

# 彩票型股票与动量效应\*

陆蓉 陈实 李金龙

**摘要:**动量效应是最稳健的股票市场异常现象,各种风险模型均难以解释,Fama(1998)甚至称其为异常现象的“祖师爷”。动量效应在国外资本市场普遍存在,但多数研究却发现在A股市场并不明显。本文认为,A股投资者存在彩票型股票偏好,会推高当前股价并降低未来收益,该收益反转特征会减弱动量效应。采用1997—2019年A股交易数据,本文在非彩票型股票中证实了月度动量效应的存在,动量策略对冲组合能够获得0.76%的平均月度收益率(年化收益率高达9.12%)和0.81%的FF三因子月度超额收益。进一步研究发现,传统动量策略的赢家组合与彩票型股票大量重叠,这些股票较低的未来收益率会显著降低赢家组合的收益率,并减弱动量效应。本文首次将彩票型股票与动量效应联系在一起,解释了“月频动量效应消失之谜”,有助于加深对A股定价机制的理解,并对投资实践有一定意义。

**关键词:**动量效应 彩票型股票 资产定价 投资策略

## 一、引言

动量效应(momentum effect)又称“惯性效应”,指股票的收益率有延续原来运动方向的趋势,过去一段时间收益较高的股票未来收益仍会高。动量效应由 Jegadeesh & Titman(1993)提出,他们发现过去3~12个月表现较好的股票在未来3~12个月表现也较好。相应的动量交易策略即被投资者熟知的“追涨杀跌”。月度动量效应广泛存在于多个国家的多种资产类别中(Chui et al, 2010; Asness et al, 2013),但在A股市场的存在性仍有争议。多数研究认为我国股市的噪声交易太多、过度交易严重,反转效应相对于动量效应要更明显一些(鲁臻、邹恒甫, 2007),动量效应在具有某些特征的股票上表现得更加明显(沈可挺、刘煜辉, 2006)。也有部分研究在周度频率(形成期1~4周,持有期1~3周)观测到了显著的动量效应(沈可挺、刘煜辉, 2006; 潘莉、徐建国, 2011; 高秋明等, 2014)。近期还有一些研究从不同角度考察了月度动量效应不明显的原因。白颖睿等(2020)从T+1制度下隔夜折价现象出发解释中国股票市场“月频动量效应消失之谜”,他们发现A股市场存在日内动量、隔夜动量以及由T+1制度导致的日内与隔夜动量的强反转关系,而日内收益动量、隔夜收益动量的相反作用则抵消了总体收益的动量效应。

本文认为,中国市场与美国等国不一样的投资者结构和行为习惯可能是造成A股动量效应不明显的原因。A股个人投资者交易占比较高,个人投资者仅仅持有23.7%的市值,但是却贡献了85.62%的成交额。个人投资者显著的交易特征是具有彩票型股票偏好,彩票型股票指以极低的概率出现极高收益的股票(Barberis & Huang, 2008; Kumar, 2009)。Han & Kumar(2013)证实了具备彩票型偏好的个人投资者愿意为彩票型股票支付溢价,导致未来收益较低。廖理等(2016)研究发现:年轻、男性、投资经验少、换手率高以及处于西部地区的投资者更偏好彩票型股票。与非彩票型

\* 陆蓉、陈实、李金龙,上海财经大学金融学院,邮政编码:200433,电子邮箱:rosegf@163.com, tobacco\_0324@126.com, ljlfinance@163.com。基金项目:国家自然科学基金项目(71773072, 71773073, 72073088)。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

股票相比,彩票型股票一般具备低价格、高特质波动率、高换手率、高近期最大日收益、高特质偏度等特征(Kumar,2009;Bali et al,2011;郑振龙、孙清泉,2013;李培馨等,2014;陈文博等,2019),A股市场存在的“炒新”“炒小”“炒差”“炒退”等炒作现象中就有彩票型股票的影子。这些股票往往近期出现过极高的收益,投资者认为这些股票还会继续大幅上涨而买入。部分公司也会主动去迎合这种炒作,制造并购、更名、高送转等题材,吸引投资者买入。彩票型股票几乎都会经历“过山车”行情:股票的彩票特征吸引偏好彩票型股票的投资者(主要为大量个人投资者)买入,在前期大幅上涨之后,被高估的股价出现迅速下跌,使股票收益率呈现显著反转的特征。

本文认为,彩票型股票偏好影响了动量策略的表现。过去研究认为,彩票型股票偏好造成的反转存在时间较短,股价的高估并不会持续太久,随后的下跌也比较迅速(Bali et al,2011;Liu et al,2019)。股价被高估的程度与卖空约束强弱有关,我国股票市场的卖空约束可能比美国等国家更强(许红伟、陈欣,2012;李志生等,2015;李科等,2014),卖空力量不足会导致股价持续更长时间或者更大幅度的高估。对彩票型股票来说,股价快速上涨的过程相当于“开奖”,会持续吸引具有彩票型偏好的投资者关注从而进一步推高股价。当持续上涨过程能够影响股票的月度收益时,这种被高估后的反转就有可能影响到月度动量策略的表现。

本文通过彩票型股票形成期的高收益将彩票型股票偏好与动量效应两个看似不相关的现象联系起来,试图解释A股市场月度动量效应不显著的原因。如果彩票型股票的高估持续较长时间,这段时间内的涨幅会使得股票有更大的概率进入月度动量策略的赢家组合;即使反转在短期内发生,只要股票在单月被高估的程度够高,异常高的单月收益也会让股票有更大的概率进入动量策略的赢家组合。如果动量策略的赢家组合与彩票型股票大量重叠,那么仅依据累计收益率筛选出来的股票实际上就是过度反应而不是反应不足(动量策略由投资者反应不足所致),这会导致动量效应的赢家组合收益较低,进而影响整个动量策略的表现。

基于以上假设,本文使用1997—2019年A股交易数据,深入研究了我国A股市场彩票型股票与动量效应的关系。研究发现:(1)动量效应在彩票型股票中基本不存在,而在非彩票型股票中非常强烈。在彩票型股票组中,形成期和持有期为6个月的动量策略对冲组合平均月度收益率仅为0.01%(t值0.05),超额收益0.35%(t值1.23)。而在非彩票型股票组中,对应策略的对冲组合能够获得平均0.76%的月度收益率或9.12%的年化收益率(t值3.71)和0.81%的FF三因子月度超额收益(t值3.73);(2)动量效应广泛存在于非彩票型股票组中多个形成期和持有期的策略中。在非彩票型股票组中,形成期与持有期都大于3个月的动量策略均可以观测到显著的动量收益;(3)我国A股市场的动量因子与彩票型股票因子正相关,这与李培馨等(2014)的结果一致,但与Kumar(2009)和Bali et al(2011)的结果刚好相反,这体现了国内外市场的差异。Fama-Macbeth的回归结果显示动量效应在非彩票型股票分组中较强,这与之前的结果一致,但是在2005年前后表现出一些差异,股权分置改革后股票的彩票特征更强,动量更弱;(4)进一步研究发现,传统动量策略的赢家组合与彩票型股票大量重叠,这些股票较低的未来收益会显著降低赢家组合的收益率,进而减弱动量效应。

与已有文献相比,本文的边际贡献可能体现在:

首先,本文的研究丰富了国内动量效应研究的文献,报告了A股市场存在月度动量效应,并基于彩票型股票理论解释了“月频动量效应消失之谜”。相比白颖睿等(2020)提出的日内收益动量、隔夜收益动量的相反作用抵消了总体收益的动量效应的理论,本文虽然同样认为反转抵消了整体的动量效应,但是却在非彩票型股票的子样本中证实了动量效应的存在性。沈可挺和刘煜辉(2006)认为动量效应在具有某些特征的股票上表现得更加明显;高秋明等(2014)认为,在限制做空的市场上,投资者热衷于炒作利好消息,利好消息引发的股价上升很快就会反应过度而出现反转。本文的实证结果表明,全样本的动量策略赢家组合中包含了大量的彩票型股票,而这些被高估的彩票型股票随后的反转会减弱动量效应,因此动量效应在非彩票型股票上表现得更明显。

