

# 市场贝塔异象与博彩偏好

## ——基于中国股市的研究

**摘要：**CAPM 认为市场贝塔与股票期望收益率之间应该存在着正的线性关系，但是本文基于中国股市 2000 年到 2017 年的实证研究结果与之相悖——低市场贝塔股票具有高收益率，而高市场贝塔股票则具有低收益率。本文考察五种关于“市场贝塔异象”的可能解释——数据挖掘下的偶然结果、杠杆约束、代理问题、下侧市场贝塔以及博彩偏好。本文的实证研究结果并不支持前四种解释，但是积极地支持博彩偏好解释。（1）在双变量分组、传统的公司层面截面回归以及基于因子模拟组合的时间序列回归中，控制博彩变量后“市场贝塔异象”变得不再显著。（2）Hou 和 Loh 方法表明“市场贝塔异象”很大程度上能够被博彩偏好所解释。（3）市场贝塔具有一定的时变性。该变量在低博彩偏好时期与收益率呈现出一定的正相关关系；市场表现较差时该异象也不再显著。（4）市场贝塔越高的股票组合中高散户持股比例股票的比重越大。

### 一、引言与文献综述

Treynor（1961）、Sharpe（1964）、Lintner（1965）以及Mossin（1966）提出的资本资产定价理论（CAPM）指出资产的市场贝塔和期望收益率之间存在着正的线性关系。这意味着低市场贝塔股票应具有低期望收益率，而高市场贝塔股票则应具有高期望收益率。

随后一系列的研究考察这种关系是否在实证数据中成立，但是却没有得到一致的结论。Fama和MacBeth（1973）提出著名的Fama-MacBeth方法，并且基于1926年到1968年月度数据的实证结果支持市场贝塔与期望收益率之间存在正相关关系。关于市场贝塔定价异常最早一篇文献是Black et al.（1972）。通过分析1922年到1966年不同市场贝塔水平的股票组合的收益率，这三位学者发现低市场贝塔股票收益率高于CAPM预期，而高市场贝塔股票收益率则低于CAPM预期。Fama和French（1992）基于1963年到1990年的数据发现市场贝塔与期望收益率之间总体呈现出水平关系。更为严重的是，近些年来的一些实证研究（Frazzini和Pedersen, 2014; Baker和Wurgler, 2016; Bali et al., 2017）发现发现市场贝塔与股票期望收益率之间存在着负相关关系，这意味着高市场风险对应低期望收益率，从而彻底违背CAPM的结论。市场贝塔和期望收益率之间的负相关现象可以被称为“市场贝塔异象”。

随之而来的一个问题是，为什么股市中会出现“市场贝塔异象”。由于市场上长期投资者的存在，如果高市场贝塔股票收益率显著地高于低市场贝塔股票，那么他们能够通过长期投资高市场贝塔的股票获取这种风险溢价。这种市场力量的存在可以在一定程度上解释为什么市场贝塔和期望收益率之间的正相关关系变弱。但是，这种解释无法进一步说明“市场贝塔异象”的存在，即股票的高市场风险对应低收益率的现象。

根据我们不完全的文献搜索，“市场贝塔异象”可能的解释主要有以下五个方面：第一，“市场贝塔异象”仅仅是数据挖掘的结果（Bali和Cakici, 2008）。市场贝塔与期望收益率之间的关系可能只是特定方法下的偶然结果。第二，投资者面临杠杆约束（Black, 1972; Frazzini和Pedersen, 2014; Frazzini et al, 2018）。部分机构投资者希望提高杠杆并承担更多风险谋求更高的收益，但是借贷约束限制他们的这种行为。作为替代品，他们通过购买具有内置杠杆的股票，即高市场贝塔股票，来提高他们的投资杠杆。第三，代理问题（Blitz, 2014）。由于业内常用市场收益率作为投资表现的参照基准，这种做法使得投资低市场贝塔股票导致更高的追踪误差，而这一点会被视为业绩糟糕的一种表现。因此，代理投资者放弃投资低贝塔

股票的机会,从而导致其过高的收益率无法被消除。第四,下侧市场贝塔(Pettengill, 1995; Ang et al., 2006)。市场波动并不完全对应市场风险。正的市场变动并不应该被视为市场风险,而只有负的市场变动才该被视为市场风险。因此,基于负市场收益得到的下侧市场贝塔才应该与期望收益率正相关。第五,博彩偏好(Barberis和Huang, 2008; Kumar, 2009; Bali et al., 2011; Bali et al., 2017)。高市场贝塔股票同时正好也是具有高博彩特性的股票,投资者对于博彩的偏好导致高市场贝塔股票具有更低的期望收益率。

本文的研究对象是中国A股市场贝塔的定价问题。本文基于市场贝塔进行的单变量分组结果表明中国股市存在显著的“市场贝塔异象”。高市场贝塔股票组合承受低收益率,而低市场贝塔股票组合则享有高收益率。等权重(市值加权)下的市场贝塔高减低组合年化收益率达到-6.54%(-8.61%),且在统计上非常显著。本文的投资组合表现研究表明这一异象在本文考察的样本区间内具有不错的稳定性。本文进一步的实证研究表明博彩偏好能够有效地解释“市场贝塔异象”。(1)中国股市存在着显著的博彩偏好(郑振龙和孙清泉, 2013; 江曙霞和陈青, 2013; 李培馨等, 2014)。在双变量分组且控制博彩变量的情形下,市场贝塔高减低组合收益率在统计上不再显著。(2)在传统的公司层面截面回归方法下,市场贝塔系数估计值在本文考察的所有未控制博彩变量的情形下都在统计上显著。与之形成鲜明对比的是,在对应的控制博彩变量的情形下,市场贝塔系数估计值变得不再显著。(3)在Hou和Loh(2016)新提出的方法下,“市场贝塔异象”中能够被博彩变量所解释的比例高达57.04%。(4)本文构建市场贝塔和博彩变量的因子模拟组合,并通过时间序列回归的方法证明市场贝塔因子模拟组合的超额收益率可以成功地被博彩变量因子模拟组合所解释。(5)本文的实证研究表明“市场贝塔异象”具有一定的时变性。该异象在高博彩偏好时期非常显著,而在低博彩偏好时期市场贝塔与收益率之间反而呈现出一定的正相关关系。与此同时,由于投资者在市场表现较好时展现出更强的博彩倾向,本文的实证研究表明“市场贝塔异象”仅在市场表现较好时期显著。(6)相对于专业的机构投资者,散户表现更强的博彩偏好(Kumar, 2009; Gao和Lin, 2015; Lin和Liu, 2018)。本文的实证研究证实市场贝塔越高的组合,对应的高散户持股比例股票的比重越大。

与此同时,本文的实证证据并不支持“市场贝塔异象”的其余四种解释。第一,本文使用过去五年月度数据和过去一年日度数据这两种差异明显的方法估计市场贝塔,但是这两种情形下都出现显著的“市场贝塔异象”。本文考察的一系列稳健性检验也证明中国股市的“市场贝塔异象”并非只是偶然或者数据挖掘的结果。第二,由于受到制度约束,机构投资者面临着杠杆约束(He和Krishnamurthy, 2018)。类似地,代理投资的机构投资者也会面临委托-代理问题。但不幸的是,本文的实证研究表明是散户而非机构投资者才是这一异象存在的关键。第三,代理人问题能够解释为什么市场上的代理投资者不投资低市场贝塔股票,从而导致低市场贝塔股票并不对应低收益率。但是,这种理论不能直接说明为什么高市场贝塔股票具有低收益率。第四,本文构建下侧市场贝塔,基于此研究表明“市场贝塔异象”依然存在。

本文接下来的结构安排如下。第二部分说明数据来源以及提出变量构建方法。第三部分验证中国股市存在“市场贝塔异象”,并且通过基于市场贝塔构建的投资组合表现证明该异象的稳定性。第四部分利用双变量分组的方法探讨博彩偏好是否可以解释“市场贝塔异象”。第五部分则利用传统的公司层面截面回归方法、Hou和Loh方法以及基于因子模拟组合的时间序列回归方法进一步研究上述问题。第六部分从“市场贝塔异象”的时变性以及散户持股比例的角度提供更多的证据支持博彩偏好是该异象形成的关键。第七部分专门考察基于过去一年日度收益率数据估计的市场贝塔结果。第八部分为稳健性检验。第九部分总结全文。

## 二、数据来源及变量构建

本文中的股票数据(包括价格数据和公司特征数据)来源于锐思数据库。本文考察的时

间区间为 2000 年到 2017 年。由于本文需要使用过去五年数据估计市场贝塔，所以本文所使用数据的起始年份为 1995 年。

参照 Fama 和 French（1992）的做法，本文利用过去 60 个月（对应 5 年）的数据估计一只股票的市场贝塔系数。其表达式如下：

$$Ret_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_i MKT_t^e + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$
$$t = m - 59, m - 58, \dots, m$$

