

# “能力”或“运气”：中国私募证券 投资基金的多维择时与价值

祝小全 曹泉伟 陈卓\*

**摘 要** 本文在中国私募证券投资基金个体层面考察其多维择时能力。研究发现，私募基金对市场走势、流动性和波动性的择时能力存在截面分化，且在极端市场环境中更显著。择时并非仅源于运气，更多源于经验积累和基金家族内部的信息共享。私募基金对市场走势和流动性的择时是阿尔法的重要来源，对市场波动性的择时缓解了清盘风险。私募基金在风险承担上异于传统机构投资者，对于资本市场参与主体结构的优化以及系统性风险的管控均具有重要意义。

**关键词** 私募证券投资基金，多维择时，风险承担

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.03.06

## 一、引 言

过去十年间，中国私募证券投资基金（以下简称“私募基金”）市场迅速扩张，尤其自 2014 年 8 月中国证券监督管理委员会第 105 号令《私募投资基金监督管理暂行办法》发布，私募基金已逐步成长为我国资产管理市场的重要组成部分。作为崭新的市场参与者，私募基金在提高我国金融资源配置效率以及降低实体经济融资成本等方面发挥着愈发显著的作用。据中国证券投资基金业协会统计，截至 2019 年年末，我国私募基金的管理规模已达 2.45 万亿元，相较于同期非货币市场型公募基金约 7.65 万亿的管理规模，其市场影响力已不容小觑。如图 1 所示，私募基金管理规模占公、私募基金管理规模之和的比例在近年已不低于 20%，表明从市场份额的角度看，私募行业在经历了 2015 年、2016 年的爆发式增长之后基本进入平稳阶段。实质上，我国私募基金对标成熟资本市场的对冲基金，采用灵活的策略投资于各类资产。已有

\* 祝小全，对外经济贸易大学金融学院；曹泉伟，美国宾夕法尼亚州立大学商学院；陈卓，清华大学五道口金融学院。通信作者及地址：陈卓，北京市海淀区成府路 43 号，100083；电话：(010) 62781370；E-mail: chenzh@pbcfsf.tsinghua.edu.cn。作者感谢对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助（21QD25），清华大学项目资助（100030060）以及国家自然科学基金重大项目（71790605、71790591）的资助。感谢主编与两位匿名审稿人的建议，感谢鲁小萌、李志生及第三届“中国金融学者论坛”与会者的建议。文责自负。

研究发现,对冲基金在成熟市场上追求绝对收益的过程中,既可能加剧系统性风险(Brunnermeier and Nagel, 2004),也可能对公司的运营产生积极影响(Brav *et al.*, 2018)。因此,理解新兴市场上私募基金的收益来源,对于制定防范系统性风险的政策及利用专业化投资机构加强公司治理,均具有重要的经济意义。

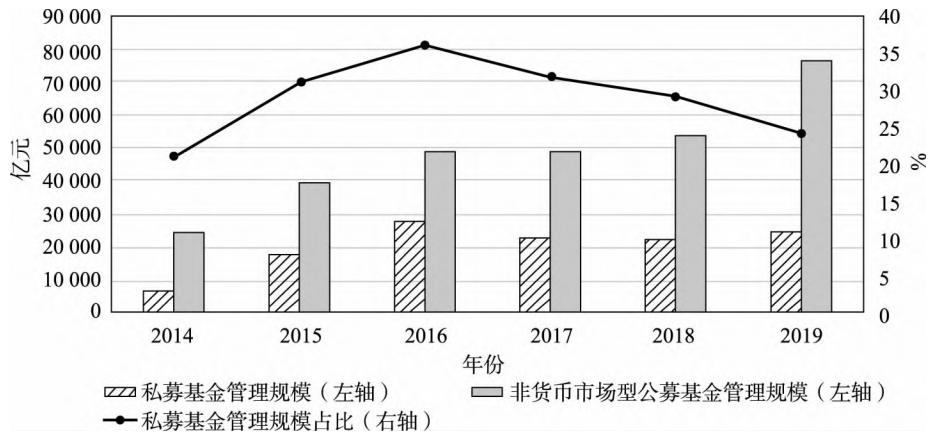


图1 公、私募基金管理规模(2014—2019)

注:2014年年末私募基金管理规模的数据来自私募排排网的不完全统计,公募基金数据来自Wind,2015—2019年的数据来自中国证券投资基金业协会官网。

受制于信息披露,私募基金的投资标的和动态策略具有多样性和隐蔽性,导致该领域的研究面临挑战。<sup>1</sup>曹泉伟和陈卓(2019)发现国内小部分私募基金具有选股能力,但未系统分析其择时能力。国外研究发现,美国的对冲基金对多重市场条件具备择时能力(Getmansky *et al.*, 2015),相较之下,虽然我国私募基金管理规模已占全球对冲基金管理规模的1/10(严弘,2020),但是从基金个体层面分析其择时表现的研究却尤为匮乏,由此探究这一问题具有若干方面的意义。

第一,与其他新兴市场类似,中国资本市场历史较短,可供投资的资产类别较少,监管政策多变。市场条件和制度环境可能在一定程度上阻碍私募基金实现其投资意图,从这个角度看,关于中国资本市场是否存在善于择时的私募基金,以及它们依据哪种市场条件择时的研究,能够为这一类问题提供解答。第二,相较于成熟资本市场,我国股票市场上散户参与程度更高(Jones *et al.*, 2019),连公募基金也表现出“散户化”特征(路磊等,2014)。作为更加专业的机构投资者,私募基金是否能够克服一般机构投资者业绩表现、风险承担与市场走势高度协同的缺陷,正是学界和实践者共同关注的问

<sup>1</sup> 目前国内尚无公开权威的渠道披露私募基金持仓,投资者只能通过上市公司季报、半年报和年报中披露的前十大股东是否包含基金来反向推测私募基金持股,但其覆盖率相较于备案基金而言偏低。