其次,本文修正了传统的偏度指标,修正后的指标更能反映偏度的经济学直觉,解决了之前指标

无法准确描述大量极端收益的问题。那些在过去一段时间内出现过连续涨停(跌停)的股票,按照修正的偏度计算,能够得到极大(极小)的偏度值。

最后,本文针对2005年股权分置改革前后进行了子样本研究,结果能够解释之前部分研究结论产生分歧的原因。之前的研究对动量效应的存在性并未完全达成一致,周琳杰(2002)、鲁臻和邹恒甫(2007)、游家兴(2008)以及 Naughton et al(2008)都找到了中期动量存在的证据,而潘莉和徐建国(2011)和白颢睿等(2020)的结果均表明,A股市场并不存在月频动量效应。本文针对2005年股权分置改革前后进行了子样本研究,结果表明动量效应在1997—2005年样本中,动量效应是存在于部分形成期和持有期的组合中的,而在2005年之后则被显著增加的彩票型股票所覆盖。

## 二、文献综述

### (一)动量效应

本文的研究是对动量效应的拓展。Jegadeesh & Titman(1993)首次提出完善的动量策略构建方法,发现过去3~12个月表现较好的股票在未来3~12个月表现也较好,并认为策略收益率并非由系统性风险提供。动量效应的发现挑战了有效市场假说,因为如果历史收益率与未来收益率相关,就意味着市场价格并未反应所有历史信息。

月度动量效应广泛存在于多个国家的多种资产类别中。Chui et al(2010)的研究表明,除了大多数东亚国家之外,世界上其他地方都能够观测到显著的动量收益。Rouwenhorst(1998)发现欧洲市场同样存在动量策略,并认为是由一个共同的因子导致了美国和欧洲的动量策略收益率。Griffin et al(2003)研究了动量策略在40个国家股票市场的表现,发现北美、欧洲和拉丁美洲表现较好,而在亚洲表现较差。甚至在其他的金融产品中也存在动量效应,Chan et al(2000)和 Bhojraj & Swaminathan(2006)在国际股票市场指数中发现了动量效应,Menkhoff et al(2012)发现了外汇市场动量效应,Jostova et al(2013)发现了公司债中的动量效应,Asness et al(2013)发现价值和动量的收益率溢价在多种市场和产品之间都显著存在。

关于动量效应的成因,研究者们一直颇有争议,但是大多数都还是从投资者对信息的反应不足来解释的。Hong & Stein(1999)提出了一个理论,将投资者分为新闻观察者(newswatchers)和动量交易者(momentum traders),解释了资本市场中的过度反应、反应不足与动量和反转之间的关系。也有部分研究者从行为金融的角度对动量效应进行了解释。Barberis et al(1998)从投资者情绪的角度出发解释市场存在反应不足的现象。他们认为投资者存在保守主义的偏差,无法在信息到达的时候即时更新自己的认知,因此信息需要时间才能逐步反映到股票价格中。Daniel et al(1998)则从投资者过度自信和自我归因偏误的角度解释反应不足的现象,他们认为投资者的自我归因偏误会导短期动量效应。但是无论是行为还是理性的解释,研究者们都认为,投资者对信息存在反应不足,这导致了动量效应。

我国股票市场无法像国外市场那样直接观测到显著的月度动量效应,国内研究一致认为这是由于:(1)我国股市的市场噪声交易太多、过度交易严重,反转效应相对于惯性效应要更明显一些(鲁臻、邹恒甫,2007);(2)由于成交量巨大,动量效应缩短周期,周度频率观测到了显著的动量效应(沈可挺、刘煜辉,2006;潘莉、徐建国,2011;高秋明等,2014)。也有研究基于T+1制度下隔夜折价现象,对消失的月度动量效应做出了解释(白颢睿等,2020)。

与之前的研究相比,本文的研究证实了我国A股月度动量效应在非彩票型股票中的存在性。由于彩票型股票的高估会持续一段时间,因此全样本的动量策略赢家组合中包含了大量的彩票型股票,而这些股票随后的反转会减弱动量效应,这也是为什么中国市场无法直接观测到动量效应的原因。

### (二)彩票型股票

本文的研究也与投资者的彩票型偏好密切相关。研究者们很早就注意到股票市场中的投资者存在彩票型偏好。Kahneman & Tversky(1979,1992)在著名的前景理论中阐述了彩票型偏好的心理学来源,认为人们总是高估小概率的事件发生的概率,在面临可能的小概率高收益股票时,投资者会高估其

发生的概率进而做出买入的决策。Barberis & Huang(2008)从前景理论的模型推导出了彩票型偏好对资产定价的影响,认为由于个人投资者高估了资产收益率分布中尾部收益的概率,因此在均衡时给予高偏度资产更高的价格。这类高偏度资产,也就是彩票型股票,当前被高估而未来收益较低。

后续的研究证实了这些模型的推论。Kumar(2009)通过3个指标来识别彩票型股票:低价格、高特质波动率以及高特质偏度,并证实了部分个人投资者存在彩票型股票偏好,这些彩票型股票通常市值较低、流动性较差、上市时间较短、分红比例较低、分析师跟踪较少并且机构持股比例较低。更重要的是,彩票型股票的组合在随后一个月的平均收益率比非彩票型股票组合低0.66%。Bali et al(2011)进一步完善了该领域的研究,他们使用近期最大日度收益率(MAX)作为彩票型股票的代理变量,也得到与Kumar(2009)相似的结论。由于MAX指标与Kahneman & Tversky(1992)和Barberis & Huang(2008)的模型推论中“高估小概率高收益事件发生的概率”相契合,因此该研究受到了广泛的关注。同时,Bali et al(2011)的研究还证实了彩票型股票的组合在形成期当月收益率较高,而随后一个月的持有期收益率较低,与模型推论一致。

国内针对彩票型股票的研究也关注了彩票型股票与资产定价的关系,并得到了与国外研究相似的结论。其中,郑振龙和孙清泉(2013)和李培馨等(2014)与Kumar(2009)类似,都是通过3个指标识别彩票型股票,并证明了国内也存在彩票型股票偏好对资产价格的负影响。陈文博等(2019)则基于盈亏状态和投资者情绪的视角试图找出影响彩票型股票偏好定价的其他因素,他们发现当投资者处在盈利状态时会不愿意买入或继续持有彩票型股票。

与之前的研究相比,本文在我国A股市场中发现彩票型股票偏好对股票价格的影响与国外表现出一定的差异。主要体现在国外的彩票型偏好带来的股价高估主要发生在短期,Kumar(2009)和Bali et al(2011)的结果均证实了彩票型股票因子与动量因子负相关。而本文发现我国A股市场的彩票型股票因子与动量因子正相关,这与李培馨等(2014)的结果一致,表明彩票型股票导致的股价高估会持续更长时间或更大幅度,这也许是因为国内卖空约束较强导致的。同时,被高估的彩票型股票随后下跌较多,表现出反转特征,进而弱化动量策略的收益。

### (三)非彩票型股票中的动量效应

正如前文所述,无论是行为解释还是理性解释,理论上一般认为投资者对信息存在反应不足,进而造成动量效应(Hong & Stein,1999;Barberis et al,1998;Daniel et al,1998)。动量效应使用历史累计收益为代理变量,背后隐含的是对“有效市场假说”的挑战:累计收益率是历史信息的代理变量,当前价格对历史信息反应不足,导致了随后的收益率延续现象。

我国股市的市场噪声交易多、存在过度交易,反转效应相对于惯性效应更明显(鲁臻、邹恒甫,2007)。噪声交易降低了累计收益率的信息含量。同时,市场上存在大量被系统性高估的彩票型股票,它们偏度较高,吸引具备彩票型偏好的个人投资者买入,股价被高估随后下跌(Barberis & Huang,2008)。

在按照收益率排名选出的动量策略赢家组合中,不仅包含了对利好信息反应不足的股票,也包含了这些前期涨幅大而反应过度的股票。因此推测,若排除彩票型股票的影响,则中国市场可能也存在全球市场中广泛存在的月度动量效应。

## 三、样本与变量

### (一)数据筛选与方法描述

本文所有数据均来自CSMAR数据库。样本包括在上海证券交易所和深圳证券交易所交易的所有A股上市公司(包括创业板),样本区间为1997—2019年<sup>①</sup>。本文根据如下规则筛选样本:(1)

<sup>①</sup>从1996年12月16日起,深交所、上交所对上市的股票、基金的交易实行涨跌幅限制在10%以内,此后,沪深证券交易所还对挂牌上市特别处理的股票(ST股票)实行涨跌幅度限制为5%的规定,对PT处理的股票实行涨幅5%限制,跌幅不受限制的规定。在限制涨跌幅之前,大量的股票日度涨跌幅超过10%,这会影响到特质波动率和特质偏度的计算,为保证样本的可比性,本文选择了1997年1月1日作为研究样本的开始日期。