其中 $Ret_{i,t}^e$ 表示股票 $i$ 在 $t$ 月的超额收益率， $MKT_t^e$ 表示 $t$ 月的市场超额收益率。由此回归得到 $\beta_i$ 的估计量被定义为 $m$ 月该股票的市场贝塔值。

另外一种方法是利用过去一年日度数据估计市场贝塔系数。这种方法的缺陷在于使用日度数据进行估计存在一定的非同步性问题，即个股对市场变动的反应与市场变动本身并不一定在同一天发生。Scholes and Williams（1977）提出的修正方法也只考虑到仅仅相隔一天的非同步性问题，且前后三天使用相同权重的做法也未必合理。

幸运的是，无论是使用利用过去五年月度数据的做法，还是利用过去一年日度数据的做法，本文都得到较为一致的结论。因此，正文部分主要汇报利用过去五年月度数据这种最为常用方法的结果，并且在本文第七部分专门探讨基于过去一年日度数据的结果。

接着说明如何定义博彩变量。Bali et al.（2011）将一个月内最高若干天的平均收益率作为博彩偏好的反映指标（天数可取值为 1 天到 5 天）。参照这种做法，本文中 MAX 的构建方法如下：对于任意一只股票，找出该股票在该月的日度收益率最高的三个交易日，然后对这三个交易日的日度收益率取平均从而得到 MAX 指标<sup>1</sup>。

本文所涉及变量的相关系数矩阵（变量的具体定义请参见附录）见表 1。该矩阵表明市场贝塔与 MAX 以及账面市值比之间存在着正相关关系，而与公司市值、动量因子、反转因子、低流动性指标以及协偏度之间存在着负相关关系。

表 1：变量相关系数

	市场贝塔	MAX	公司市值	账面市值比	动量因子	反转因子	低流动性指标	协偏度
市场贝塔	1.0000	0.0823	-0.0960	0.0441	-0.0527	-0.0158	-0.0416	-0.0873
MAX	0.0823	1.0000	-0.0466	-0.1234	0.1953	0.3719	-0.0299	0.0323
公司市值	-0.0960	-0.0466	1.0000	0.1147	0.0426	0.0053	-0.0271	0.0252
账面市值比	0.0441	-0.1234	0.1147	1.0000	-0.2706	0.0789	0.0037	0.0902
动量因子	-0.0527	0.1953	0.0426	-0.2706	1.0000	0.0044	-0.0700	0.0551
反转因子	-0.0158	0.3719	0.0053	0.0789	0.0044	1.0000	-0.0434	0.0337
低流动性指标	-0.0416	-0.0299	-0.0271	0.0037	-0.0700	-0.0434	1.0000	-0.0195
协偏度	-0.0873	0.0323	0.0252	0.0902	0.0551	0.0337	-0.0195	1.0000

三、“市场贝塔异象”

（一）单变量分组

本文利用各只股票在过去一个月的市场贝塔估计值将其分成 5 个组合，然后观察这些组合未来一个月收益率表现。组合 1 对应市场贝塔最小的股票组合，组合 5 对应市场贝塔最大的股票组合。本文分别考虑等权重收益率和市值加权的收益率情形。相应的结果见表 2。

表 2：单变量分组结果

等权重			市值加权		
变量水平	平均收益率	FF3F	变量水平	平均收益率	FF3F

<sup>1</sup> 在未汇报的结果中，本文同样也分别考察了使用月内最高的 1 天、2 天、4 天以及 5 天平均收益率作为博彩变量的情形。在这些情形下本文得到了一致的结论。如有需要，可向作者索取。

1	0.73	41.80	-15.94	0.68	22.58	-2.33
2	0.94	38.10	-38.67	0.94	11.43	-44.72
3	1.06	37.79	-46.08	1.06	5.84	-55.83
4	1.18	19.00	-71.19	1.18	-25.59	-98.03
5	1.40	-12.68	-98.96	1.41	-49.16	-115.60
5-1		-54.48	-83.02		-71.74	-113.27
		(-2.61)	(-4.16)		(-2.45)	(-4.10)
1-平均		15.35	30.17		25.07	43.04
		(1.18)	(2.60)		(1.81)	(3.15)
5-平均		-39.13	-52.84		-46.67	-70.22
		(-2.94)	(-4.05)		(-2.49)	(-3.83)

表 2 的左半部分对应等权重的情形。第一列是各个组合市场贝塔水平。组合 1 的市场贝塔水平最低，其均值为 0.73；而组合 5 的市场贝塔水平最高，其均值为 1.40。第二列的前五个数分别对应组合 1 到组合 5 的月度收益率的时间序列平均值。本文发现组合 1 到组合 5 的收益率呈现出单调递减的趋势。月度平均收益率从组合 1（41.80 个基点，或者说 0.42%）一路下降到组合 5（-12.68 个基点，或者说-0.13%）。第 6 个数字对应做多组合 5 并做空组合 1 所得到的平均收益率，该值达到-54.48 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-2.61。组合 1（组合 5）市场贝塔水平最低（最高），基于 CAPM 理论，这意味着这个组合的股票应该具有最低（最高）的期望收益率。但是，基于中国股市的单变量分组结果给出相反的结论——高市场贝塔股票的收益率显著地低于低市场贝塔股票，即存在“市场贝塔异象”。

本文进一步想要了解这种明显的趋势是否是由那些常见的系统性风险导致的，因此使用 Fama-French 三因子（Fama-French 3 Factors, FF3F）对该收益率进行调整并得到相应的  $\alpha$ 。 $\alpha$  是指不能由这三个系统性风险因子解释的收益率部分，该结果在第三列中显示。本文发现，经过 FF3F 调整后，各个组合之间的差异不但没有消失，而且变得更为明显。高减低组合的平均收益率为-83.02 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-4.16。因此，“市场贝塔异象”无法被 FF3F 所解释。

表 2 的右半部分对应市值加权的情形。无论是否经过 FF3F 调整，组合 1 到组 5 都呈现出单调递减的趋势。其中未经 FF3F 调整的高减低组合的平均收益率为-71.74 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-2.45；经过 FF3F 调整的高减低组合的平均收益率为-113.27 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-4.10。

需要指出的一点是，“市场贝塔异象”作为一个异象本身，高市场贝塔对应的低收益率比低市场贝塔对应的高收益率更为严重（见表 1 的最后两行）。在等权重情形下，组合 1 收益率比等权重加权得到市场收益率高出 15.35 个基点，但是两者之间的差异在统计上不显著；而组合 5 收益率则比市场收益率低 39.13 个基点，且在 1%水平下显著。在市值加权的清下，组合 1 收益率比市值加权得到的市场收益率高出 25.07 个基点，两者差异仅在 10%水平上显著；而组合 5 收益率则比市场收益率低 39.13 个基点，且两者差异在 5%水平上显著。在经过 FF3F 调整的情形下，尽管组合 1 与市场收益率差异以及组合 5 与市场收益率差异都在 1%水平上显著，但是后者的差异接近为前者的 2 倍。

由于“市场贝塔异象”更强烈地表现为高市场贝塔对应低收益率这一现象上，而代理问题主要能够解释低市场收益率为何不具有低收益率，而不能够直接解释高市场贝塔为何对应低收益率。因此，以上结果并不支持代理问题是导致中国股市存在“市场贝塔异象”主要原因的观点。

## （二）投资组合表现

本文基于市场贝塔构建低减高投资组合（高减低组合的逆向操作，即做空组合 5 并且做多组合 1）。为了评价该投资组合的表现，本文引入市场超额收益率组合。以上做法的原因是，是否战胜大盘是投资组合表现优劣最为重要的参照标准。

以上两个投资组合的累积收益率表现见图1。图1的上侧是等权重的情形，而下侧则是市值加权的情形。图中可见市场贝塔低减高组合的表现与市场超额收益率组合的表现存在着明显的差异。基于市场贝塔构建的投资组合具有比较稳定的收益，在本文考察的18年的样本中，仅有四年的收益率为负（2004年、2009年、2012年以及2014年）。与之相对应的是，市场超额收益率组合在这一段时间里的表现就好像历过山车一样，累计收益率时不时像火箭般向上蹿升，而时不时又出现断崖式的下跌。