题。关于这些问题的探索，对于推动我国资本市场机构化程度的提高，缓解收入不平等以及促进资源有效配置等各方面（An *et al.*, 2022），均具有较强的政策启示。第三，海外对冲基金常利用衍生品管理风险，反过来，这一过程也对降低系统性风险具有积极作用（Cao *et al.*, 2017）。对比来看，虽然近十年我国资本市场上金融工具创新速度加快，多元化程度有所提高，但是股指期货、期权等衍生品的发展却缓滞且存在反复。由此，探究择时能够帮助我们了解私募基金是否能够在金融工具有限的情况下实现灵活的策略，帮助防范系统性风险，而不是重复杠杆约束下传统机构投资者的决策。

本文在统一的框架里用私募基金个体层面的数据对其多维择时进行探讨。我们首先检验基金把握市场走势的能力，并在此基础上拓展探讨了流动性和波动性择时。本文的创新之处在于：第一，我们探讨和克服传统识别下的若干偏误，有效区分运气和能力对择时表现的贡献。平均来看，市场（流动性）择时能力最强 10% 的基金会在市场收益（流动性）向好时增加约 5%（44%）的风险敞口，而波动性择时能力最强 10% 的基金会在波动性增大时调减约 78% 的敞口。第二，从时序和截面异质性的角度展开探讨：一方面，发现极端市场环境中，私募基金的择时能力在抑制市场参与主体过度交易和系统性风险传染等方面发挥了作用；另一方面，存续期较久、管理人在管理基金数量较多或者规模较大的基金时表现出较强的择时能力，表明经验积累和信息共享可能是择时能力的来源。第三，本文从投资增值和风险控制这两个角度探讨择时能力是否创造价值。结果表明，市场和流动性择时能够转化为更高的收益，而波动性择时能缓解清盘风险。本文的发现对了解中国资产管理市场的现状以及成熟机构投资者所发挥的功能具有一定的现实意义。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分是文献回顾，第三部分介绍样本及多维择时模型，第四部分展示主要结果及稳健性检验，第五部分总结全文。

## 二、文献回顾

基于过去二十年间全球主动管理型对冲基金的快速发展<sup>2</sup>，国外兴起了一系列探究影响对冲基金管理能力或表现因素的研究。由于灵活多样的投资策略和对包括衍生品在内的各种投资标的应用，对冲基金通常被认为是最可能具有管理能力的主动型资产管理产品。已有的关于对冲基金是否具有选股、择时等能力的研究，主要是以发达国家尤其是美国的对冲基金为样本。早期

<sup>2</sup> 据 BarclayHedge 统计，自 2000 年第 1 季度至 2019 年第 3 季度全球对冲基金的管理规模由 2 143 亿美元增至 30 549 亿美元，年化增长率达 14.4%。

研究中, Glosten and Jagannathan (1994) 及 Fung and Hsieh (1997) 发现动态风险敞口反映了基金经理的管理能力。少量研究主张对冲基金仅有选股能力 (Fung *et al.*, 2002), 大多数研究发现对冲基金具有市场择时能力 (Chen, 2007; Cave *et al.*, 2012), 波动性择时能力 (Chen and Liang, 2007; Aragon and Martin, 2012), 流动性择时能力 (Cao *et al.*, 2013), 以及针对下行风险和事件风险的控制能力 (Gao *et al.*, 2020)。

流动性是影响对冲基金收益与风险的重要因素。Sadka (2010) 发现市场流动性敞口高的基金未来收益较高, 而 Jame (2018) 发现向市场提供流动性的基金收益较高。其他研究更多关注资金流动对基金风险承担和业绩表现的影响 (Dudley and Nimalendran, 2011; Teo, 2011)。除流动性, 市场波动性也是影响基金决策的系统性风险因素, 文献主张市场波动性在资产收益截面上表现出负的风险溢价 (Bali and Engle, 2010)。进一步地, Agarwal *et al.* (2017) 发现市场波动性的不确定性在时间序列和截面上均会影响基金业绩。关于海外对冲基金的文献非常丰富, 鉴于篇幅不再赘述, 对于早期的研究综述感兴趣的读者可参见 Stulz (2007), 近期综述可参见 Getmansky *et al.* (2015)。

相较于海外对冲基金成熟的文献分支, 由于行业起步较晚, 国内私募基金的研究较为匮乏。在一篇理论研究中, 肖欣荣和田存志 (2011) 基于委托代理模型讨论了私募基金最优管理规模和激励契约。21 世纪之初, 国内学者已开始关注公募基金对市场时机的把握 (汪光成, 2002), 但近十年始有研究涉猎私募基金的择时能力。陈道轮等 (2013) 发现虽然阳光私募指数能够战胜市场, 但是在指数水平上未表现出市场择时。该研究的样本是截至 2010 年的 493 只阳光私募基金, 而彼时采用信托方式发行的阳光私募基金尚不具有合法身份的基金产品。2013 年 6 月实施的《证券投资基金法》首次确认了私募基金的法律地位, 但该行业发展至今, 鲜有以私募基金为样本探究风险头寸与基金表现之间关系的研究, 而这正是本文的切入点。

### 三、数据与研究方法

#### (一) 数据说明

本文的样本以 Wind 私募基金数据库为基准, 仅保留非结构性的私募基金。参考 Smith *et al.* (2016), 仅保留于 2016 年年末之前成立的基金, 以减少孵化期潜在的收益粉饰对基金真实绩效的干扰。<sup>3</sup> 因需要足够的观测才能较

<sup>3</sup> 参考 Aggarwal and Jorion (2010), 剔除私募基金开始向数据供应商提供报告前的观测以减少回填偏差 (backfill bias)。样本中仅有 2 只基金存在回填, 经检验, 剔除或保留这些观测不影响结果的稳健性。