删除形成期内 ST 或者 PT 的股票；(2)删除上市不满 360 日的股票；(3)删除净资产为负的股票；(4)计算特质波动率时，本文要求每只股票交易日的数量大于区间总交易日的 70%，并且每个月至少存在一个交易日。特别的，计算单月特质波动率时，本文要求每月至少存在 10 个交易日。根据上述最低交易日数量要求，大约会剔除 10%~15% 的样本。

动量效应构建投资组合的方法如下：首先，在每月初，按照形成期的累计收益率对样本内股票进行排序，并从高到低均分为 10 个组；然后，在持有期分别等权重持有每组股票，形成 10 个不同策略组合，每月分别计算各组合收益率；最后，如果出现持有期超过 1 个月的策略，则采用重叠期抽样法，对每个月的策略组合给予相同的权重。例如，持有期为  $K$  个月的策略，实际上在每个月度截面上都同时存在  $K$  个不同的策略组合，权重均为  $1/K$ ，策略的当月收益率为持有期 1 个月、2 个月一直到  $K$  个月的  $K$  个策略组合当月平均收益率。

动量效应为收益率的趋势延续，即累计历史收益率高组合的未来收益率也高，第 1 组策略组合在持有期的收益率系统性的高于第 10 组。因此计算第 1 组减第 10 组收益的时间序列，并经 Fama-French 三因子调整，判断是否能够获得显著的超额正收益。

## (二)彩票型股票的度量

Barberis & Huang(2008)使用偏度来度量彩票型股票，认为由于个人投资者高估了资产收益率分布中尾部收益的概率，因此在均衡时给予高偏度资产更高的价格，导致其未来收益较低。Kumar(2009)使用了低价格、高特质偏度和高特质波动率 3 个指标，将同时满足 3 个指标的股票划分为彩票型股票。而 Bali et al(2011)主要使用了月内最大日度收益率( $MAX$ )，认为  $MAX$  值较大的股票具备彩票的特征。同时，他们也使用了  $MAX(N)$ (月内  $N$  个最大日度收益率的平均值)作为  $MAX$  的替代变量，认为  $MAX(N)$  与  $MAX$  同样具备度量股票彩票特征的能力。

郑振龙和孙清泉(2013)也对  $MAX$  指标进行了研究，认为使用  $MAX(3)$ (过去 1 个月 3 个最大日收益率的平均值)作为彩票型股票的指标，可以减轻我国股市涨跌停板制度的影响。由于我国股票市场存在涨跌停板制度，股票的日度收益率分布在一定程度上已经被改变，因此使用  $MAX$  指标来描述 A 股市场股票的彩票特征可能是不合理的。

投资者对资产收益率偏度的偏好来自赌博偏好，其投资决策对偏度高度敏感(Barberis & Huang, 2008; Kumar, 2009)。本文综合考虑了之前的文献与国内市场的制度，提出了使用“修正”之后的偏度作为彩票型股票的代理变量：

$$Skew_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{R_{i,t} - \mu}{\sigma} \right) \tag{1}$$

$$\mu = \frac{1}{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N R_{i,t} \tag{2}$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{N \cdot T - 1} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (R_{i,t} - \mu)^2 \tag{3}$$

其中， $R_{i,t}$  为形成期内股票  $i$  在交易日  $t$  的日度收益率， $\mu$  为形成期内所有股票日度收益率的平均值， $\sigma^2$  为形成期内所有股票日度收益率的方差。以 6 个月的形成期为例， $\mu$  等于 6 个月内所有样本内股票日度收益率的平均值， $\sigma^2$  等于 6 个月内所有样本内股票日度收益率的方差。计算每只股票偏度的公式，与均值和方差的计算规则一致。

式(1)之所以称为“修正”之后的偏度计算公式，是因为其与传统研究中计算个股偏度有所不同。传统偏度计算，以特质偏度为例，一般为：

$$IS_{i,t} = \frac{1}{T} \frac{\sum \epsilon_{i,t}^3}{IV_{i,t}^3} \tag{4}$$

$$IV_{i,t}^2 = \frac{1}{T} \sum \epsilon_{i,t}^2 \tag{5}$$

其中,  $\epsilon_{i,t}$  为根据 FF3 因子模型回归得到的股票  $i$  在第  $t$  个交易日的残差,  $IS_{i,t}$  为特质偏度,  $IV_{i,t}^2$  为特质波动率。这也是大多数统计软件,如 SAS 与 Stata 分组生成波动率与偏度的默认公式。

对比式(1)与式(4),二者最大的区别在于估计  $\mu$  与  $\sigma^2$  所使用的样本。前者使用的样本为形成期内的所有股票的全部交易日,而后者使用的样本为股票  $i$  在形成期内的全部交易日。如果在一段时间内,单个股票的日度收益率分布与所有股票的日度收益率分布相似,均为正态分布,那么式(1)与式(4)估计的结果应该类似。反之,式(1)与式(4)的结果就会存在很大差异。

股票的日度收益率在大样本的情况下近似正态分布,在此基础上计算得到的均值、方差与偏度都是有意义的。然而,由于涨停与跌停制度,股票的涨停与跌停往往扎堆出现。形成期内出现多个涨停或跌停交易日的股票,其日度收益率的分布已经不是正态分布。在此基础上,使用样本内日度收益率计算得到的均值、方差与偏度都受到极端值较大的影响,无法准确表达指标的统计学含义,即正态分布中极值的偏向。本文计算发现,在一组样本量较少(100 左右)的正态分布的日度收益率中加入单日收益率 10%(涨停)的样本,随着涨停样本的数量变多,按照式(4)计算的偏度会出现先上升再下降的情况,当涨停样本数量较多时,偏度甚至会下降很多。

式(1)的计算方式则可以较好地“修正”这个问题。由于大样本下股票的日度收益率近似正态分布,因此其均值和方差都是相对稳定的。根据式(1),涨停(跌停)交易日出现次数较多时,计算出来的偏度能正确的变大(变小)。从经济学直觉来说,式(4)计算的偏度指标描述的是极端收益率的程度,而式(1)计算的偏度指标描述的是极端收益率的频率,后者显然更适合国内存在涨跌停限制的市场制度。同样的,由于按照式(1)计算的高(低)偏度股票出现极端正(负)收益率的频率较多,因此在国内存在涨跌停制度的情况下,形成期内的偏度必然与动量因子存在较高的相关性,这也是国内外的彩票型股票指标与动量因子关系存在显著差异的原因。

综上所述,使用本文的偏度作为彩票型股票的代理变量,至少存在以下几点优势:

首先,偏度指标是理论与实证文献一致认可的彩票型股票的代理变量(Barberis & Huang, 2008; Kumar, 2009)。根据式(1)构造的偏度指标,能够正确的描述股票出现极端收益率的频率,股票在形成期出现过越多次的涨停,偏度就越大,这也与 Kahneman & Tversky (1979, 1992)在前景理论中描述的人们高估小概率事件发生的概率有直接的联系。因此,偏度是兼具理论、实证支持与经济学直觉的彩票型股票的代理变量。

其次,本文偏度的计算方法与中国市场的涨跌停制度契合。相对于 MAX(N)指标,由于我国存在涨跌停制度,股票价格在大幅变化的时候,并不会在 MAX(N)指标上体现出来,超过  $N$  个交易日的涨停的股票无法通过 MAX(N)指标予以区分。而本文的偏度指标则适应较好,在其他条件不变的情况下,涨停的交易日越多,偏度就越大,能够有效地代表股票出现极端收益率的频率。

此外,本文还使用了 3 个被广泛使用的彩票型股票的指标进行稳健性检验,包括:形成期的特质波动率(IVOL)、形成期的 MAX(N)、修改过后的郑振龙和孙清泉(2013)的彩票型股票指标(LTR)<sup>①</sup>。特质波动率定义为股票形成期内股票日个股回报率对 Fama-French 三因子回归的残差的标准差。MAX(N)定义为形成期内最大的  $N$  个日度收益率的平均值, $N$  设定为策略形成期的长度乘以 3。LTR 指标参考郑振龙和孙清泉(2013),综合考虑了 3 个指标:低股价、高的日收益率和高换手率,同时满足 3 个指标的股票被划分为彩票型股票,同时不满足的被划分为非彩票型股票,剩下的股票则被划分为其他。根据郑振龙和孙清泉(2013),14.15%的股票被划分为彩票型股票,14.49%的股票被划分为非彩票型股票,71.36%的股票识别为其他。