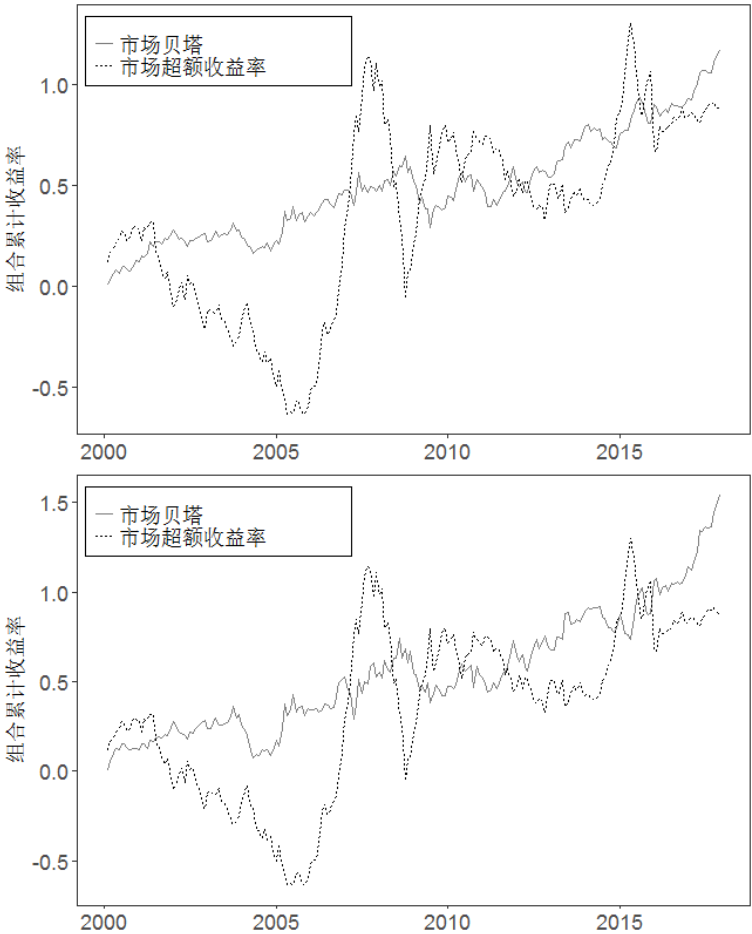


图1：投资组合表现

本文进一步从收益和风险两个维度比较投资组合的表现。相应的结果见表3。首先考察收益率维度。假设在期初组合的价值为1元，它按市场贝塔低减高组合（等权重加权）的收益率积累11年，那么最初的1元最后积累到3.23元，对应的年化收益率为6.54%。如果按照市值加权，那么最初的1元最后积累到4.68元，对应的年化收益率为8.61%。而市场超额收益率组合在期末累积到2.42元，对应的年化收益率仅为4.93%。接着考察风险维度——在险值（Value at Risk, VaR）以及期望损失值（Expected Shortfall, ES）。在险值是指在一定置信水平下，某一证券组合价值在未来特定期内的最大可能损失值。而在p%水平上的期望损失值是指最糟糕的p%情形下的证券组合的期望收益率。两者相应的结果见第2列到第5列。第2列和第3列分别对应1%水平上和5%水平上的在险值，第4列和第5列分别对应1%水平上和5%水平上的期望损失值。本文发现，无论是从在险值的角度还是从期望损失值的角度看，基于

市场贝塔构建的投资组合的风险都明显小于市场超额收益率组合的风险。夏普比率综合收益和风险两方面的信息。从夏普比率的角度看，基于市场贝塔构建的等权重以及市值加权的投资组合达到0.53和0.48；与之相对应的是，市场超额收益率组合的夏普比率仅为0.17。低减高投资组合的平稳表现表明“市场贝塔异象”在样本时间范围内具有较高的稳定性。

表3：投资组合表现

	年化收益 率	VaR (1%)	VaR (5%)	ES (1%)	ES (5%)	夏普比率
市场贝塔（等权重）	6.54	-8.41	-5.78	-8.84	-7.69	0.53
市场贝塔（市值加权）	8.61	-12.17	-8.17	-12.99	-10.76	0.48
市场超额收益率	4.93	-25.71	-12.87	-31.54	-21.50	0.17

注：第 1 列到第 5 列表示为百分数。

四、“市场贝塔异象”与博彩偏好：基于双变量分组方法

（一）控制博彩变量

这部分使用双变量分组方法研究博彩偏好是否能够有效解释“市场贝塔异象”。本文先将股票按博彩变量（控制变量）分成 5 组，然后将每组股票按市场贝塔（关注变量）再分成 5 组，所以能够得到 5×5 个组合。接着，本文对不同水平控制变量的组合取平均，从而得到 5 个组合。由于这 5 个组合都包含各个水平下的控制变量，所以这些组合的控制变量水平较为一致。结果见表 4。

表 4：控制博彩变量的双变量分组结果

	等权重						市值加权					
	1	2	3	4	5	平均	1	2	3	4	5	平均
1	36.80	84.52	69.08	30.00	-52.91	33.50	35.39	47.88	26.77	11.16	-50.24	14.19
2	70.43	95.85	81.12	10.28	-77.59	36.02	59.88	69.84	42.35	3.61	-80.83	18.97
3	88.60	89.62	48.55	12.93	-118.46	24.25	34.71	54.93	26.23	6.11	-132.08	-2.02
4	87.43	79.10	48.44	-4.35	-71.23	27.88	54.93	17.38	-10.59	-40.41	-70.23	-9.78
5	66.77	51.00	24.61	-3.54	-123.57	3.05	15.15	-12.78	-14.29	-18.73	-109.08	-27.95
5-1	29.97	-33.52	-44.47	-33.54	-70.65	-30.44	-20.24	-60.66	-41.06	-29.89	-58.85	-42.14
	(0.86)	(-1.44)	(-1.74)	(-1.32)	(-2.47)	(-1.45)	(-0.41)	(-1.78)	(-1.13)	(-0.75)	(-1.64)	(-1.50)

表 4 左侧显示等权重情形下的结果，右侧则显示市值加权下的结果。每一列的前五个数据分别对应 MAX 处于某个特定水平下，基于市场贝塔分组得到的组合收益率。每一列的第六个数据就是对应的组合 5 减去组合 1 的平均收益率以及对应的 Newey-West t 统计量。在控制 MAX 且等权重加权的情形下，五列中有三列的高减低组合收益率不再显著。剩余两列中的一列也仅仅勉强地在 10%水平下显著。为了体现关注变量的总体效应，本文对前五列的组合取平均得到第六列。在控制 MAX 的情况下，组合 1 到组合 5 不再呈现出明显的变化规律，高减低组合收益率下降到-30.44 个基点且在统计上不再在统计上显著。类似地，在控制 MAX 且市值加权的情形下，五列中有四列的高减低组合收益率不显著。剩余的一列也仅仅在 10%水平下显著。平均后得到的高减低组合收益率为-42.14 个基点，且同样在统计上不显著。这一结果是证明博彩偏好能够解释“市场贝塔异象”这一观点的关键证据之一。

（二）控制非博彩变量

这部分研究其他股票定价因子能否解释“市场贝塔异象”。本文考虑以下股票定价因子：市场贝塔、公司市值以及账面市值比（Fama 和 French, 1992; Fama 和 French, 1993; 杨炘和陈展辉, 2003），动量因子（Jegadeesh 和 Titman, 1993; Carhart, 1997; 周琳杰, 2002; 朱战宇等,

2003; 王志强等, 2006), 反转因子 (Lehmann, 1990; Jegadeesh, 1990), 流动性因子 (Amihud, 2002; 吴文锋等, 2003) 以及协偏度因子 (Harvey 和 Siddique, 2000)。相应的等权重加权以及市值加权的双变量分组结果分别见表 5 的面板 A 和面板 B<sup>2</sup>。

表 5: 控制非博彩变量的双变量分组结果  
面板 A: 等权重

	公司市值 (非独立)	公司市值 (独立)	账面市值 比	动量因子 (不控制)	动量因子 (控制 MAX)	反转因子	低流动性 指标	协偏度
1	39.27	117.65	47.76	29.38	32.00	45.40	43.87	40.94
2	42.22	60.68	36.75	38.31	36.37	41.30	37.51	45.25
3	24.56	15.02	28.54	23.31	28.10	30.12	29.54	28.92
4	22.14	1.56	19.84	19.28	15.55	18.11	21.15	27.14
5	-3.59	-7.67	-8.45	-16.36	-18.28	-10.10	-7.56	-16.98
5-1	-42.86	-125.32	-56.21	-45.74	-50.28	-55.50	-51.43	-57.92
	(-2.28)	(-3.08)	(-2.88)	(-2.41)	(-2.46)	(-2.54)	(-2.56)	(-2.77)

面板 B: 市值加权

	公司市值 (非独立)	公司市值 (独立)	账面市值 比	动量因子 (不控制)	动量因子 (控制 MAX)	反转因子	低流动性 指标	协偏度
1	34.96	115.51	30.86	-5.57	0.87	32.32	44.80	34.56
2	40.01	59.29	14.35	20.25	16.38	15.64	42.25	37.09
3	22.50	15.34	9.23	-0.89	-0.98	10.28	34.40	4.83
4	19.62	0.20	-18.31	-17.74	-11.02	-12.59	27.14	-1.73
5	-7.60	-15.71	-42.17	-45.32	-52.18	-32.15	-11.91	-44.48
5-1	-42.57	-131.21	-73.04	-39.75	-53.06	-64.47	-56.71	-79.04
	(-2.34)	(-2.99)	(-2.66)	(-1.54)	(-2.02)	(-2.16)	(-2.26)	(-2.82)