为精准地估计择时能力，要求样本基金至少有 24 个月的收益报告期。根据“Wind 投资类型一级分类”剔除 QDII（合格境内机构投资者）和货币市场基金，根据二级分类剔除数量较少的商品型（25 只）和事件驱动型（62 只）基金，将“股票多空”类归入“股票型基金”。Jagannathan *et al.*（2010）强调，仅用存续基金考察绩效将导致上偏估计，而 Wind 包含基金运营状态的标记，故本文保留清盘基金以缓解幸存偏误（survivorship bias）。如图 2 所示，2006 年年末之前私募基金数量较少，为保证后文的分组有充足的样本，最终样本区间为 2007 年 1 月至 2018 年 12 月，共 8 222 只私募基金，362 065 条观测。

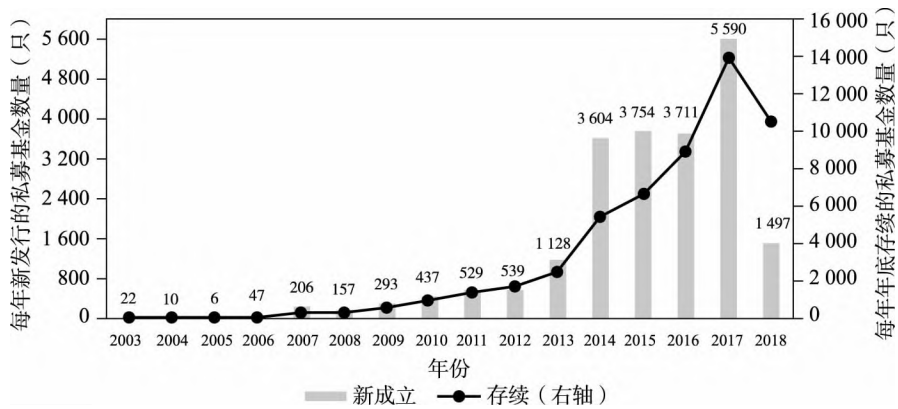


图 2 新成立及存续的非结构型私募基金数量 (2003—2018)

表 1 报告了描述性统计。Panel A 逐年计算每只基金各个特征的年内均值，然后计算截面均值。Panel B 以基金产品为单位，构建不同风格的等权重基金组合。从表 1 可见，自 2013 年《中华人民共和国证券投资基金法》修订，私募基金的成立显著加速，发行规模稳定在不低于 1 000 万元的体量。我国于 2010 年 3 月、4 月相继推出融资融券和股指期货业务，故近年来，除了占比最高的股票型基金，宏观对冲和相对价值型等广泛运用对冲工具和杠杆的私募基金也应运而生。随着时间推移，基金产品规模和管理费率呈递增趋势。对比不同策略，历史收益较高的宏观对冲型基金要求较高的管理费率，债券型基金要求较高的最小投资门槛。

### (二) 研究方法

基金经理的投资能力可分解为预测个别证券相对于市场走势的择券能力和预测市场整体走势的择时能力。最早的研究可追溯到 Treynor and Mazuy (1966) 及 Henriksson and Merton (1981)：

表1 描述性统计

Panel A		运营特征							收益特征			
		基金总数	清盘基金	管理费	托管费率	最小投资	发行规模	份额净值	均值	标准差	最小值	中值
2007	115	56	0.841	0.230	146	684	1.270	0.049	0.035	-0.013	0.047	0.108
2008	226	117	0.776	0.230	139	619	1.052	-0.029	0.048	-0.101	-0.028	0.037
2009	425	198	0.794	0.248	129	902	1.177	0.037	0.044	-0.071	0.039	0.102
2010	771	366	0.880	0.242	126	980	1.221	0.007	0.028	-0.040	0.008	0.059
2011	1108	535	0.912	0.232	121	991	1.130	-0.014	0.033	-0.065	-0.007	0.038
2012	1303	588	0.928	0.224	122	1089	1.042	0.002	0.033	-0.043	-0.007	0.077
2013	1670	710	1.053	0.218	117	1060	1.153	0.011	0.035	-0.062	0.022	0.072
2014	2672	867	1.179	0.197	117	1014	1.245	0.023	0.024	-0.018	0.019	0.063
2015	5536	848	1.293	0.193	111	1232	1.416	0.027	0.058	-0.066	0.031	0.107
2016	7583	705	1.272	0.170	110	1391	1.336	-0.002	0.038	-0.108	0.010	0.040
2017	7233	515	1.273	0.169	110	1414	1.351	0.008	0.015	-0.012	0.008	0.032
2018	6809	346	1.273	0.168	110	1431	1.289	-0.013	0.026	-0.050	-0.011	0.023
Panel B		运营特征							收益特征			
策略	基金总数	清盘基金	管理费	托管费率	最小投资	发行规模	份额净值	均值	标准差	最小值	中值	最大值
股票型	6820	989	1.245	0.177	110	1395	1.161	0.010	0.047	-0.123	0.009	0.166
宏观对冲	396	27	1.390	0.166	109	1123	2.679	0.034	0.065	-0.117	0.019	0.406
混合型	301	8	1.236	0.144	104	1321	1.143	0.009	0.041	-0.089	0.006	0.156
相对价值	451	111	1.245	0.167	110	1180	1.160	0.002	0.045	-0.300	0.005	0.146
债券型	254	22	1.185	0.142	126	1345	1.112	0.005	0.005	-0.006	0.004	0.019

注：管理费、托管费率的单位是%， “最小投资”和“发行规模”的单位是万元。

$$r_{p,t+1} = \partial_p + \beta_{p,t} MKT_{t+1} + \mu_{p,t+1}, \quad t = 0, 1, \dots, T - 1, \quad (1)$$

其中

$$\beta_{p,t} = \beta_p + \gamma_p E(\text{MarketCondition}_{t+1} | I_t), \quad (2)$$