总体来说,本文直接或间接使用了偏度、股票价格、特质波动率、换手率和极端日收益率,一共 5 个指标来代表股票的彩票特征。其他变量定义见表 1。

<sup>①</sup>本文对郑振龙和孙清泉(2013)的指标进行了修改,目的是为了更方便对股票进行分组。我们首先每月分别对文章中提到的 3 个指标(股价、收益率和换手率)进行排序,然后对排序的序号进行(0,1)区间上的标准化,最后取标准化之后 3 个指标排序的平均值作为彩票型股票的变量。方法与李培馨等(2014)相似。

表1 主要变量定义

变量名	变量定义
$R_{i,t+1}$	月收益,定义为股票 <i>i</i> 在 <i>t</i> +1月考虑现金红利再投资的月个股回报率。
<i>Size</i>	公司规模,定义为股票月末流通市值的自然对数。
<i>BM</i>	账面市值比,前一年的7月到次年的6月,定义为前一年的公司所有者权益与前一年年底公司总市值的比值,并取自然对数。
<i>Mom</i>	价格动量,定义为股票 <i>t</i> -5月至 <i>t</i> -1月期间日个股回报率的累积收益率。
<i>Rev</i>	价格反转,定义为股票 <i>t</i> 月的考虑现金红利再投资的月个股回报率。
<i>Illiq</i>	非流动性,定义为股票 <i>t</i> -5月至 <i>t</i> 月期间日度非流动性指标的平均值。日度非流动性指标根据 Amihud(2002),每个交易日用收益率的绝对值除以交易金额,再乘以1000调整回归系数。
$R_f$	无风险收益率,银行一年期整存整取利率。

## 四、实证结果

### (一)彩票型股票与动量效应

首先进行彩票型股票(*Skew*)与动量因子的双变量分组检验。具体来说,首先将横截面的股票按照形成期内的偏度排序并分5组,随后在每一个偏度组内再按照动量因子进行排序并分5组,通过计算每个偏度组中的动量策略组合的收益以及差异来检验彩票型股票导致的股价过度反应是否影响了动量效应。

表2报告了经过彩票型股票与动量因子两次分组之后的25组组合收益率和每个彩票型股票中的动量策略收益率与超额收益。其中 *Skew* 1 表示非彩票型股票组(彩票特征最弱),*Skew* 5 表示彩票型股票组(彩票特征最强),*MOM*1 到 *MOM*5 分别表示从输家组合到赢家组合的不同5个动量组。*M5*-*M1* 与 *Alpha* 分别表示了不同彩票型股票组中动量策略对冲组合的收益率和使用 Fama-French 三因子模型调整的超额收益率,最后一列 *S1*-*S5* 则表示非彩票型组与彩票型组合中动量策略对冲组合的收益率差异。动量策略的形成期和持有期均为6个月,形成期与持有期之间没有时间间隔。

表2 彩票型股票与动量的双变量分组检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Skew</i> 1	<i>Skew</i> 2	<i>Skew</i> 3	<i>Skew</i> 4	<i>Skew</i> 5	<i>S1</i> - <i>S5</i>
<i>MOM</i> 1	1.01	1.16	1.12	1.09	0.95	
<i>MOM</i> 2	1.22	1.47	1.47	1.42	1.00	
<i>MOM</i> 3	1.45	1.49	1.55	1.34	1.01	
<i>MOM</i> 4	1.69	1.64	1.55	1.34	0.96	
<i>MOM</i> 5	1.77	1.58	1.56	1.38	0.96	
<i>M5</i> - <i>M1</i>	0.76*** (3.71)	0.42** (2.50)	0.44** (2.12)	0.29 (1.15)	0.01 (0.05)	0.75*** (2.62)
<i>Alpha</i>	0.81*** (3.73)	0.45** (2.56)	0.56** (2.43)	0.55** (2.06)	0.35 (1.23)	0.46 (1.61)

注:表中收益率均为原始值乘以100,括号内数字为*t*值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,本文采用 Newey-West 方法来调整*t*统计量(滞后阶数为5)。下文表格如无特别说明,均与此注释相同。

表2第(1)列的结果可以看出,非彩票型股票的分组(*Skew* 1)中,动量效应都比较明显,月度平均策略收益和超额收益分别为0.76%、0.81%,并在1%的水平上显著,*t*值分别为3.71、3.73。同时投资组合越靠近非彩票型的分组,动量因子的收益随因子数值的单调递增现象就越明显。随着股票从非彩票型分组转向彩票型分组,动量策略的单调性与对冲策略的收益都在减弱。

而在表2的第(5)列彩票型股票的分组(*Skew* 5)中,动量效应不显著,对冲策略的收益和超额收益均不显著,最大*t*值仅为1.23,五组动量组合的收益率也不出现明显的单调规律。最大的原因是

彩票型股票分组中的赢家组合(*Skew 5 & MOM 5*)收益率显著较低,彩票型股票的赢家组合收益率为 25 个组合最低一档,其月度平均收益率仅仅与彩票型股票的输家组合(*Skew 5 & MOM 1*)以及非彩票型股票的输家组合(*Skew 1 & MOM 1*)相当。考虑到策略的形成期和持有期均为 6 个月,这说明了彩票型股票的赢家组合在过去 6 个月表现好于其他股票的情况下,随后 6 个月表现差于其他股票。这是因为这些股票的彩票特征吸引了投资者的买入,推高当期股价导致形成期动量较高,高估之后的价格下跌让股票走势整体表现出反转的现象。

表 2 的最后一列(S1-S5)报告了不同彩票型股票分组中动量策略收益率的差异,差异本身显著,月度平均收益率 0.75%(*t* 值 2.62),但是经过 FF3 因子调整之后的收益率并不显著,月度平均超额收益 0.46%(*t* 值 1.61)。差异的收益显著而超额收益不显著的原因与样本区间有关系,本文将在后文进行解释。

表 2 的结果证明了本文之前的假设,即动量效应确实受到了彩票型股票偏好的影响,影响主要来自彩票型股票的赢家组合。经过分组之后,在非彩票型股票组中,都能够观测到显著的动量效应,而在彩票型股票组中,均观测不到显著的动量效应。本文还进行了 3×3 的分组检验,结果与 5×5 分组相似。

## (二)非彩票型股票样本中的动量策略

这里的检验主要针对非彩票型股票样本中不同形成期和持有期的动量策略的效果。与之前一致,首先将所有股票按照彩票型股票分为 5 组,然后在非彩票型股票(*Skew*=1)中,再按照形成期的累计收益率分为 5 组,通过计算赢家与输家组合的持有期收益率的差异来检验动量效应的存在性。本文同时使用多个彩票型股票指标进行了以上检验,结果相似,表 3 报告了使用 *Skew* 指标的结果。表 3 使用了形成期(*J*)与持有期(*K*)分别为 1、3、6、9、12 个月的 25 组动量策略,报告了策略原始收益和经过 Fama-French 三因子调整之后的超额收益。

表 3 非彩票型股票中的动量策略

<i>J</i>		<i>K</i>				
		1	3	6	9	12
1	<i>Return</i>	-0.04 (-0.15)	0.11 (0.73)	0.31*** (2.82)	0.38*** (4.21)	0.35*** (3.86)
	<i>Alpha</i>	-0.21 (-0.95)	-0.02 (-0.15)	0.21 (1.59)	0.29*** (2.9)	0.26** (2.59)
3	<i>Return</i>	-0.32 (-1.35)	0.31 (1.65)	0.72*** (4.98)	0.69*** (5.55)	0.62*** (5.84)
	<i>Alpha</i>	-0.42 (-1.58)	0.20 (0.86)	0.64*** (4.06)	0.65*** (5.06)	0.59*** (5.32)
6	<i>Return</i>	0.28 (0.99)	0.60*** (2.96)	0.76*** (3.71)	0.64*** (3.87)	0.55*** (3.70)
	<i>Alpha</i>	0.25 (0.81)	0.62*** (2.81)	0.81*** (3.73)	0.74*** (3.94)	0.65*** (3.90)
9	<i>Return</i>	0.50** (2.22)	0.84*** (3.46)	0.87*** (3.93)	0.70*** (4.10)	0.63*** (4.00)
	<i>Alpha</i>	0.52** (1.97)	1.00*** (3.42)	1.00*** (3.99)	0.80*** (4.31)	0.73*** (4.27)
12	<i>Return</i>	0.46** (2.07)	0.71*** (2.99)	0.70*** (3.54)	0.56*** (3.15)	0.54*** (2.92)
	<i>Alpha</i>	0.59** (2.43)	0.90*** (3.47)	0.89*** (4.25)	0.73*** (3.86)	0.67*** (3.44)