(1) 市值因子和市场贝塔存在一定的负相关关系, 即低市值股票对应高市场贝塔股票。因为低市值股票对应更高的收益率, 所以控制市值因子的情形下, 市场贝塔高减低组合的收益率绝对值会有一定程度的上升。(2) 账面市值比和市场贝塔存在一定的正相关关系, 即高账面市值比股票对应高市场贝塔股票。因为高账面市值比股票对应更高的收益率, 所以控制账面市值比因子的情形下, 市场贝塔高减低组合的收益率绝对值会有一定程度的上升。(3) 动量因子和市场贝塔存在一定的负相关关系, 即低动量因子股票对应高市场贝塔股票。但是, 中国股市的动量因子并不存在显著的股票定价能力<sup>3</sup>。因此, 在控制动量因子的情形下, 市场贝塔高减低组合的收益率应该不会发生太大的变化。(4) 反转因子和市场贝塔之间的相关性非常低。因此控制反转因子的情形下, 市场贝塔高减低组合的收益率绝对值应该基本不变。(5) 低流动性因子和市场贝塔存在一定的负相关关系, 即高流动性股票对应高市场贝塔股票。因为高流动性股票对应更低的收益率, 所以控制低流动性因子的情形下, 市场贝塔高减低组合的收益率绝对值会有一定程度的下降。(6) 协偏度因子和市场贝塔存在一定的负相关关系, 即低协偏度股票对应高市场贝塔股票。因为低协偏度股票对应更高的收益率, 所以控

<sup>2</sup> 由于受篇幅限制, 本文只汇报对不同水平控制变量组合取平均后的结果, 而没有汇报 5×5 的完整结果。如有需要, 可向作者索取。

<sup>3</sup> 以上提及的国内研究皆支持中国股市动量因子并不存在显著股票定价能力的观点。本文同样对中国股市动量因子效应进行测试。在 2000 年到 2017 年样本范围内, 基于 Jegadeesh 和 Titman (1993) 方法构架的动量因子年化收益率仅为 1.43%, 而基于 Carhart (1997) 方法构架的动量因子年化收益率仅为 -2.36%, 且两者都在统计上不显著。

制协偏度因子的情形下，市场贝塔高减低组合的收益率绝对值会有一定程度的上升。

需要指出的是，市场贝塔与这些变量之间并没有存在较高的相关性，所以在控制这些变量情形下可能并不会发生明显的变化。表 5 的结果基本支持以上的分析。从等权重结果看，在分别控制低流动性因子的情形下，市场贝塔高减低组合收益率略微下降到-51.43 个基点；在控制账面市值比和协偏度因子的情形下，市场贝塔高减低组合收益率的分别略微上升到-56.21 和-57.92 个基点；在分别控制动量因子和反转因子的情形下，市场贝塔高减低组合收益率基本不变。

一个较为奇怪的现象在于，在控制市值因子的情形（见第 1 列），市场贝塔高减低组合的收益率绝对值有一定程度的下降。进一步的研究发现这种状况源于本部分使用的非独立双变量分组方法依然没有有效控制市值因子。这种方法下组合 1 到组合 5 的平均市值分别为 113.96 亿元、76.03 亿元、70.35 亿元、61.74 亿元以及 57.38 亿元。由此可见组合之间依然存在着巨大的市值差异。为了因对这个问题，本文进一步采用独立双变量分组方法。这种方法独立地将控制变量和关注变量各自分成 5 组，然后形成 5×5 的组合<sup>4</sup>。对不同市值水平的组合取平均后的结果见第 2 列。市场贝塔高减低组合的收益率上升到-125.32 个基点，从而与上文的分析相一致。

市值加权与等权重的结果较为一致。唯一出乎意料的是，控制动量因子的情形下，市场贝塔高减低组合收益率在统计上不再显著。考虑到市值因子和 MAX 之间的相关系数较高，本文进一步考察将剔除 MAX 影响后的动量因子（两者回归残差）作为控制变量。由第 5 列可知在这种情形下市场贝塔高减低组合收益率依然显著。因此，动量因子对异象解释力背后是 MAX 在起作用。

在双变量分组方法下，本文没有找到任何证据表明“市场贝塔异象”可以被博彩偏好以外的定价因子所解释。

## 五、“市场贝塔异象”与博彩偏好：基于回归方法

### （一）传统的公司层面截面回归方法

在上一部分本文使用双变量分组方法探讨博彩偏好能否解释“市场贝塔异象”。这种方法属于非参数的方法，其优势在于不要求被解释变量和解释变量之间关系符合某个特定的（线性或者非线性的）函数。但是这类方法也有其缺陷所在：第一，双边量分组每次只能控制一个其他变量；第二，每组组内的股票存在着一定的差异，而这种差异在基于分组的方法中被忽视。为了应对这些问题，本文引入公司层面截面回归方法。这种方法实质上是由一系列 Fama-MacBeth 截面回归（Fama 和 MacBeth, 1973）组成。具体来说，对于样本中的每一月，本文对于该月交易的每只股票进行以下的截面回归：

$$r_{i,t+1}^e = \alpha_t + \sum_{j=1}^K \beta_{j,t} Z_{i,j,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

其中  $r_{i,t+1}^e$  表示股票  $i$  在第  $t+1$  月的超额收益率， $Z_{i,j,t}$  表示在第  $t$  月股票  $i$  的第  $j$  个变量的观测值。本文通过以上回归得到每个月的系数估计值。然后本文对系数估计值的时间序列进行平均并计算相应的 Newey-West  $t$  统计量。相应结果分别见表 6。

表 6：传统的公司层面截面回归结果

	1	2	3	4	5	6	7	8
截距	0.0102 (1.48)	0.0852*** (2.75)	0.0948*** (3.24)	-0.0909*** (-2.90)	0.0232*** (3.30)	0.1081*** (3.35)	0.1174*** (3.81)	-0.0608* (-1.93)
市场贝	-0.0079** (-2.40)	-0.0072** (-2.48)	-0.0075*** (-2.81)	-0.0065** (-2.16)	-0.0035 (-1.04)	-0.0025 (-0.83)	-0.0031 (-1.10)	-0.0048 (-1.62)
塔								
MAX					-0.4214***	-0.4510***	-0.4541***	-0.3172***

<sup>4</sup> 这种方法的缺陷在于如果控制变量和关注变量之间具有较高的相关性，部分组合中所包含的股票个数可能非常少。



				(-10.88)	(-12.68)	(-13.25)	(-6.50)
公司市	-0.0031**	-0.0035***	0.0044***		-0.0036**	-0.0040***	0.0034**
值	(-2.26)	(-2.75)	(3.06)		(-2.53)	(-2.97)	(2.30)
账面市	0.0077***	0.0070***	0.0074***		0.0061***	0.0057***	0.0067***
值比	(5.00)	(4.75)	(4.97)		(3.83)	(3.81)	(4.49)
动量因		0.0014	0.0021			0.0029	0.0038
子		(0.45)	(0.70)			(1.02)	(1.26)
反转因			-0.0616***				-0.0254**
子			(-6.89)				(-2.23)
低流动			0.0092***				0.0082***
性指标			(7.98)				(7.03)
协偏度			-0.0042**				-0.0042**
			(-1.99)				(-2.02)
Adj. R <sup>2</sup>	0.0173	0.0719	0.0847	0.1136	0.0354	0.0859	0.0970
						0.0970	0.1221

注：在回归中，本文对公司市值、账面市值比以及低流动性指标取了自然对数。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1%显著水平上显著。

第一，本文使用公司层面截面回归方法验证中国股市是否存在“市场贝塔异象”。为此，本文考察只包含市场贝塔一个解释变量的情形（常数项除外）。相应的结果见第 1 列。如果“市场贝塔异象”存在，即高市场贝塔股票具有更低收益率，那么在这种情况下市场贝塔系数应该为负数。事实的确如此。市场贝塔系数估计值为-0.0079，其对应的 Newey-West t 统计量为-2.40。市场贝塔的标准差为 0.2639。这意味着该变量变动两个标准差对应股票月度收益率变动-41.70(=  $2 \times 0.2639 \times (-0.0079) \times 10000$ )个基点。在上文单变量分组部分，组合 1 和组合 5 之间的市场贝塔差值为 0.67(=  $1.40 - 0.73$ )。从组合 1 移动到组合 5，由市场贝塔造成的收益率差异为-52.93(=  $0.67 \times (-0.0079) \times 10000$ )个基点。这表明基于分组和基于回归得到的结果非常接近。公司层面截面回归结果表明市场贝塔对收益率的影响在经济上和统计上都显著，因此支持中国股市存在“市场贝塔异象”的观点。

第二，本文考虑非博彩变量能否解释“市场贝塔异象”。本文首先考察控制公司市值和账面市值比的情形。相应的结果见第 2 列。在控制这两个因子的情况下，市场贝塔系数估计值及其对应的 Newey-West t 统计量都变动不大。接着，本文在此基础上考虑包含动量因子的情形（见第 3 列）。由于动量因子在中国股市没有明显的定价效果，所以对于市场贝塔而言，第 2 列与第 3 列的结果非常相似。进一步地，本文在这基础上又考虑反转因子、流动性因子以及协偏度因子。相应的结果见第 4 列。这种情形下市场贝塔系数估计值略微缩小到-0.0065，其对应的 Newey-West t 统计量也随之下降到-2.16。尽管如此，在本文考察的所有控制非博彩变量情形下，市场贝塔系数估计值都在统计上显著。因此，非博彩变量对“市场贝塔异象”的解释力有限。