其中， $r_{p,t+1}$  和  $MKT_{t+1}$  分别是基金  $p$  和市场在  $t+1$  期的超额收益率，基金经理在  $t$  期基于当期信息集  $I_t$ ，根据自己对  $t+1$  期市场条件的预测选择投资组合的市场风险头寸  $\beta_{p,t}$ 。以式 (1)、式 (2) 为框架，考虑如下四种情形。

### 1. 无择时模型

若基金不开展择时，则式 (2) 可简化为  $\beta_{p,t} = \beta_p$ ，式 (1) 化归为：

$$r_{p,t+1} = \partial_p + \beta_p MKT_{t+1} + \mu_{p,t+1}, \quad t = 0, 1, \dots, T - 1, \quad (3)$$

其经济含义是基金不依据对市场条件的预期调整风险敞口  $\beta_{p,t}$ ，收益由选股能力驱动。

### 2. 市场择时模型

若考察市场择时，则式 (2) 中的市场条件是市场收益的函数：

$$\beta_{p,t} = \beta_p + \gamma_p (MKT_{t+1} + v_{t+1}), \quad (4)$$

其中  $v_{t+1}$  刻画了市场超额收益率的预测误差，满足零均值和序列无关， $\gamma_p$  刻画了基金  $p$  的市场择时能力。Goetzmann *et al.* (2000) 指出，如果择时周期小于计算收益率的周期（比如月度），那么直接利用月度市场走势估算的择时系数可能存在低估偏误。因此，本文参考 Goetzmann *et al.* (2000)，利用市场指数月内日度收益构造类期权因子，即逐日择时而产生的月度经济价值：

$$Goet_t = \left[ \prod_{\tau \in t} \max(1 + R_{m,\tau}, 1 + R_{f,\tau}) \right] - (1 + R_{m,t}), \quad (5)$$

将  $Goet_t$  作为市场条件，则式 (1) 变形为：

$$r_{p,t+1} = \partial_p + \beta_p MKT_{t+1} + \gamma_p Goet_{t+1} + \varepsilon_{p,t+1}, \quad (6)$$

取值为正的  $\gamma_p$  刻画了基金的择时行为。

### 3. 流动性择时模型

文献主张流动性反映了市场以合理价格和较低成本迅速交易资产的能力，流动性较高时市场平稳且资源配置效率高，而流动性较低会引发恐慌（苏冬蔚和麦元勋，2004）。本文考察的是基金经理是否依据其对流动性变化的预期提前调整市场风险头寸，从这个角度看，流动性择时也是市场择时的拓展。参考 Cao *et al.* (2013)，式 (2) 中的市场条件是流动性的相关函数：

$$\beta_{p,t} = \beta_p + \gamma_p (\overline{Liq}_{t+1} - Liq + v_{t+1}), \quad (7)$$

其中  $\overline{Liq}_{t+1} - Liq$  刻画了  $t+1$  期去势的市场流动性， $v_{t+1}$  刻画了基金经理的预测误差。若  $\gamma_p$  显著为正，则表明基金  $p$  的经理人具备流动性择时能力。对于市场整体流动性  $Liq$ ，参考 Pástor and Stambaugh (2003)，利用我国市场流动性指标 (PS) 作为代理变量。该指标在本质上刻画了订单流引致的暂时性价格波动，即对于相同的交易量，流动性越弱的股票，其反转效应越强。后

文还利用 Amihud (2002) 弱流动性指标检验结果的稳健性。市场流动性指标源自国泰安数据库 (CSMAR), 去势是基于流动性指数在样本区间内的历史均值。<sup>4</sup>

#### 4. 波动性择时模型

已有研究发现, 对冲基金在市场波动性异常期利用衍生工具调整风险头寸 (Aragon and Martin, 2012), 由此本文也考察私募基金的波动性择时。参考 Giambona and Golec (2009), 式 (2) 中的市场条件是波动性的相关函数:

$$\beta_{p,t} = \beta_p + \gamma_p (Vol_{t+1} - \overline{Vol} + v_{t+1}), \quad (8)$$

其中  $Vol_{t+1} - \overline{Vol}$  刻画了  $t+1$  期市场收益的条件波动性偏离序列均值的程度。值得一提的是, 波动性择时能力较强的基金应在预测到市场波动性上升时降低市场风险敞口, 故  $\gamma_p$  显著为负的基金对应着波动性择时能力较强的个体。基于 ARMA (1, 1), 利用市场月内日度收益的波动率估计:

$$\sigma_t = \mu + \phi \sigma_{t-1} - \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

其中  $\sigma_t$  为市场收益 (即全部 A 股流通市值加权指数) 在  $t$  期的月度波动率,  $\varepsilon_{t-1}$  和  $\varepsilon_t$  为随机误差项。式 (9) 得到的预测序列即市场收益的条件波动性  $Vol$ 。

#### 5. 不同风险基准下的择时模型

早期的择时模型基于式 (2) 中 CAPM 的框架, 随着套利定价理论的发展, Fama-French 三因子模型 (Fama and French, 1993), Carhart 四因子 (Carhart4) 模型 (Carhart, 1997) 和 Fama-French 五因子 (FF5) 模型 (Fama and French, 2015) 也逐渐被用来解释资产收益的截面变化。Fung and Hsieh (1997) 提出, 传统因子模型解释对冲基金收益的能力有限, 故 Fung and Hsieh (2004) 建立了被美国对冲基金广泛用于绩效评估的七因子模型。陈道轮等 (2014) 发现传统因子模型无法解释中国相对价值型和债券型私募基金的绩效, 故参考 Fung and Hsieh (2004) 及曹泉伟和陈卓 (2019), 本文构建七因子模型 (FH7): 股票市场风险因子 (MKT)、规模因子 (SMB)、动量因子 (MOM)、债券期限因子 (BOND10)、信用风险因子 (CBMB10)、债券市场综合因子 (BONDMKT) 和商品市场风险因子 (FUTURES)。其中, 股票市场风险因子是沪深 300 指数超额收益率, 无风险利率为一年期整存整取利率; 规模因子参考 Fama and French (1993); 动量因子参考 Carhart (1997); 债券期限因子选择 10 年期固定利率国债到期收益率的月度变化率; 信用风险因子是 10 年期企业债 (AA-级) 到期收益率与 10 年期固定利率国债到期收益率之差的月度变化率; Fung and Hsieh (2004) 七因子模型中没有