表 3 的结果可见,形成期与持有期均大于 3 个月的策略收益率与超额收益均较为显著,持有期为 1 个月的策略收益显著低于持有期较长的策略,这符合动量策略的特征,即策略在中期生效。策略收益与超额收益均随着形成期变长而变大,持有期超过 6 个月的策略收益率和超额收益均出现了小幅下降,但是依然保持了较高的显著性水平。最好的策略为形成期 9 个月持有期 6 个月的组合,

平均月度收益率达到 0.87% (t 值为 3.93), 超额收益 1.00% (t 值为 3.99)。Jegadeesh & Titman (1993) 为了避免买卖价差、价格压力、延迟反应效应对动量效应的影响, 在策略形成期与持有期之间间隔 1 周, 并得出了与之前策略相似的结果, 后续部分文献也使用了间隔 1 个月的方法。类似的, 本文也进行了形成期与持有期之间间隔 1 周或者 1 个月的检验, 结果与表 3 相似。

表 3 的结果说明了, 在非彩票型股票中, 不同形成期与持有期组合的动量策略能够获得显著的超额收益。后续的检验主要使用了形成期和持有期均为 6 个月并且不间隔任何交易日的策略来展示结果, 这也与 Jegadeesh & Titman (1993) 的做法一致。

### (三) Fama-Macbeth 回归

本小节通过公司层面 Fama-Macbeth 回归检验了同时控制多个因子之后 MOM 和 REV 与未来收益率的横截面关系。具体来说本文将未来  $t+1$  月或  $t+2$  月的月度收益率股票收益率对  $t-5$  到  $t-1$  月累计收益率 (MOM)、 $t$  月收益率 (REV)、彩票型股票指标 (Skew)、市场 beta (Beta)、流通市值的对数值 (Size)、账面市值比的对数值 (BM) 以及流动性指标 (Illiq) 进行回归, 回归分别在全样本、彩票型股票组 (Skew=5) 和非彩票型股票组 (Skew=1) 中进行, 考虑到动量效应是中期的效应 (持股期限大于 1 个月), 被解释变量包括  $t+1$  月或  $t+2$  月的月度收益率。所有的变量均每月在 1% 和 99% 的水平上进行了缩尾处理。回归模型如下:

$$R_{i,t+1} = \beta_{0,t}MOM_{i,t} + \beta_{1,t}REV_{i,t} + \beta_{2,t}Skew_{i,t} + \beta_{3,t}Beta_{i,t} + \beta_{4,t}Size_{i,t} + \beta_{5,t}BM_{i,t} + \beta_{6,t}Illiq_{i,t} + constant + \epsilon_{i,t+1} \quad (6)$$

分别使用  $R_{i,t+1}$  和  $R_{i,t+2}$ , 即股票  $i$  在  $t+1$  月和  $t+2$  月的月度收益率作为被解释变量。表 4 报告了回归使用变量的描述性统计, 表 5 报告了回归使用变量的相关系数, 表 6 报告了回归结果。

表 4 回归变量的描述性统计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
MOM	387311	0.0516	0.3424	-0.7777	4.1770
REV	387311	0.0099	0.1302	-0.4775	1.1070
Skew	384671	0.1715	0.6587	-5.5038	5.4744
Size	387311	14.8653	1.2671	11.0268	19.3534
BM	387161	-1.0826	0.6634	-3.7278	0.7682
Illiq	387311	0.0016	0.0028	0.0000	0.0363
Beta	282343	0.9900	0.2673	0.2090	2.0461

表 4 的描述性统计可见, 各解释变量均呈现较均衡的分布, 未出现明显的异常值, 不会影响回归的结果。其中, 偏度因子的对称性较好, 最大值与最小值比较接近。

表 5 回归变量的相关性分析

变量	Beta	Size	BM	Illiq	MOM	REV
Size	-0.2298 (-7.94)					
BM	-0.08655 (-3.54)	0.0667 (3.11)				
Illiq	0.1067 (5.52)	-0.4486 (-26.79)	-0.0721 (-3.66)			
MOM	-0.0313 (-1.31)	0.1075 (5.00)	0.0458 (3.17)	-0.0889 (-4.27)		

续表 5

变量	<i>Beta</i>	<i>Size</i>	<i>BM</i>	<i>Illiq</i>	<i>MOM</i>	<i>REV</i>
<i>REV</i>	0.0036 (0.29)	0.0090 (0.88)	0.0174 (2.33)	0.0250 (2.56)	-0.0376 (-4.13)	
<i>Skew</i>	0.0279 (1.66)	0.0928 (6.55)	-0.0072 (-0.64)	-0.0368 (-2.65)	0.5839 (44.48)	0.2285 (24.16)

注:相关系数首先在月度横截面上进行计算,随后在时间序列上进行平均获得均值,并进行 t 检验。

表 5 中彩票型股票变量 *Skew* 与市值正相关但系数较小,而非流动性负相关,与 *Beta* 和 *BM* 相关系数较低。彩票型股票的变量与反转因子的相关系数为 0.2285,这表明彩票型股票在短期内收益较高,符合吸引投资者买入并推高股价的特征。

彩票型股票的变量与动量因子的相关系数为 0.5839,表现出较高的相关性,这与李培馨等(2014)的结果一致,他们在结果中报告动量因子与博彩指数存在 0.15 的相关系数,但与 Kumar(2009)、Bali et al(2011)的结果刚好相反,这也许是因为国内市场卖空约束较强,股票的高估过程会持续更长一段时间造成的。另外,正如前文的分析,偏度因子本身与极端收益率的频率相关,因此必然与动量因子正相关。

传统动量策略中使用的动量因子涵盖了此处的动量因子和反转因子,表 5 的结果表明这两者都与彩票型股票存在较强的正相关。在过去的研究经验中,动量因子正向预测未来收益率,而彩票型股票因子负向预测未来收益率。如果这两个因子存在如此高的正相关,那么两种效应则会相互抵消,只剩下较强的那一个,根据国内之前的研究(潘莉、徐建国,2011;白颖睿等,2020),动量因子在 A 股市场是不显著的,这正是其中的原因。

表 6 Fama-Macbeth 横截面回归

变量	$R_{t+1}$			$R_{t+2}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ALL</i>	<i>Skew</i> =1	<i>Skew</i> =5	<i>ALL</i>	<i>Skew</i> =1	<i>Skew</i> =5
1997—2019						
<i>MOM</i>	1.28** (2.37)	0.11 (0.11)	1.96*** (3.57)	1.46** (2.59)	2.18*** (2.78)	1.51*** (2.80)
<i>REV</i>	-4.82*** (-5.24)	-4.12 (-1.53)	-4.29*** (-4.54)	-1.47** (-0.97)	0.01 (-0.01)	-1.18 (-1.46)
<i>Skew</i>	-0.71*** (-3.29)	-1.93 (-1.33)	-1.32*** (-3.08)	-0.87*** (-3.31)	-0.25 (-0.30)	-1.13*** (-2.88)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Avg. $R^2$	0.12	0.17	0.16	0.11	0.15	0.15
Avg. Obs	1021	195	202	1011	192	201
1997—2005						
<i>MOM</i>	2.15*** (2.85)	1.43 (0.86)	3.61*** (4.85)	3.03*** (3.77)	3.25*** (3.13)	3.20*** (3.78)
<i>REV</i>	-3.06** (-2.46)	2.97 (0.47)	-2.21 (-1.58)	-2.53** (-2.35)	-0.46 (-0.18)	-0.62 (-0.55)
<i>Skew</i>	-0.69*** (-4.28)	-3.80 (-1.02)	-1.30*** (-3.64)	-0.49*** (-4.50)	-1.79 (-1.21)	-1.22*** (-4.27)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Avg. $R^2$	0.14	0.22	0.20	0.12	0.20	0.18
Avg. Obs	556	110	118	556	110	117

变量	$R_{t+1}$			$R_{t+2}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ALL	Skew=1	Skew=5	ALL	Skew=1	Skew=5
2006—2019						
MOM	0.75 (1.17)	-0.70 (-0.85)	0.93 (1.52)	0.48 (0.68)	1.51** (2.01)	0.47 (0.75)
REV	-5.90*** (-5.36)	-8.49*** (-6.35)	-5.57*** (-5.32)	-0.81 (-0.35)	0.31 (0.26)	-1.53* (-1.75)
Skew	-0.73** (-2.17)	-0.77 (-1.15)	-1.33** (-2.09)	-1.10*** (-2.66)	0.71 (0.85)	-1.08* (-1.80)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Avg. R <sup>2</sup>	0.12	0.13	0.15	0.10	0.12	0.14
Avg. Obs	1308	245	255	1293	243	252