第三，本文进一步研究博彩变量是否具有解释“市场贝塔异象”的能力。同时包含市场贝塔和 MAX 的情形见第 5 列。在控制 MAX 的情形下，市场贝塔系数估计值从原先的-0.0079 大幅下降到-0.0035，且不再在统计上显著。进一步地，本文还考察同时包含其他非博彩变量的情形。本文逐步添加市值因子、账面市值比因子、动量因子、反转因子、流动性因子以及协偏度因子。在本文考察的所有包含博彩变量 MAX 情形下，市场贝塔系数估计值都在统计上不再显著。以上证据强烈地支持博彩偏好是解释“市场贝塔异象”的关键所在。

出于稳健性考虑，本文还考察控制行业效应的情形以及组合层面（而非公司层面）截面回归情形。控制行业效应的方法如下：首先，本文在每个月对每个行业的股票进行公司层面

截面回归。然后，本文对各行业公司层面截面回归得到的系数估计值进行平均。最后，本文对这些行业平均后的系数估计值再次在时间序列上进行平均从而得到最终的系数估计值。而组合层面截面回归方法则基于市场贝塔估计值大小将截面股票分成 200 个组合，并基于这些组合进行截面回归。这两种情形下得到了与上文一致的结果——原先显著的“市场贝塔异象”在控制 MAX 后变得不再显著<sup>5</sup>。

## （二）Hou 和 Loh 方法

Hou和Loh（2016）提出一种新方法衡量各种可能的解释变量对资产定价异象的解释能力。该方法的思路是将存在资产定价异象的变量系数拆分为两个部分——可被某个解释变量解释的部分和不可被该解释变量解释的部分。该方法具体步骤由三步组成。第一步与表6第一列的做法一致，通过公司层面截面回归方法估计市场贝塔系数 $\beta_t$ ，相应的表达式为：

$$r_{i,t+1}^e = \alpha_t + \beta_t \text{Beta}_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (3)$$

第二步依然使用公司层面截面回归方法，不同的是在这一步中被解释变量变为市场贝塔，而解释变量则变为“市场贝塔异象”的候选解释变量。相应的表达式为：

$$\text{Beta}_{i,t} = a_t + \delta_t X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

其中 $X$ 表示“市场贝塔异象”的候选解释变量。本文希望通过这一步获取候选解释变量系数估计值。第三步也是最为关键的一步。这一步通过协方差的线性特性将 $\beta_t$ 完全拆分成两个部分。相应表达式如下：

$$\begin{aligned} \beta_t &= \frac{\text{Cov}(r_{i,t+1}^e, RKT_{i,t})}{\text{Var}(RKT_{i,t})} \\ &= \frac{\text{Cov}(r_{i,t+1}^e, \delta_t X_{i,t} + a_t + \mu_{i,t})}{\text{Var}(RKT_{i,t})} \\ &= \frac{\text{Cov}(r_{i,t+1}^e, \delta_t X_{i,t})}{\text{Var}(RKT_{i,t})} + \frac{\text{Cov}(r_{i,t+1}^e, a_t + \mu_{i,t})}{\text{Var}(RKT_{i,t})} \\ &= \beta_t^C + \beta_t^R \end{aligned} \quad (5)$$

$\beta_t^C$ 表示候选解释变量 $X_t$ 能够解释 $\beta_t$ 的部分， $\beta_t^R$ 则表示候选解释变量 $X_t$ 不能够解释 $\beta_t$ 的部分。因此， $\beta_t^C/\beta_t$ 表示 $t$ 期“市场贝塔异象”能够被变量 $X_t$ 所解释的比例。 $\beta_t^C/\beta_t$ 时间序列平均值表明样本期中“市场贝塔异象”在多大程度上能够被变量 $X_t$ 所解释。各个候选解释变量对“市场贝塔异象”的解释能力见表7。

表7：Hou和Loh方法结果

MAX	公司市值	账面市值比	动量因子 (不控制)	动量因子 (控制 MAX)	反转因子	低流动性 指标	协偏度
57.04	12.33	-2.45	19.94	5.79	-2.12	5.37	5.32

表7再一次证实博彩变量和非博彩变量在解释“市场贝塔异象”方面的显著差异。Hou和Loh方法下“市场贝塔异象”中能够被MAX所解释的比例高达57.04%，表明博彩偏好可以有效地解释“市场贝塔异象”。与之相对应的是，非博彩变量对“市场贝塔异象”的解释能力则比较有限。基于Hou和Loh方法，其中表现最好的是动量因子，它能够解释19.93%的“市场贝塔异象”。这一点与双变量分组部分控制动量因子且采用市值加权下的结果相呼应。当本文剔除动量因子中可被MAX解释的部分，其对异象的解释力下降到11.55%。这再一次证明动量因子对异象的表面解释能力背后很大程度是MAX在起作用。

## （三）基于因子模拟组合的时间序列回归方法

以上两个部分都采用公司层面截面回归方法，而这部分本文则使用时间序列回归方法进

<sup>5</sup> 囿于篇幅，本文没有汇报具体结果。如有需求，可向作者索取。

行进一步的研究。

首先，本文需要构造市场贝塔和 MAX 的因子模拟组合（Factor Mimicking Portfolio），为此本文将借鉴 Fama 和 French（1993）中构造 HML 的方法。以市场贝塔为例，构建方法由四步组成。第一步，对于每个月的个股，本文依据其市值大小分成两个组合。第二步，按市场贝塔值高低分别将这两个组合各自拆分成三个组合，由此可以得到 2×3 个组合。第三步，本文分别计算大市值股票组合和小市值股票组合中市场贝塔低减高组合（使用市值加权）的收益率。第四步，将两个低减高组合收益率取平均得到该月市场贝塔因子模拟组合（FBeta）。需要指出的是，本文使用低减高组合而非高减低组合的原因是使得该因子模拟组合在时间序列上平均为正。类似地，本文构建 MAX 的因子模拟组合（FMAX）。

接着，本文考察市场贝塔因子模拟组合超额收益率否在时间序列上显著以及是否可以博彩偏好所解释。为此本文将考虑以下一系列的时间序列回归。回归表达式如下：

$$FBeta_t = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j Z_{j,t} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中等式左侧  $FBeta_t$  表示第  $t$  月市场贝塔因子模拟组合收益率，等式右侧  $Z_{j,t}$  表示第  $t$  月第  $j$  个其他因子模拟组合收益率。相应的结果见表 8。

表 8：基于因子模拟组合的时间序列回归结果

	1	2	3	4	5	6
截距	0.0043** (2.38)	0.0071*** (3.66)	0.0069*** (3.68)	0.0051** (2.53)	-0.0019 (-0.85)	0.0024 (1.16)
FMAX					0.4725*** (5.62)	0.2142*** (3.18)
MKT		-0.2043*** (-7.99)	-0.2078*** (-8.28)	-0.1744*** (-9.00)		-0.1428*** (-5.86)
SMB		-0.2311*** (-5.30)	-0.2298*** (-5.42)	-0.5508*** (-8.55)		-0.5258*** (-8.07)
HML		-0.0994 (-1.43)	-0.0972 (-1.46)	-0.1558** (-2.43)		-0.2156*** (-3.34)
WML			-0.0832** (-2.32)	-0.0544 (-1.46)		-0.0556 (-1.54)
IML				0.5615*** (4.46)		0.5364*** (4.49)

第一，本文想要考察 FBeta 在样本期内的平均表现，因此本文考察只包含常数项的情形。相应的结果见第 1 列。常数项的系数估计值为 0.0043，对应着 Newey-West  $t$  统计量为 2.38。这意味着 FBeta 的年化超额收益率为 5.20%(= 0.0043 × 12 × 10000)，且该超额收益率在统计上显著。这一结果再一次表明中国股市存在“市场贝塔异象”。

第二，本文考察这种超额收益率能否被其他因子模拟组合所解释。为此本文考察控制 Fama-French 三因子（市场超额收益率组合+SMB 组合+HML 组合）的情形。相应的结果见第 2 列。本文发现在控制这三个因子模拟组合的情形下，FBeta 系数估计值由原来的 0.0043 大幅上升到 0.0071。对应的年化超额收益率也随之大幅攀升到 8.52%(= 0.0071 × 12 × 10000)。本文接着在此基础上进一步添加动量因子的因子模拟组合 WML 组合（赢家减输家组合）。第 3 列的结果表明在进一步控制 WML 组合的情况下，FBeta 的超额收益率没有发生明显变化。由于低流动性因子在中国股市具有很强的股票定价能力，因此本文使用类似的方法构建 IML 组合（低流动性组合减去高流动组合）。进一步控制该因子模拟组合的结果见第 4 列。对比第 3 列和第 4 列的结果，IML 组合对 FBeta 的超额收益率有一定的解释力。