<sup>4</sup> 本文选择以综合 A 股和创业板为样本, 剔除 ST 股后, 经流通市值加权得到 PS; 以综合 A 股和创业板为样本, 剔除上一年累计交易天数小于等于 200 天的股票和 ST 股, 同时剔除上一年弱流动性前后 1% 的股票, 截面均值序列即市场弱流动性。经检验, 流动性择时的结果对不同的指标设计基本稳健。



单独的因子反映债券市场走势，本文加入了债券市场综合因子，即中债综合全价总值指数的月度收益率；最后，选取申万商品期货指数月收益率作为商品市场风险因子。

基于不同风险基准的多维择时模型可以用一个集约的设定概括如下：

$$r_{p,t+1} = \alpha_p + \gamma_p Timing_t + \sum_{j=1}^J \beta_j f_{j,t+1} + \varepsilon_{p,t+1}, \quad (10)$$

其中  $Timing_t \in \{Goet_t, MKT_{t+1}(Liq_{t+1} - \overline{Liq}), MKT_{t+1}(Vol_{t+1} - \overline{Vol})\}$ ，分别对应针对市场走势、整体流动性或者条件波动性这三种市场条件的择时项， $f_{j,t+1}$  表示风险因子， $J \in \{1, 4, 5, 7\}$  表示因子总数，分别对应 CAPM、Carhart4、FF5 和 FH7 等基准。

## 四、实证结果

### (一) 市场走势择时

#### 1. 截面分布

我们依据式 (10) ( $Timing_t = Goet_t$ )，采用 CAPM、Carhart4、FF5 和 FH7 模型分别估算样本基金的市场择时能力。<sup>5</sup> 表 2 报告了其截面分布，百分比表示择时能力达到一定临界值的私募基金占各类样本基金的比例。t 值为  $\pm 2.326$ 、 $\pm 1.96$ 、 $\pm 1.645$  及  $\pm 1.282$ ，依次对应标准正态分布单侧的 1%、2.5%、5% 和 10% 分位值。首先，以宏观对冲型基金为例，依据 Goetzmann-CAPM 模型时，择时项 t 统计量不低于 2.326 的基金占该投资风格下样本基金的 18.69%，表明宏观对冲型基金中有卓越市场择时能力的占比高于正态分布预测的比例 (1%)。其次，对比不同风格的基金，宏观对冲、相对价值和债券型样本中择时 t 统计量不低于 2.326 的基金比例大于股票型和混合型的相应比例。考虑到 2010 年我国推出融资融券和股指期货业务，相对于历史较久的股票型或混合型基金，新型私募基金更灵活的市场参与机制，比如做空和对冲，可能使择时更为有效。综合而言，私募基金的市场择时能力在截面上表现出明显的分化，强择时能力的基金占比高于正态分布的比例，并且在股票型之外的投资风格中，强择时的基金数量也多于弱择时的个体。

表 2 中择时系数在统计上显著的基金数量在不同风险基准下基本一致。但需清醒意识到，如果在不同因子模型中每只基金择时 t 统计量都存在较大差异，那么这种系统性偏误也会呈现出伪一致的截面分布。进一步地，表 3 报告了对于不同因子模型识别出的具有强择时能力 ( $t \geq 1.282$ ) 的基金，其

<sup>5</sup> 附录中，本文也估算了选股能力的截面分布，发现选股能力较强的基金 ( $t \geq 1.282$ ) 占比约 30%，同时具备选股和市场择时能力的基金约占两者并集的 15%，可见私募基金大多以选股或择时中的一种策略为重。感兴趣的读者可向作者索取。

两两交集占并集的比例。以混合型基金为例,这一类基金的投资标的跨越资产类别,择时估计更可能受到风险基准选择的影响,但是对比基于FH7或CAPM的估计,具有择时能力的基金重合度依然高达57%。纵览表3可知,基金在不同风险基准下的市场择时能力基本稳健,基于此,后文以FH7为风险基准简化分析。

表2 市场择时的截面分布

策略	数量	基金占比							
		$t \leq -2.326$	$t \leq -1.960$	$t \leq -1.645$	$t \leq -1.282$	$t \geq 1.282$	$t \geq 1.645$	$t \geq 1.960$	$t \geq 2.326$
Panel A: Goetzmann-CAPM									
所有基金	8 222	8.77%	11.58%	16.04%	22.21%	21.76%	15.67%	12.07%	8.84%
股票型	6 820	9.49%	12.49%	17.33%	24.11%	19.28%	13.14%	9.87%	7.08%
宏观对冲	396	5.30%	6.82%	8.59%	12.63%	36.87%	27.78%	23.74%	18.69%
混合型	301	6.31%	10.30%	14.95%	17.61%	25.58%	20.27%	14.95%	10.63%
相对价值	451	5.32%	6.21%	8.20%	10.86%	37.03%	33.26%	26.16%	19.29%
债券型	254	3.94%	5.51%	8.27%	11.81%	33.07%	27.95%	24.41%	20.08%
Panel B: Goetzmann-Carhart4									
所有基金	8 222	9.67%	12.67%	16.19%	22.54%	20.86%	15.88%	12.26%	8.81%
股票型	6 820	10.41%	13.74%	17.39%	24.02%	18.50%	14.03%	10.41%	7.33%
宏观对冲	396	5.30%	8.33%	11.11%	13.89%	35.86%	27.27%	23.48%	18.43%
混合型	301	7.31%	8.97%	13.29%	19.27%	22.92%	15.95%	10.96%	7.97%
相对价值	451	6.21%	6.65%	7.76%	12.20%	37.03%	29.05%	26.16%	18.40%
债券型	254	5.51%	5.91%	10.24%	18.50%	29.53%	24.41%	21.26%	17.32%
Panel C: Goetzmann-FF5									
所有基金	8 222	10.46%	14.11%	18.00%	23.91%	20.82%	15.92%	12.50%	8.94%
股票型	6 820	11.28%	15.38%	19.50%	25.84%	18.87%	13.97%	10.62%	7.58%
宏观对冲	396	5.56%	7.07%	9.85%	13.89%	34.09%	29.04%	25.25%	18.43%
混合型	301	7.64%	10.30%	13.95%	18.94%	22.59%	16.94%	12.29%	8.97%
相对价值	451	6.65%	7.32%	8.87%	11.09%	32.15%	29.05%	25.06%	15.96%
债券型	254	6.30%	7.48%	11.42%	16.54%	30.31%	23.23%	21.26%	18.11%
Panel D: Goetzmann-FH7									
所有基金	8 222	9.52%	12.83%	16.36%	21.43%	21.95%	16.61%	12.67%	8.90%
股票型	6 820	9.75%	13.30%	17.04%	22.36%	19.62%	14.75%	11.07%	7.73%
宏观对冲	396	8.59%	11.87%	13.89%	15.40%	42.17%	31.31%	26.01%	21.21%
混合型	301	4.98%	6.98%	11.30%	19.93%	25.58%	18.27%	12.96%	8.97%

