale of small- and medium-sized firms is small and the extent of the owners' involvement in the operation and management of the firms is relatively great, the problem of the agency by agreement is not obvious, and the lack of resources is the main bottleneck that restrains the expansion in diversification of many small- and medium-sized firms.

**The Home Bias in the Exchange of the Stock Information and its Impact on Stock Prices:
Evidences fro the Stock Forum**

Dong Dayong and Xiao Zuoping

By the use of the data, of A shares of Shanghai Securities Market and Shenzhen Securities Market, of 109 listed companies registered in Sichuan Province and Liaoning Province, and the data posted on East-money Forum Bar, we have, in this article, made a study on the existence of the home bias in the exchange of information, its influencing factors and its impact on the pricing of assets. The results of our study show that there exists a home bias, that in the exchange of the stock information, that, in the forum about stock, investors have a great probability to participate in the communication in the information on local shares, that, with limited attention, the fundamentals and the localization degree of impact on the home bias in communication, that earnings per share has a significantly negative effect on the ratio of the local communication, that the proportion of the localization of company's operation of business has a noticeable positive bearing on the proportion of the local communication, that the home bias in the exchange of information has a noteworthy influence on stock prices, and that, the greater the proportion reached by the local investors in the exchange of information, the higher the stock prices.

Editor in Chief:	Li Kemu
Vice Chief_Editor:	Tian Yuan,He Shaohua,Lu Jian & Jiang Dongsheng
General Editor:	Xie Yue
President:	Gao Yanjing
Sponsor:	Development Research Centre of the State Council,P.R.C.
Add:	No.8 Dazhongsi ,Donglou,Beijing ,China
Tel:	(010) 62112235 62115760