尽管如此，常数项的系数估计值依然在统计上显著。

第三，本文考察 FMAX 是否能够解释 FBeta 的超额收益率。仅包含 FMAX（常数项除外）的情形见第 5 列。常数项的系数估计值直接由正变负，从而彻底解决了“市场贝塔异象”。接着本文考察控制所有因子模拟组合的情形。相应的结果见第 6 列。尽管常数项的系数估计值依然为正，但是在统计上不再显著。这表明 FBeta 不再具有显著的超额收益率。以上证据再一次证明博彩变量在解释“市场贝塔异象”方面的重要作用。

## 六、“市场贝塔异象”与博彩偏好：其他证据

### （一）“市场贝塔异象”时变性

组合投资表现部分证据表明“市场贝塔异象”在样本中具有相对稳定性。但是，这并不意味着市场贝塔对股票收益率的影响是一层不变的。如果博彩偏好能够有效解释“市场贝塔异象”，那么高博彩偏好时期的“市场贝塔异象”应该更为强烈，而低博彩偏好时期该异象应该更为微弱甚至彻底逆转。

为了验证这个观点，本文基于博彩偏好大小将样本拆分成两个部分——高博彩偏好时期和低博彩偏好时期，并分别考察两个时期下市场贝塔高减低组合的收益率水平（高减低组合收益率绝对值越高，意味着越强的“市场贝塔异象”）。具体做法如下。由上文公司层面截面回归部分可知，博彩变量对股票超额收益率截面回归得到的系数估计值为负。博彩偏好越高的时期，则对应的该系数的绝对值越大。因此，本文将博彩变量每个月估计系数的绝对值作为博彩偏好的反映指标。利用该指标本文将样本拆分成高博彩偏好时期和低博彩偏好时期，基于此本文进一步研究市场贝塔高减低组合收益率的表现。相应的结果见表 9 的前两列。

表 9：“市场贝塔异象”时变性

	博彩偏好		市场表现	
	等权重	市值加权	等权重	市值加权
高	-0.0147	-0.0216	-0.0098	-0.0115
	(-4.94)	(-5.05)	(-3.23)	(-2.24)
低	0.0039	0.0074	-0.0010	-0.0028
	(1.00)	(1.55)	(-0.35)	(-0.68)

表 9 第 1 列对应的是等权重的情形。在高博彩偏好时期，市场贝塔高减低组合收益率达到-147.13 个基点；而在低博彩偏好时期，市场贝塔高减低组合收益率为正且为 39.04 个基点。这意味着“市场贝塔异象”仅在高博彩偏好时期存在。第 2 列对应市值加权情形，其结论与等权重情形一致。在高博彩偏好时期，市场贝塔高减低组合收益率高达-216.07 个基点；而在低博彩偏好时期，“市场贝塔异象”又一次消失，高减低组合的收益率为 73.94 个基点。以上证据表明，在低博彩时期，市场贝塔与收益率之间呈现出正相关关系，从而与 CAPM 的观点相一致。

投资者的博彩倾向与股市表现息息相关。在市场表现良好的时期，投资者情绪高涨，更愿意购买博彩类股票追求短期内可能实现的高收益率；而在市场表现糟糕的时期，惶恐的投资者关心的不再是抱着投机心理去追求博彩机会，而更多的是去努力寻找安全资产。因此，如果“市场贝塔异象”是由博彩偏好引起的，那么该异象应该在市场表现良好时期更为突出。

本文依据股市表现将样本时期拆分为市场表现良好时期和市场表现糟糕时期，分别考察两个时期下的市场贝塔高减低组合的收益率表现。等权重和市值加权的分别见表 9 的第 3 列和第 4 列。

市场贝塔高减低组合的收益率表现在两个时期中截然不同。在等权重情形下，市场表现良好时期高减低组合收益率为-98.32 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-3.23；而市场

表现糟糕时期高减低组合收益率仅为-10.23 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-0.35。因此，“市场贝塔异象”仅在市场表现良好时期显著。在市值加权方法下本文也得到一致的结论。

（二）“市场贝塔异象”与散户持股比例

相对于专业的机构和个人投资者，散户表现出更强的博彩偏好。散户的这种博彩偏好导致博彩特性股票的低收益率。因此，如果博彩偏好能够解释“市场贝塔异象”，即高市场贝塔股票恰好具有散户所偏好的高博彩特性，那么市场贝塔越高的股票应该具有更高的散户持股比例。

本文依据机构投资者持股比例指标将股票分成两个组合，并将其中较低的机构投资者持股比例股票定义为高散户持股比例股票<sup>6</sup>。本文基于市场贝塔将股票分成 5 个组合，并且考察各个组合中高散户持股比例股票的比重。相应的结果见表 10。

表 10：市场贝塔与散户持股比例

	市场贝塔水平	高散户持股比例股票的 比重（方法 1）（%）	高散户持股比例股票的 比重（方法 2）（%）
1	0.73	35.71	31.21
2	0.95	47.06	40.50
3	1.07	52.70	47.11
4	1.19	57.34	48.92
5	1.41	61.06	49.11
5-1		25.35	17.90
		(6.87)	(5.04)

上表清楚地表明市场贝塔和高散户持股比例股票的比重之间存在着密切的关系。随着市场贝塔的上升，高散户持股比例股票的比重呈现出单调递增的趋势。对于市场贝塔最低的组合，高散户持股比例股票的比重为 35.71%；而市场贝塔最高的组合，这一比重大幅上升到 61.06%。后者接近为前者的 2 倍，而且两者之间的差异在统计上非常显著。

以上部分本文基于机构投资者持股比例指标定义高散户持股比例股票。这种做法的缺陷在于它可能忽略专业的个人投资者。因此，本文考虑使用前十大股东持股比例指标替代机构投资者持股比例指标，并将前十大股东持股比例较低的股票定义为高散户持股比例股票。相应的结果见最后 1 列。在这种情形下本文依然发现高散户持股比例股票的比重随市场贝塔的上升而上升，并且高市场贝塔股票与低市场贝塔股票之间该指标的差异在统计上非常显著。

同时，这些证据并不支持使用投资者面临杠杆约束和代理问题解释“市场贝塔异象”。由于受到某些制度的约束（比如公司风险控制要求以及机构融资限制等），机构投资者面临着投资杠杆的约束。代理投资的机构投资者会遭遇委托-代理问题。因此，如果这两者是导致“市场贝塔异象”的主要原因，那么这种异象主要是由于机构投资者过度投资高市场贝塔股票引起的。以上的实证结果正好与之相反。此外，中国股市的交易主要由散户主导这一特征（Carpenter et al, 2018）更是加剧这种解释的不适用性。

七、基于过去一年日度数据的结果

（一）“市场贝塔异象”与博彩偏好

前文中使用过去五年月度数据估计市场贝塔，这部分本文则采用过去一年日度数据。本

<sup>6</sup> 出于稳健性考虑，本文同样考察了将股票分成 3 个组合和 5 个组合，并将其中机构投资者持股比例最低的组合股票定义为高散户持股比例股票。在这种情形下，本文得到了一致的结论。

文使用单变量分组方法验证“市场贝塔异象”。为了更为清晰地呈现不同市场贝塔水平组合的变化规律，本文在这部分将股票分为 10 个组合。相应的结果见表 11。

表 11：基于过去一年日度数据的单变量分组结果

	等权重			市值加权		
	变量水平	平均收益率	FF3F	变量水平	平均收益率	FF3F
1	0.69	5.44	-20.01	0.62	0.84	3.94
2	0.90	34.90	-5.40	0.90	15.65	-1.53
3	1.00	35.27	-13.76	0.99	19.19	-4.64
4	1.06	37.37	-17.60	1.06	3.65	-25.79
5	1.11	23.18	-37.35	1.11	-6.57	-49.21
6	1.16	22.94	-39.57	1.16	-3.22	-54.99
7	1.21	19.74	-45.38	1.21	-8.06	-67.17
8	1.27	6.16	-60.71	1.27	-31.39	-85.97
9	1.35	-13.45	-82.95	1.35	-67.40	-126.69
10	1.49	-45.80	-117.86	1.50	-94.18	-155.36
10-2		-80.70	-112.46		-109.84	-153.83
		(-3.56)	(-5.25)		(-3.21)	(-4.31)

与五年月度数据结果略有不同的是，过去一年日度数据得到的组合 1 收益率低于组合 2 收益率，这一现象不符合“市场贝塔异象”所要求的收益率从组合 1 到组合 10 逐步递减的趋势。无论使用等权重方法还是市值加权方法，这种现象都存在。以上结果再一次证明相对于高市场贝塔对应的低收益率，低市场贝塔对应的高收益率相对不严重。需要指出的是，组合 1 和组合 2 之间的收益率差异很大程度上是由于系统性风险因素引起的。当控制 FF3F 时，两者的差异明显缩小甚至逆转。在市值加权情形下，组合 1 具有最高收益率，且组合 1 到组合 10 呈现出单调递减趋势。