注：前3列的被解释变量是  $t+1$  月的收益率，后3列的被解释变量是  $t+2$  月的收益率。第(1)列和第(4)列是在全样本中进行，第(2)列和第(5)列是在非彩票型股票中进行，第(3)列和第(6)列是在彩票型股票中进行。系数均乘以100进行报告。

表6报告了1997—2019年样本内全部股票270个<sup>①</sup>月度横截面回归系数的时间序列均值，以及以2005年股权分置改革为界的两个子样本的结果。从全样本的结果来看，动量效应似乎存在，因为除了第(2)列之外的所有系数均至少在5%的水平上显著，第(2)列是非彩票型股票的子样本，这不仅与之前的研究结论(潘莉、徐建国,2011;白颖睿等,2020)存在矛盾，也不符合本文之前的研究结论。但是在进行了子样本检验之后，我们发现动量效应主要存在于2005年之前，子样本1997—2005年的结果与全样本非常相似。然而2006—2019年的子样本结果却与前两者都不同，表6的前3列的系数均不显著，说明动量因子无法解释  $t+1$  月收益率。表6的后3列中也只有第(5)列显著为正，系数1.51( $t$ 值2.01)，这说明只有非彩票型股票分组中的动量因子才存在预测作用，该结论与表2的结论一致，证实了本文关于彩票型股票与动量策略的假设。

反转效应的系数几乎只在前3列显著，这与之前关于反转的研究一致，即反转效应主要出现在短期。本文的彩票型股票因子 *Skew* 的系数，前3列与后3列系数与显著性水平都相似，表明彩票型股票的影响至少会持续2期。除此之外，无论在全样本还是子样本中，*Skew* 的系数在非彩票型股票的分组中并不显著，该结果与Bali et al(2011)一致，他们发现MAX指标的定价能力并不是线性的，而是最高组的MAX组存在较大幅度的收益率滑坡。Egginton & Hur(2018)也得到了相似的结论，MAX指标的定价能力主要表现在那些被高估的彩票型股票中。

综上所述，Fama-Macbeth回归表明彩票型股票的不同分组对动量效应存在显著的影响，具体表现在非彩票型股票中的动量效应较强，而彩票型股票中的反转效应较强，证实了本文之前的分析和结果。同时2005年股权分置改革前后的两个子样本在动量的特征上存在明显的区别，本文将在稳健性检验中讨论该现象。

#### (四)进一步分析：动量策略中彩票型股票的占比

之前的实证证据表明动量效应受到了彩票型股票的影响，尤其是彩票型股票中的赢家组合。本文推测传统月度动量策略在A股市场不显著是因为动量策略的赢家组合与彩票型股票的组合出现大比例的重叠，彩票型股票的反转特征削弱了动量策略的效果。虽然表6的结果部分证实了该结果，本文还是设计了更加直接的检验证明动量策略与彩票型股票策略在形成期多头股票的重叠。

<sup>①</sup>由于策略形成期为6个月，因此样本实际的开始日期为1997年7月1日，截止日期为2019年12月31日，总共包含270个月度横截面。子样本存在1个月度横截面的差异是因为2006年前后股权分置改革导致大量股票存在长期停牌，子样本无法满足横截面最低股票数量，在回归的时候被Stata自动删除。

具体来说,与前文一致使用形成期与持有期均为 6 个月的动量策略,按照过去 6 个月的收益率( $t-5$ 到  $t$  月收益率)分为 10 组。动量组合序号越大,形成期股票收益越高。表 7 的第(1)列报告了持有期的分组收益率结果。

表 7 的第(2)~(5)列计算方法与第(1)列并不一致。具体来说,在每一个横截面上,根据 4 个彩票型指标分别将股票独立的分为 10 组,并标记了每只股票在每个月对应所属的彩票型的组的序号(1 到 10)。彩票组序号越大,形成期股票彩票性越强,在持有期股价越容易下跌。表 7 的后 4 列分别报告了不同的动量策略分组中股票的彩票型分组序号的平均值,每一列代表一个彩票型股票的因子。

表 7 动量策略股票组合的彩票特征

动量组合	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	持有期收益	<i>Skew</i>	<i>IVOL</i>	<i>MAX(N)</i>	<i>LTR</i>
输家(1)	0.96	1.79	4.59	3.82	4.46
(2)	1.28	2.68	3.64	3.40	4.06
(3)	1.38	3.20	3.50	3.42	4.05
(4)	1.49	3.66	3.55	3.57	4.10
(5)	1.51	4.08	3.75	3.83	4.23
(6)	1.51	4.56	4.03	4.16	4.40
(7)	1.49	5.07	4.42	4.59	4.58
(8)	1.35	5.70	4.93	5.14	4.76
(9)	1.25	6.51	5.67	5.90	4.99
赢家(10)	1.12	7.75	6.94	7.18	5.39

注:表中第(1)列收益率均为原始值乘以 100。

表 7 结果的第(1)列可见,形成期和持有期均为 6 个月的动量策略从输家到第 5 组时存在收益率的递增,而从第 6 组开始到赢家组合存在递减,收益率整体呈现“倒 U”型。尤其是第 8、第 9 和赢家组合,收益率递减比较明显,赢家组合收益率甚至仅比输家组合高。这说明导致动量效应不显著的原因在于赢家组合附近的这些股票,这些按照动量效应的理论应该存在反应不足会继续上涨的股票却表现出了严重的过度反应出现下跌。

后 4 列的结果则表明,动量因子最大的 3 个组中包含了大量的彩票型股票,尤其是赢家组合。所有 4 个彩票型指标的组数,均在赢家组合中出现了跳跃式上升,表现的都显著大于前 1 个组,尤其是 *Skew* 指标均值为 7.75。这意味着动量策略的赢家组合中包含的这些股票,也同时被划分到了彩票型股票分组中彩票特征较重的一组。动量策略组合大于 6 之后的收益率递减的规律,与第(3)列的特质波动率和第(4)列的 *MAX(N)* 的特征完全一致,后三组能观察到相对明显的变化,动量策略组合 7 以下基本恢复到正常水平。这也与之前表 5 中动量因子与 *Skew* 因子表现出来的高相关性一致。

综上所述,本节的结果证明了在 A 股市场直接使用累计收益率作为动量因子构造的动量策略的效果会被彩票型股票减弱。彩票型股票在近期出现异常高的收益率,这些股票会进入动量组合的赢家组合,导致动量策略的赢家组合中包含大量的彩票型股票,这些被高估的股票随后的下跌会减少动量策略的整体收益,让动量效应无法被观测到。

### (五) 稳健性检验

1. 股权分置改革前后样本结果分析。关于 A 股是否存在月频动量效应,之前的研究者存在一些分歧。周琳杰(2002)、鲁臻和邹恒甫(2007)、游家兴(2008)以及 Naughton et al(2008)都找到了中期动量存在的证据,他们的研究样本基本都在 2005 年之前。而潘莉和徐建国(2011)和白颢睿等(2020)的结果均表明,A 股市场并不存在月频动量效应,同时潘莉和徐建国(2011)认为之前的研究结论的差异部分来自样本区间的选择。樊家鸣(2011)以 2005 年 6 月的股权分置改革为为界,将 1996—2010 年 6 月的样本拆分成两部分,得到了股权分置改革之前的样本存在动量效应,而之后的

样本不存在动量效应的结论。他认为股权分置改革之后形成的 A 股大牛市导致了随后的价格剧烈波动,中长期趋势受到了破坏。

因此,本文也根据股权分置改革对样本进行了拆分,分别检验了 1997—2005 年和 2006—2019 年两个子样本中传统动量策略的表现。表 8 报告了前者的结果,后者的结果显示无论多长(1、3、6、9、12 个月)形成期和持有期的组合,A 股市场并不存在显著的动量策略收益,这与白颖睿等(2020)的结果相似。

表 8 全样本动量策略收益率(1997—2005 年)