(续表)

策略	数量	基金占比							
		$t \leq -2.326$	$t \leq -1.960$	$t \leq -1.645$	$t \leq -1.282$	$t \geq 1.282$	$t \geq 1.645$	$t \geq 1.960$	$t \geq 2.326$
		相对价值	451	8.65%	9.53%	10.20%	12.64%	32.59%	26.61%
债券型	254	11.81%	14.57%	18.90%	23.23%	29.92%	24.02%	19.69%	14.57%

注： $t$  统计量经过 Newey-West 调整，后文同理。

表 3 不同因子模型识别的强择时 ( $t \geq 1.282$ ) 基金交集

所有基金	CAPM	Carhart4	FF5	FH7	股票型	CAPM	Carhart4	FF5	FH7
CAPM	100%				CAPM	100%			
Carhart4	53%	100%			Carhart4	48%	100%		
FF5	53%	68%	100%		FF5	48%	66%	100%	
FH7	49%	69%	58%	100%	FH7	45%	68%	56%	100%
宏观对冲	CAPM	Carhart4	FF5	FH7	混合型	CAPM	Carhart4	FF5	FH7
CAPM	100%				CAPM	100%			
Carhart4	65%	100%			Carhart4	57%	100%		
FF5	66%	71%	100%		FF5	58%	63%	100%	
FH7	61%	75%	61%	100%	FH7	57%	66%	51%	100%
相对价值	CAPM	Carhart4	FF5	FH7	债券型	CAPM	Carhart4	FF5	FH7
CAPM	100%				CAPM	100%			
Carhart4	80%	100%			Carhart4	75%	100%		
FF5	71%	77%	100%		FF5	77%	83%	100%	
FH7	68%	77%	80%	100%	FH7	67%	74%	72%	100%

仅基于截面分布分析择时能力，还可能存在若干偏误。其一，临界值的选取暗含一个潜在假设，即基金绩效服从正态分布。但实际上，已有研究发现，私募基金作为成熟的机构投资者，采取复杂、动态的投资策略，其风险和报酬之间的关系可能是非线性的 (Fung and Hsieh, 1997)。其二，Cao *et al.* (2013) 认为对于同一策略的基金，个体间的收益序列可能不满足相互独立性，进而造成同一类风格的择时能力差异化程度被低估。其三，如果基金经理没有择时能力，仅是调整风险头寸的时点恰与市场走势“同步”，那么回归模型无法规避这种偶然性，依然会造成择时估计在统计上“伪”显著。基于这些潜在偏误，下一节运用靴值分析 (bootstrap analysis) 评估私募基金的择时能力。

## 2. 靴值分析

参考 Kosowski *et al.* (2007) 和 Cao *et al.* (2013)，靴值分析的思路是构造具有与真实基金相同的风险头寸但不具有择时能力的假想基金，比较两者的市场择时能力是否存在差异。

第一步, 根据 Goetzmann-FH7 模型估算真实基金的截距项、风险头寸和择时系数  $\gamma_p$ , 即

$$\begin{aligned} r_{p,t+1} = & \partial_p + \beta_p MKT_{t+1} + \gamma_p Goet_t + \beta_1 SMB_{t+1} + \beta_2 MOM_{t+1} \\ & + \beta_3 BOND10_{t+1} + \beta_4 CBMB10_{t+1} + \beta_5 BOND MKT_{t+1} \\ & + \beta_6 FUTURES_{t+1} + \varepsilon_{p,t+1}. \end{aligned} \quad (11)$$

第二步, 对残差序列有放回采样得到  $\tilde{\varepsilon}_{p,t+1}$ , 用重复采样的残差项、原基金风险头寸 ( $\hat{\beta}_j$ ) 和截距 ( $\hat{\partial}_p$ ) 估算出 8 222 只  $\gamma_p = 0$  的假想基金, 即

$$\begin{aligned} \hat{r}_{p,t+1} = & \hat{\partial}_p + \hat{\beta}_p MKT_{t+1} + \hat{\beta}_1 SMB_{t+1} + \hat{\beta}_2 MOM_{t+1} + \hat{\beta}_3 BOND10_{t+1} \\ & + \hat{\beta}_4 CBMB10_{t+1} + \hat{\beta}_5 BOND MKT_{t+1} + \hat{\beta}_6 FUTURES_{t+1} + \tilde{\varepsilon}_{p,t+1}. \end{aligned} \quad (12)$$