组合 2 到组合 10 的收益率呈现出下降的趋势。在等权重的情形下，组合 10 和组合 2 之间的收益率差异为-80.70 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-3.56；在市值加权的情形下，两者的差异为-109.84 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-3.21。

与此同时，在控制 FMAX 的情形下，组合 10 和组合 2 之间的收益率差异不再在统计上显著（等权重下和市值加权情形下 Newey-West t 统计量分别为-1.50 和-1.17）。在公司层面截面回归方法下，如果剔除组合 1 所对应的股票，那么仅包含市场贝塔（常数项除外）的情形下其系数估计值为-0.0141，对应的 Newey-West t 统计量为-3.18。如果进一步控制 MAX 变量，那么市场贝塔系数估计值大幅下降到-0.0075，且不再在统计上显著。因此，在采用过去一年日度数据估计市场贝塔的情形下，博彩偏好依然能够有效地解释“市场贝塔异象”。

（二）下侧市场贝塔

市场波动并不等同于是市场风险。正的市场波动是投资者所偏好的，不应该被视为市场风险。真正的市场风险应该是由负的市场波动体现。因此，体现市场风险的市场贝塔应该基于市场收益率为负的数据估计得到。这种估计方法得到的市场贝塔被称为下侧市场贝塔。由于一年内大约有 250 个交易日，因此使用过去一年日度数据方法下本文拥有充足的数据量估计下侧市场贝塔。

基于下行市场贝塔与基于市场贝塔得到的单变量分组结果类似——组合 2 到组 10 呈现出明显的下降趋势。等权重（市值加权）下高减低组合收益率为-48.34（-74.66）个基点，对应 Newey-West t 统计量为-1.98（-2.05）。经过 FF3F 调整后两者，等权重（市值加权）下高减低组合收益率扩大到-76.82（-105.10）个基点，对应 Newey-West t 统计量为-3.30（-3.09）。

尽管组合 2 和组合 10 之间的差异较之前有所缩小，但是依然在统计上显著。因此，下侧市场贝塔对“市场贝塔异象”的解释力比较有限。

八、稳健性检验

（一）组合构建期

上文结果是基于五年的组合构建期得到的。因此本文担心的一个问题是上文得到“市场贝塔异象”是否仅仅在这个特定的组合构建期下才成立。为了消除这个疑虑，本文考虑组合构建期为四年和六年的情形。本文分别基于过去四年和六年的信息计算市场贝塔，然后基于此变量进行单变量分组。相应的结果分别见表 12 的面板 A 和面板 B。

表 12：其他组合构建期下的单变量分组结果

面板 A：组合构建期为 4 年						
	等权重			市值加权		
	变量水平	平均收益率	FF3F	变量水平	平均收益率	FF3F
1	0.71	39.44	-16.24	0.66	27.39	4.12
2	0.94	48.78	-27.03	0.94	21.57	-30.30
3	1.07	30.22	-52.52	1.07	-7.22	-68.96
4	1.20	25.59	-61.83	1.20	-9.41	-77.36
5	1.44	-13.28	-98.67	1.45	-54.13	-118.08
5-1		-52.72	-82.43		-81.52	-122.20
		(-2.41)	(-3.76)		(-2.88)	(-4.38)
面板 B：组合构建期为 6 年						
	等权重			市值加权		
	变量水平	平均收益率	FF3F	变量水平	平均收益率	FF3F
1	0.75	16.05	-28.15	0.70	-4.55	-22.46
2	0.95	20.96	-36.58	0.95	-4.76	-45.74
3	1.06	8.51	-55.98	1.06	-13.91	-64.34
4	1.17	6.50	-62.76	1.17	-28.01	-83.41
5	1.37	-29.14	-99.24	1.38	-64.23	-120.23
5-1		-45.19	-71.09		-59.68	-97.76
		(-2.02)	(-3.36)		(-1.94)	(-3.48)

本文首先考察组合构建期为四年的情形。在等权重的情形，尽管组合 1 的收益率略低于组合 2，但是组合 1 到组合 5 的收益率总体呈现出递减的趋势。高减低组合的收益率为-52.72 个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-2.41。在市值加权的情形下，组合 1 到组合 5 的收益率呈现出单调递减的趋势。高减低组合的收益率为-81.52 个基点，且在 1%水平上显著。组合构建期为六年的结果非常相似。无论使用等权重还是市值加权方法，无论是否经过 FF3F 调整，组合 1 到组合 5 都表现出明显的下降趋势，并且高减低组合在经济上和统计上都显著。因此，以上证据表明不同的组合构建期下“市场贝塔异象”都存在。

本文进一步证明在这两种组合构建期下，博彩变量能够有效解释“市场贝塔异象”。在组合构建期为四年的情形下，当本文控制 FMAX 时，单变量分组中等权重（市值加权）下的高减低组合收益率变为-8.21（14.47）个基点，对应的 Newey-West t 统计量为-0.31（0.38）。当本文使用公司层面截面回归方法并控制 MAX 时，市场贝塔系数估计值从不受控制时的-0.0069（对应 Newey-West t 统计量为-2.18）下降到-0.0026（对应 Newey-West t 统计量为-0.83）。

在组合构建期为六年的情形下本文也得到一致的结论。单变量分组中等权重(市值加权)下的高减低组合收益率在控制 FMAX 后变为-5.13 (19.23) 个基点, 对应的 Newey-West t 统计量为-0.17 (0.50)。在公司层面截面回归方法下, 市场贝塔系数估计值从不控制 MAX 时的-0.0069 (对应 Newey-West t 统计量为-2.14) 下降到受 MAX 时的-0.0026 (对应 Newey-West t 统计量为-0.72)。

## (二) 组合持有期

上文结果是基于一个月的组合持有期得到的。由此而来的疑问是“市场贝塔异象”是否仅在这个特定的组合持有期下才成立。这部分本文考虑组合持有期为三个月的情形。需要指出的是, 在这种情况下, 组合持有期的长度长于组合构建期的长度。因此, 对于任意一个的月份, 组合 1 到组合 5 都分别包含三个相同权重的组合, 而这三个组合分别基于过去 1 到 60 个月、过去 2 到 61 个月以及过去 3 到 62 个月的信息构建。单变量分组的结果见表 13。

表 13: 组合持有期为三个月的单变量分组结果

	等权重		市值加权	
	平均收益率	FF3F	平均收益率	FF3F
1	35.16	-17.86	16.82	-4.85
2	33.31	-37.59	7.81	-41.97
3	27.77	-49.98	-7.95	-63.53
4	15.24	-68.09	-18.18	-83.73
5	-21.00	-102.90	-50.71	-112.50
5-1	-56.16	-85.04	-67.53	-107.65
	(-2.66)	(-4.42)	(-2.35)	(-3.82)

在等权重加权的情形下, 基于市场贝塔分组得到的组合 1 (35.16 个基点) 到组合 5 (-21.00 个基点) 的收益率呈现出单调递减的趋势。市场贝塔高减低组合收益率为-56.16 个基点, 且在 1%水平上显著。在市值加权以及相应的经过 FF3F 调整的情形下, 本文也得到类似的结论。以上结果表明, 在组合持有期为三个月的情形下, “市场贝塔异象”依然非常明显。

接着, 本文进一步证明在股票持有期为三个月的情形下, 博彩偏好能够有效解释“市场贝塔异象”。当本文控制 FMAX 时, 单变量分组中等权重(市值加权)下的高减低组合收益率变为-21.68 (13.97) 个基点, 对应的 Newey-West t 统计量为-0.76 (0.40)。在公司层面截面回归方法下, 市场贝塔系数估计值从不控制 MAX 时的-0.0253 (对应 Newey-West t 统计量为-2.63) 下降到受 MAX 时的-0.0130 (对应 Newey-West t 统计量为-1.22)。

## 九、总结

CAPM 认为市场贝塔与股票期望收益率之间应该存在正相关关系。本文基于中国 A 股 2000 年到 2017 年数据研究两者之间的关系并进一步探讨其可能的解释。本文的主要结论有:

(1) 基于单变量分组的结果表明, 低市场贝塔股票具有高收益率, 而高收益率股票则具有低收益率, 即中国股市存在着“市场贝塔异象”。基于市场贝塔构建的投资组合表现表明这一异象在样本区间内具有不错的稳定性。

(2) 基于双变量分组的结果表明, 在控制博彩变量的情形下, 市场贝塔高减低组合收益率在统计上变得不再显著。与之形成鲜明对比的是, 市场贝塔高减低组合收益率在控制非博彩变量时依然显著。

(3) 基于传统的公司层面截面回归结果表明, 市场贝塔系数估计值在本文考察的所有控制非博彩变量的情形下依然显著。与之相对应的是, 该变量系数估计值在控制博彩变量后变得不再显著。在 Hou 和 Loh 方法下, 博彩变量对“市场贝塔异象”的解释能力明显强于非