J		K				
		1	3	6	9	12
1	Return	-0.51 (-1.29)	-0.48** (-2.00)	0.14 (0.87)	0.16 (1.14)	0.18 (1.41)
	Alpha	-0.20 (-0.39)	-0.24 (-0.88)	0.39** (1.99)	0.41** (2.11)	0.43** (2.61)
3	Return	-0.81* (-1.70)	-0.15 (-0.43)	0.52* (1.73)	0.40 (1.46)	0.31 (1.23)
	Alpha	-0.45 (-0.83)	0.26 (0.71)	0.98*** (2.74)	0.86*** (2.86)	0.76*** (2.92)
6	Return	0.18 (0.36)	0.56 (1.16)	0.61 (1.29)	0.40 (0.91)	0.19 (0.45)
	Alpha	0.76 (1.26)	1.28** (2.26)	1.37*** (2.66)	1.12** (2.61)	0.88** (2.4)
9	Return	0.43 (0.96)	0.71* (1.68)	0.71* (1.70)	0.50 (1.27)	0.36 (0.97)
	Alpha	1.13* (1.71)	1.39** (2.59)	1.39*** (2.94)	1.14*** (2.84)	0.98*** (2.78)
12	Return	0.34 (0.79)	0.61 (1.41)	0.60 (1.35)	0.46 (1.12)	0.37 (0.95)
	Alpha	1.07* (1.79)	1.36** (2.59)	1.31*** (2.71)	1.13*** (2.66)	1.01** (2.56)

表 8 的结果支持了樊家鸣(2011)的观点,即股权分置改革对我国股票市场动量效应存在较大的影响。在 1997—2005 年样本中,动量效应是存在于部分形成期和持有期的组合中的,尤其是形成期大于 6 个月和持有期为 3 个月和 6 个月的动量策略,最大能够获得月度 0.71% 的收益率。本文认为 2005 年的股权分置改革对整体股票市场产生了较大的影响,也许是因为股票市场的大幅上涨吸引了众多个人投资者入场,之后的市场整体表现出波动大,过度反应严重,反转特征较强,都符合彩票的特征。正如之前的分析,投资者的彩票型偏好也因此影响了动量策略的表现,导致 2005 年之后动量效应的“隐身”。

为了提供更形象的证据,本文绘制了表 2 最后一列 Alpha 的时间序列累计值,也就是非彩票型股票组与彩票型股票组中动量策略收益率的差异。

图 1 中的结果与表 8 的结果一致,在 2005 年之前,非彩票型股票中的动量策略并未显著优于彩票型股票,但是随后却发生了较大的变化,尤其在 2007 年之后表现差异持续加大。因为在 1997—2005 年之间,A 股整体表现出动量的特征,因此动量策略收益在非彩票型子样本并不会表现得比彩票型子样本中更好。这也是为什么表 2 的最后一列差异均表现出相似的特征,即差异本身显著,但是经过 FF3 因子调整之后的收益率并不显著。实际上使用 Skew 计算的差异在 2006—2019 年区间的超额收益为 0.87%(t 值 2.40),表现出了较好的显著性水平。

2. 使用其他彩票型股票的代理指标。本文最后使用不同的彩票型股票的代理变量重复了表 2 的检验,策略的形成期和持有期均为 6 个月。表 9 中使用了 6 个月形成期内的特质波动率(IVOL)、



图1 彩票与非彩票组中动量策略的差异

6个月形成期内的最大18个交易日的平均值( $MAX(18)$ )以及修改过的郑振龙和孙清泉(2013)提出的彩票型指标( $LTR$ ),报告了经过彩票型股票与动量因子两次分组之后的25组组合收益率和每个彩票型股票中的动量策略收益率与超额收益。其中 $LOT 1$ 表示非彩票型股票组(彩票特征最弱), $LOT 5$ 表示彩票型股票组(彩票特征最强), $MOM 1$ 到 $MOM 5$ 分别表示从输家组合到赢家组合的不同5个动量组。 $M5-M1$ 与 $Alpha$ 分别表示了不同彩票型股票组中动量策略对冲组合的收益率和使用Fama-French三因子模型调整的超额收益率,最后一列 $L1-L5$ 则表示非彩票型组与彩票型组合中动量策略对冲组合的收益率差异。

表9 不同彩票型股票与动量的双变量分组检验

PANEL A: $IVOL$						
	$LOT 1$	$LOT 2$	$LOT 3$	$LOT 4$	$LOT 5$	$L1-L5$
$MOM 1$	1.07	1.25	1.29	1.23	0.88	
$MOM 2$	1.38	1.44	1.50	1.40	1.23	
$MOM 3$	1.51	1.44	1.55	1.46	1.03	
$MOM 4$	1.53	1.51	1.53	1.34	0.88	
$MOM 5$	1.62	1.58	1.45	1.34	0.82	
$M5-M1$	0.55** (2.32)	0.32 (1.38)	0.16 (0.71)	0.11 (0.45)	-0.06 (-0.22)	0.61*** (2.70)
$Alpha$	0.72*** (3.49)	0.67*** (2.87)	0.51** (2.37)	0.53** (2.15)	0.35 (1.32)	0.37* (1.78)
PANEL B: $MAX(18)$						
$MOM 1$	1.08	1.20	1.25	1.24	0.76	
$MOM 2$	1.36	1.55	1.50	1.47	0.96	
$MOM 3$	1.38	1.54	1.53	1.45	0.87	
$MOM 4$	1.58	1.70	1.60	1.34	0.93	
$MOM 5$	1.60	1.67	1.54	1.31	0.92	
$M5-M1$	0.51** (2.03)	0.48*** (2.17)	0.29 (1.39)	0.07 (0.26)	0.15 (0.54)	0.36 (1.29)
$Alpha$	0.68*** (3.10)	0.75*** (3.44)	0.65*** (3.02)	0.43 (1.47)	0.59** (2.12)	0.09 (0.37)
PANEL C: $LTR$						
$MOM 1$	0.96	1.21	1.30	1.22	0.98	
$MOM 2$	1.13	1.43	1.57	1.52	1.43	

PANEL C: LTR						
	LOT 1	LOT 2	LOT 3	LOT 4	LOT 5	L1-L5
MOM 3	1.38	1.58	1.69	1.63	1.36	
MOM 4	1.32	1.63	1.69	1.52	1.25	
MOM 5	1.48	1.49	1.50	1.19	0.87	
M5-M1	0.52** (2.09)	0.29 (1.33)	0.20 (0.89)	-0.03 (-0.15)	-0.10 (-0.46)	0.62*** (2.78)
Alpha	0.92*** (3.54)	0.69*** (3.09)	0.63*** (2.63)	0.27 (1.30)	0.08 (0.36)	0.84*** (3.39)

表 9 的结果与表 2 使用 *Skew* 的结果表现出高度的一致性,主要有以下几点:(1)非彩票组中的动量策略收益和超额收益均显著,相对的彩票组中的动量策略收益则不那么显著,中间各组则表现出逐渐变化的趋势;(2)彩票组中的高动量组合(LOT 5 & MOM 5)表现均显著较差,说明彩票组中的动量策略收益率较低是由于高动量组过度反应之后收益率较低造成的;(3)彩票型股票中的动量策略 5 组收益率特征与表 7 中的全样本动量策略高度一致,收益率呈现“倒 U”型,说明全样本动量策略主要受到了彩票型股票的影响。

此外,3 个不同的变量之间也存在一些差异,其中 MAX(18)指标计算的差异并不显著,我们认为这是因为形成期的长度导致的。如果在 1 个月内计算 MAX(3),那么 MAX(3)较大的股票大部分都是上涨之后并未下跌的。但是如果在 6 个月内计算 MAX(18),这些 MAX(18)较大的股票很大一部分是上涨之后已经下跌的股票,并不满足过度反应的定义,也因在形成期较长时此对动量效应的影响不如 *Skew*,这也是为什么本文使用了偏度来作为彩票型变量的原因之一。

综上所述,本节的结果说明了两个问题。首先,表 8 与图 1 的证据支持了樊家鸣(2011)的观点,即股权分置改革之后我国股票市场的动量效应减弱了。这种现象一方面回应了之前文献的一些争论,解决了我国动量效应存在的时间区间问题。另一方面与本文之前表 2 以及表 7 的结果一致,也解释了之前实证结果中的一些疑点。其次,采用不同的彩票型股票的代理变量,得到了与表 2 相似的结果,说明本文结果稳健,也进一步证明了彩票型偏好对动量效应的重要影响。

### 五、结论

本文研究了我国 A 股市场投资者的彩票型股票偏好对动量效应的影响。首先,本文在我国股票市场的非彩票型股票组中证实了月度动量效应的存在,持有期和形成期为 6 个月的动量策略对冲组合能够获得显著超额收益。动量效应广泛存在于非彩票型股票组合中。进一步研究发现,我国 A 股市场的动量因子与彩票型股票因子正相关,这与李培馨等(2014)一致,但与 Kumar(2009)、Bali et al (2011)相反,这也许是因为国内市场卖空约束较强,股票的高估过程会持续更长一段时间。Fama-Macbeth 回归的结果证实上述结论,非彩票型股票的动量较强,彩票型股票的动量不明显,但是在 2005 年前后表现出一些差异。最后,本文发现全样本动量策略的赢家组合与彩票型股票大量重叠,彩票型股票较低的未来收益会显著降低赢家组合的收益率,进而减弱动量效应。