第三步, 回归估算假想基金的  $\gamma_p$ :

$$\begin{aligned} \hat{r}_{p,t+1} = & \partial_p + \beta_p MKT_{t+1} + \gamma_p Goet_t + \beta_1 SMB_{t+1} + \beta_2 MOM_{t+1} \\ & + \beta_3 BOND10_{t+1} + \beta_4 CBMB10_{t+1} + \beta_5 BOND MKT_{t+1} \\ & + \beta_6 FUTURES_{t+1} + \varepsilon_{p,t+1}. \end{aligned} \quad (13)$$

第四步, 重复步骤二、三 10 000 次, 每次仿真都基于假想基金的择时系数得到任一百分位处的  $t$  统计量, 完成后得到其经验分布。这里的经济学含义是, 构造假想基金收益时增加了择时能力  $\gamma_p = 0$  的限制, 由此在第三步回归中任何显著异于零的  $\hat{\gamma}_p$ , 都只可能来自随机因素(或运气), 而非真正的择时能力。若真实基金与假想基金的择时  $t$  统计量的分布存在显著差异, 则有效排除了运气是择时表现唯一来源的可能。

表 4 中对于每一类基金,  $t$  统计量展示的是真实基金的择时能力在尾部和顶端 10%、5%、3% 和 1% 处的取值,  $p$  值表示假想基金在 10 000 次重新采样中择时能力超过真实基金临界值的比例。对于全样本和所有风格的基金, 相较于分布右端择时能力较强的真实基金, 假想基金的  $p$  值在 90%、95%、97% 和 99% 分位数处的取值均小于 0.01, 故在 99% 的置信水平上, 应拒绝“伪”基金与真实基金在择时能力方面不存在显著差异的原假设。

表 4 市场择时的靴值分析

策略	Bottom $t$ -stat for $\gamma$				Top $t$ -stat for $\gamma$				
	1%	3%	5%	10%	10%	5%	3%	1%	
Goetzmann-FH7									
所有基金	$t$	-4.67	-3.53	-3.01	-2.27	2.22	2.97	3.66	5.01
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
股票型	$t$	-4.68	-3.53	-3.07	-2.30	2.07	2.74	3.36	4.55
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
宏观对冲	$t$	-4.13	-2.95	-2.70	-2.14	3.36	4.72	5.12	6.46
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(续表)

策略	Bottom $t$ -stat for $\gamma$				Top $t$ -stat for $\gamma$				
	1%	3%	5%	10%	10%	5%	3%	1%	
Goetzmann-FH7									
混合型	$t$	-3.03	-2.55	-2.17	-1.72	2.20	2.77	3.66	5.54
	$p$	0.0710	0.0126	0.0136	0.0065	0.0000	0.0003	0.0015	0.0000
相对价值	$t$	-4.49	-3.98	-3.96	-1.86	2.73	3.72	4.28	5.78
	$p$	0.0016	0.0003	0.0000	0.0033	0.0000	0.0000	0.0006	0.0004
债券型	$t$	-4.31	-3.90	-2.87	-2.40	2.99	4.49	5.09	8.00
	$p$	0.0014	0.0015	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000

注：靴值分析对不同仿真次数和残差分布的假设基本稳健。

对于 10 000 次重新采样，每次挑选出择时  $t$  统计量位于截面最高 10% 处的假想基金，画出其核密度分布，如图 3 阴影部分所示。作为参考线，图 3 中的虚线对应表 4 中分布右端列“10%”处各组基金的  $t$  值，刻画了真实基金中择时项  $t$  统计量最高 10% 处的取值。比较相对位置可知，假想基金的  $t$  统计量整体落在参考线左边，表明“伪”基金因随机因素获得的正择时能力，远弱于真实基金的市场择时能力。