博彩变量。本文进一步构建市场贝塔与博彩变量的因子模拟组合。基于因子模拟组合的时间序列回归结果表明,博彩变量的因子模拟组合可以有效解释市场贝塔因子模拟组合的超额收益率。

(4) 市场贝塔具有一定的时变性。在高博彩偏好时期,“市场贝塔异象”表现得非常显著;在低博彩偏好时期,市场贝塔和股票收益率之间呈现出一定的正相关关系。由于投资者在市场表现良好时期表现出更强的博彩倾向,本文的实证研究证实“市场贝塔异象”仅在市场表现较好的时期显著。相对于专业的机构和个人投资者,散户具有更强的博彩偏好,这一点成功反映在实证数据中——市场贝塔越高的股票投资组合中高散户持股比例的股票比重越大。以上一系列实证证据支持使用博彩偏好解释“市场贝塔异象”。

(5) 与此同时,本文的实证证据并不支持其他解释。第一,“市场贝塔异象”在本文使用的不同方法下都存在,这一证据并不支持该异象仅仅是数据挖掘下的偶然结果。第二,本文的研究证实个人投资者而非专业的机构投资者是该异象的关键,这一点并不支持杠杆约束和代理问题解释。第三,本文的研究发现高市场贝塔股票的过低收益率比低市场贝塔股票的过高收益率更为严重。这一结果无法被代理问题所解释。第四,即使使用下行市场贝塔,“市场贝塔异象”也依然存在。

## 参考文献

- [1] 江曙霞, 陈青. 赌博特征股票的收益预测及解释[J]. 财贸研究, 2013, 24(3):99-107.
- [2] 李培馨, 刘悦, 王宝钊. 中国股票市场的赌博行为研究[J]. 财贸经济, 2014, 35(3): 68-79.
- [3] 吴文锋, 芮萌, 陈工孟. 中国股票收益的非流动性补偿[J]. 世界经济, 2003(7): 54-60.
- [4] 王志强, 齐佩金, 孙刚. 动量效应的最新研究进展[J]. 世界经济, 2006(2): 82-92.
- [5] 杨炘, 陈展辉. 中国股市三因子资产定价模型实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2003, 20(12): 137-141.
- [6] 周琳杰. 中国股票市场动量策略赢利性研究[J]. 世界经济, 2002(8): 60-64.
- [7] 朱战宇, 吴冲锋, 王承炜. 不同检验周期下中国股市价格动量的盈利性研究[J]. 世界经济, 2003(8): 62-67.
- [8] 郑振龙, 孙清泉. 彩票类股票交易行为分析:来自中国 A 股市场的证据[J]. 经济研究, 2013(5): 128-140.
- [9] Amihud Y., Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. Journal of financial markets, 2002, 5(1): 31-56.
- [10] Ang A., Chen J., and Xing Y., Downside risk[J]. Review of Financial Studies, 2006, 19(4):1191-1239.
- [11] Ang A., Hodrick R. J., Xing Y., and Zhang. X., The cross-section of volatility and expected returns[J]. The Journal of Finance, 2006, 61(1): 259-299.
- [12] Baker M. P., and Wurgler J., The risk anomaly tradeoff of leverage[J]. Social Science Electronic Publishing, 2016.
- [13] Bali T. G., and Cakici N., Idiosyncratic volatility and the cross section of expected returns[J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 2008, 43(1): 29-58.
- [14] Bali T. G., Cakici N., and Whitelaw R F., Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 99(2): 427-446.
- [15] Bali T. G., Brown S J, Murray S, and Tang. Y., A lottery-demand-based explanation of the beta anomaly[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, 52(6): 2369-2397.
- [16] Barberis N., and Huang M., Stocks as lotteries: the implications of probability weighting for security prices[J]. American Economic Review, 2008, 98(5): 2066-2100.

- [17] Black F., Capital market equilibrium with restricted borrowing[J]. *Journal of Business*, 1972, 45(3): 444-455.
- [18] Blitz D., Agency-based asset pricing and the beta anomaly[J]. *European Financial Management*, 2014, 20(4): 770-801.
- [19] Carhart M. M., On persistence in mutual fund performance[J]. *The Journal of finance*, 1997, 52(1): 57-82.
- [20] Carpenter J. N., Lu F., and Whitelaw R F., The real value of China's stock market[J]. *National Bureau of Economic Research*, 2015.
- [21] Fama E. F., and MacBeth J. D., Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. *Journal of political economy*, 1973, 81(3): 607-636.
- [22] Fama E. F., and French K. R., The cross-section of expected stock returns[J]. *the Journal of Finance*, 1992, 47(2): 427-465.
- [23] Fama E. F., and French K. R., Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. *Journal of financial economics*, 1993, 33(1): 3-56.
- [24] Frazzini A., and Pedersen L. H., Betting against beta[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111(1): 1-25
- [25] Frazzini A., Kabiller D., and Pedersen L. H., Buffett's alpha[J]. *Cepr Discussion Papers*, 2018, 3(3): 583-590.
- [26] Gao X., and Lin T. C., Do individual investors treat trading as a fun and exciting gambling activity? Evidence from repeated natural experiments[J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 28(7): 2128-2166.
- [27] Harvey C. R., and Siddique A., Conditional skewness in asset pricing tests[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(3): 1263-1295.
- [28] He Z., and Krishnamurthy A. Intermediary Asset Pricing and the Financial Crisis[J]. *National Bureau of Economic Research*, 2018.
- [29] Hou K., and Loh R. K., Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 121(1): 167-194.
- [30] Jegadeesh N., Evidence of predictable behavior of security returns[J]. *The Journal of finance*, 1990, 45(3): 881-898.
- [31] Jegadeesh N., and Titman S., Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency[J]. *The Journal of finance*, 1993, 48(1): 65-91.
- [32] Jensen M. C., Black F., and Scholes M. S., The capital asset pricing model: Some empirical tests[J]. 1972.
- [33] Kumar A., Who gambles in the stock market?[J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(4): 1889-1933.
- [34] Lehmann B. N., Fads, martingales, and market efficiency[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(1): 1-28.
- [35] Lintner J., The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets: A reply[J]. *The review of economics and statistics*, 1969: 222-224.
- [36] Lin T. C., and Liu X., Skewness, individual investor preference, and the cross-section of stock returns[J]. *Review of Finance*, 2018, 22 (5): 1841-1876.
- [37] Mossin J., Wages, profits, and the dynamics of growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1966, 80(3): 376-399.
- [38] Pettengill G. N., Sundaram S., and Mathur I., The conditional relation between beta and

- returns[J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 1995, 30 (1): 101-116.
- [39] Scholes M., and Williams J., Estimating betas from nonsynchronous data[J]. Journal of financial economics, 1977, 5(3): 309-327.
- [40] Sharpe, W. F., 1964. Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. The Journal of Finance 19 (3): 425-442.
- [41] Treynor, J., Market value, time, and risk[J], Unpublished manuscript, 1961.

## 附录

公司市值、账面市值比、动量因子、反转因子、低流动性指标以及协偏度因子的定义如下：

- (1) 公司市值：某只股票在某个交易日的公司市值定义为可交易流通股数乘以该交易日的收盘价。相应地，本文对该股票该月每个交易日的市值平均得到该股票该月的公司市值。
- (2) 账面市值比：账面价值除以股票市值。
- (3) 动量因子：某只股票过去 12 个月到过去 2 个月的累计收益率。
- (4) 反转因子：某只股票过去 1 个月的收益率。
- (5) 低流动性指数：某只股票在该月每个交易日的绝对收益率与其交易金额的平均比率，其计算公式如下：

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_d \left( \frac{|r_{i,d}|}{Trdsum_{i,d}} \right) \quad (7)$$

其中 $N$ 表示股票 $i$ 在该月的交易日天数， $r_{i,d}$ 表示该股票在该月第 $d$ 日的收益率， $Trdsum_{i,d}$ 表示该股票在该月第 $d$ 日的交易金额。

- (6) 协偏度因子。本文基于某只股票过去 60 个月的数据进行如下回归：

$$Ret_{i,t}^e = \alpha_i + \beta_{i,1}MKT_t^e + \beta_{i,2}MKT_t^{e^2} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$t = m - 59, m - 58, \dots, m$$

其中 $Ret_{i,t}^e$ 表示股票 $i$ 在 $t$ 月的超额收益率，而 $MKT_t^e$ 和 $MKT_t^{e^2}$ 则分别表示 $t$ 月市场超额收益率及其平方项。基于上式估计得到的残差，本文进一步使用如下公式计算 $t$ 月该股票的协偏度：

$$CoSkew_{i,t} = \frac{\sum \varepsilon_{i,t} (MKT_t^e - \overline{MKT^e})^2}{\sqrt{\sum \varepsilon_{i,t}^2} \sqrt{\sum (MKT_t^e - \overline{MKT^e})^2}} \quad (9)$$

其中 $\overline{MKT^e}$ 表示过去 60 个月的平均市场超额收益率。