本文的研究揭示,彩票型股票的偏好对动量效应产生了较大的影响,这种影响是通过持续较长时间或造成较高幅度的股价高估产生的,这是我国 A 股市场所特有的。从微观的角度来说,这些具备彩票型偏好的投资者在购买这些彩票型股票之后,后续的反转使他们产生了较大的损失,同时股价的剧烈波动也不利于长期投资者的持有,损害了投资者群体的利益。从宏观的角度来说,当市场整体投机情绪浓厚时,容易出现系统性的高估,持续时间越长、幅度越大,后续下跌就越快越狠,不利于市场平稳的缓步上涨。股票市场过度波动不利于其健康发展,事实上 2005 年股权分置改革之后的两次牛市都是以大幅下跌结束,无论是快速的上涨,还是随后的断崖式下跌都会极大损害股票市

场参与者的利益,也给监管机构带来了棘手的挑战。

在股票市场炒作的案例中,高位买入的投资者无疑是整个炒作的关键,因为如果无人“接盘”,炒作者无法在高位盈利变现,无利可图自然会放弃这种行为。本文的结果说明,这些存在彩票型股票偏好的投资者,正是被这些股票的彩票特征吸引,才会愿意支付溢价去博取可能存在的高额回报。健康的资本市场发展离不开正确的资产价格,价格高估属于典型的错误定价,市场越快纠正这种错误定价说明越有效率、越成熟。本文的结果至少能够从3个方面提出部分建议:首先,彩票型股票是具备一定特征的,监管机构可以从这些特征入手,力求弱化股票的彩票属性。例如,限制高送转、鼓励上市公司分红、规范市场出入制度等,尽可能从供给上减少彩票型股票的偏好对整体市场的影响。其次,当市场发生彩票型股票的“开奖”事件——股票连续快速上涨时,监管机构可以通过发送警示函、暂停交易等行为来冷却市场的赌博氛围。最后,要做好投资者教育工作,鼓励投资者购买长期基金,进行理性投资。

本文的研究还具备广泛的扩展空间。首先,动量效应是资产定价领域重要的话题,国内研究较少是因为过去的实证检验都并不支持月度动量效应的存在,动量因子的扩展研究还存在诸多的可能性。其次,国内除了动量因子,价值因子效果也比较弱,这是否也与彩票型股票的这种反转特征相关?最后,卖空约束在彩票型股票的高估过程中发挥了什么程度的作用,机构持股是否可以减弱股票的彩票性质?这些问题都值得深入研究。

#### 参考文献:

- 白颖睿 吴辉航 柯岩,2020:《中国股票市场月频动量效应消失之谜——基于 T+1 制度下隔夜折价现象的研究》,《财经研究》第 4 期。
- 陈文博 陈浪南 王升泉,2019:《投资者的博彩行为研究——基于盈亏状态和投资者情绪的视角》,《中国管理科学》第 2 期。
- 樊家鸣,2011:《股权分置改革前后沪深 A 股动量和反转效应的实证研究》,《经济研究参考》第 53 期。
- 高秋明 胡聪慧 燕翔,2014:《中国 A 股市场动量效应的特征和形成机理研究》,《财经研究》第 2 期。
- 李科 徐龙炳 朱伟骅,2014:《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》第 10 期。
- 李培馨 刘悦 王宝链,2014:《中国股票市场的赌博行为研究》,《财经经济》第 3 期。
- 李志生 陈晨 林秉旋,2015:《卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据》,《经济研究》第 4 期。
- 鲁臻 邹恒甫,2007:《中国股市的惯性与反转效应研究》,《经济研究》第 9 期。
- 潘莉 徐建国,2011:《A 股个股回报率的惯性与反转》,《金融研究》第 1 期。
- 沈可挺 刘煜辉,2006:《中国股市中惯性与反向投资策略的获利模式》,《管理科学学报》第 6 期。
- 许红伟 陈欣,2012:《我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗?——基于双重差分模型的实证研究》,《管理世界》第 5 期。
- 游家兴,2008:《谁反应过度,谁反应不足——投资者异质性与收益时间可预测性分析》,《金融研究》第 4 期。
- 周琳杰,2002:《中国股票市场动量策略赢利性研究》,《世界经济》第 8 期。
- 郑振龙 孙清泉,2013:《彩票类股票交易行为分析:来自中国 A 股市场的证据》,《经济研究》第 5 期。
- Asness, C. S. et al(2013), “Value and momentum everywhere”, *Journal of Finance* 68(3):929—985.
- Bali, T. G. et al(2011), “Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns”, *Journal of Financial Economics* 99(2):427—446.
- Barberis, N. & M. Huang(2008), “Stocks as lotteries: The implications of probability weighting for security prices”, *American Economic Review* 98(5):2066—2100.
- Barberis, N. et al(1998), “A model of investor sentiment”, *Journal of Financial Economics* 49(3):307—343.
- Bhojraj, S. & B. Swaminathan(2006), “Macromomentum: Returns predictability in international equity indices”, *Journal of Business* 79(1):429—451.
- Chan, K. et al(2000), “Profitability of momentum strategies in the international equity markets”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35(2):153—172.
- Chui, A. C. et al(2010), “Individualism and momentum around the world”, *Journal of Finance* 65(1):361—392.

- Daniel, K. et al (1998), "Investor psychology and security market under- and overreactions", *Journal of Finance* 53 (6):1839—1885.
- Egginton, J. & J. Hur(2018), "The robust 'maximum daily return effect as demand for lottery' and 'idiosyncratic volatility puzzle'", *Journal of Empirical Finance* 47:229—245.
- Fama, E. F. (1998), "Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance", *Journal of Financial Economics* 49 (3):283—306.
- Griffin, J. M. et al(2003), "Momentum investing and business cycle risk: Evidence from pole to pole", *Journal of Finance* 58(6):2515—2547.
- Han, B. & A. Kumar(2013), "Speculative retail trading and asset prices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48(2):377—404.
- Hong, H. & J. C. Stein(1999), "A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets", *Journal of Finance* 54(6):2143—2184.
- Jegadeesh, N. & S. Titman(1993), "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance* 48(1):65—91.
- Jostova, G. et al(2013), "Momentum in corporate bond returns", *Review of Financial Studies* 26(7):1649—1693.
- Kahneman, D. & A. Tversky(1979), "Prospect theory: An analysis of decision under risk", *Econometrica* 47(2):263—291.
- Kahneman, D. & A. Tversky(1992), "Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty", *Journal of Risk and Uncertainty* 5(4):297—323.
- Kumar, A. (2009), "Who gambles in the stock market?", *Journal of Finance* 64(4):1889—1933.
- Liu, B. et al(2019), "Time-varying demand for lottery: Speculation ahead of earnings announcements", *Journal of Financial Economics* 138(3):789—817.
- Menkhoff, L. et al(2012), "Currency momentum strategies", *Journal of Financial Economics* 106(3):660—684.
- Naughton, T. et al(2008), "Momentum strategies and stock returns: Chinese evidence", *Pacific-Basin Finance Journal* 16(4):476—492.
- Rouwenhorst, K. G. (1998), "International momentum strategies", *Journal of Finance* 53(1):267—284.

### Lottery Stocks and Momentum Effects

LU Rong CHEN Shi LI Jinlong

(Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, China)

**Abstract:** The most robust anomaly in stock market is momentum effect, which is hard to explain by factor models. Fama(1998) referred to it as "the grandpa" of all anomalies. Momentum effect is prevalent in foreign capital markets, but most research found it rare in Chinese A-share stock market. We argue that investors in Chinese A-share stock market exhibit preference for lottery-like stocks, which would raise stock price, lower future return, and then weaken momentum effect. Using trading data from 1997 to 2019, we document monthly momentum effect in non-lottery stocks, the winner-minus-loser strategy would yield 0.76% average monthly return (annualized return of 9.12%) and 0.81% FF alpha. Further investigation finds that a large portion of stocks in winner decile of momentum strategy are lottery-like stocks, and the relatively low future return of these stocks would significantly reduce return of winner decile and eventually weaken momentum effect. We link lottery-like stock with momentum effect for the first time, explain "the puzzle of vanishing monthly momentum effect", provide better understanding of pricing mechanism of Chinese stock market and investment practice.

**Keywords:** Momentum Effect; Lottery-like Stock; Asset Pricing; Investment Strategy

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)