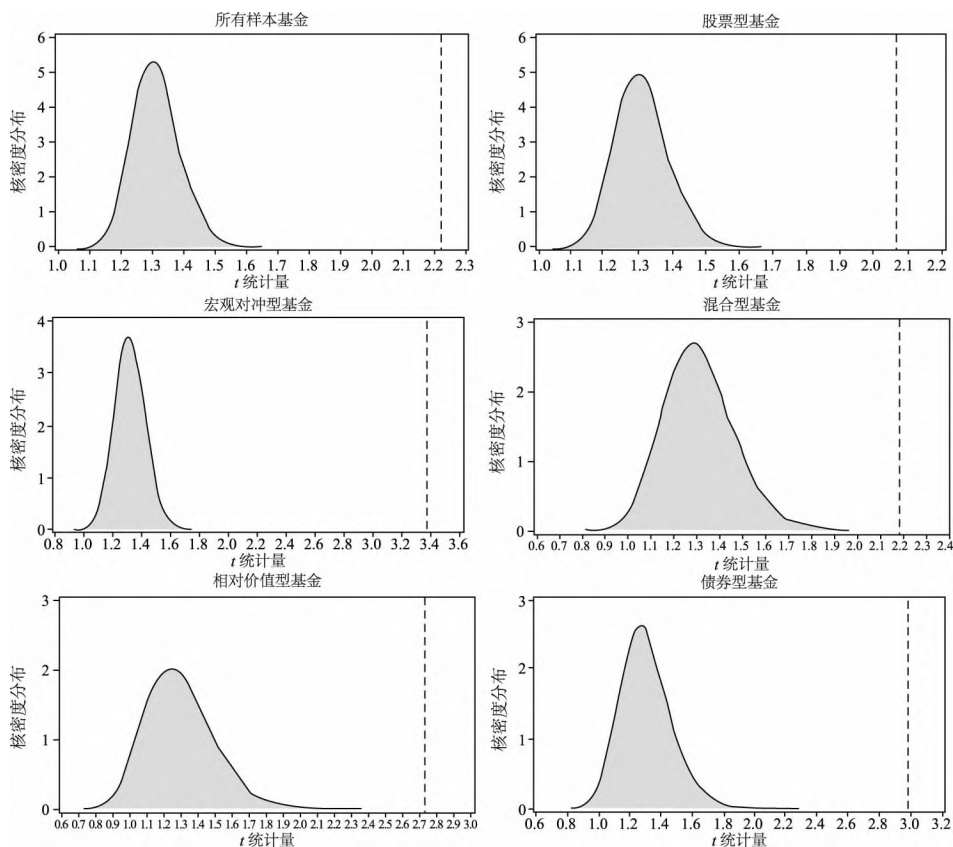


图 3 市场择时：对比真实、假想基金的  $t$  值分布

## (二) 流动性择时

依据式(10) ( $Timing_t = MKT_{t+1}(Liq_{t+1} - \overline{Liq})$ ), 表5报告了流动性择时的截面分布。以股票型基金为例, 依据PS-FH7模型时, 流动性择时项 $t$ 统计量不低于2.326的基金数量占11.92%, 表明流动性择时能力较强的股票型基金占比高于正态分布相应的比例(1%)。对比表2与表5可见, 流动性择时能力在不同策略之间的分化程度小于市场择时的分化程度。

表5 流动性择时的截面分布

策略	基金占比							
	$t \leq -2.326$	$t \leq -1.960$	$t \leq -1.645$	$t \leq -1.282$	$t \geq 1.282$	$t \geq 1.645$	$t \geq 1.960$	$t \geq 2.326$
PS-FH7								
所有基金	6.82%	9.88%	13.68%	18.66%	26.30%	19.75%	15.65%	11.60%
股票型	7.14%	10.48%	13.80%	18.52%	26.74%	20.12%	15.84%	11.92%
宏观对冲	4.29%	6.31%	10.35%	14.90%	27.78%	22.73%	17.17%	11.36%
混合型	7.31%	9.63%	15.95%	21.26%	28.57%	20.27%	18.27%	14.29%
相对价值	2.22%	2.66%	13.30%	20.18%	21.29%	14.63%	11.75%	6.87%
债券型	9.84%	12.20%	13.78%	22.44%	18.11%	13.78%	12.20%	8.66%

类似地, 表6对流动性择时进行靴值分析。以宏观对冲型基金为例, 真实基金择时 $t$ 统计量在90%、95%、97%和99%分位数处的取值分别为2.47、3.30、4.59和5.79, 在10000次重新采样中, 假想基金对应分位数处的 $t$ 统计量甚至没有一次超越这些临界值。由此, 对于表现出强流动性择时能力的基金, 其显著为正的流动性择时系数并非仅源于投资经理的运气。

表6 流动性择时的靴值分析

策略	PS-FH7	Bottom $t$ -stat for $\gamma$				Top $t$ -stat for $\gamma$			
		1%	3%	5%	10%	10%	5%	3%	1%
所有基金	$t$	-4.49	-3.17	-2.65	-1.95	2.52	3.47	4.16	5.71
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
股票型	$t$	-4.49	-3.24	-2.67	-2.03	2.54	3.52	4.16	5.67
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
宏观对冲	$t$	-3.61	-2.83	-2.09	-1.69	2.47	3.30	4.59	5.79
	$p$	0.0028	0.0001	0.0067	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
混合型	$t$	-4.71	-3.05	-2.63	-1.92	2.74	3.54	4.55	5.92
	$p$	0.0004	0.0074	0.0014	0.0004	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000
相对价值	$t$	-3.31	-1.95	-1.90	-1.84	2.07	2.81	3.44	5.92
	$p$	0.0468	0.4737	0.1917	0.0090	0.0009	0.0016	0.0072	0.0002
债券型	$t$	-5.43	-3.85	-3.37	-2.25	2.13	3.00	3.58	5.29
	$p$	0.0010	0.0063	0.0000	0.0001	0.0006	0.0009	0.0041	0.0002

### (三) 波动性择时

基于 VOL-FH7 模型估算私募基金的波动性择时能力，表 7 报告其截面分布。各类策略中择时能力显著的基金 ( $t \leq -1.282$ ) 占比不低于 25%，在相对价值型策略中高达 63.86%。对比本文探讨的三种市场条件，波动性择时的行为最为普遍，这一发现也与直觉相符——与难以预测的市场收益不同，市场波动性具有一定的惯性，由此可能导致波动性择时相较于其他市场条件更容易被基金经理运用，也更容易被有效识别。

表 7 波动性择时的截面分布

策略	基金占比								
	VOL-FH7	$t \leq -2.326$	$t \leq -1.960$	$t \leq -1.645$	$t \leq -1.282$	$t \geq 1.282$	$t \geq 1.645$	$t \geq 1.960$	$t \geq 2.326$
所有基金		25.98%	32.70%	38.90%	45.96%	9.09%	6.35%	4.59%	2.82%
股票型		26.80%	33.90%	39.96%	46.30%	8.77%	6.32%	4.56%	2.71%
宏观对冲		20.71%	24.24%	27.78%	34.34%	10.86%	6.06%	4.04%	3.28%
混合型		25.58%	31.23%	38.21%	43.52%	12.96%	7.31%	5.98%	4.65%
相对价值		24.17%	32.59%	43.24%	63.86%	4.43%	2.88%	2.22%	1.33%
债券型		15.75%	15.75%	20.87%	25.98%	18.50%	12.60%	8.66%	5.51%

表 8 报告了波动性择时的靴值分析。波动性择时能力较强的基金集中在  $t$  统计量分布的左端，单侧的  $p$  值均小于 0.01，可见“伪”基金即使凭借随机因素获得负择时系数，其波动性择时能力依然弱于真实基金。

表 8 波动性择时的靴值分析

策略	VOL-FH7	Bottom $t$ -stat for $\gamma$				Top $t$ -stat for $\gamma$			
		1%	3%	5%	10%	10%	5%	3%	1%
所有基金	$t$	-6.71	-5.13	-4.41	-3.65	1.19	1.88	2.29	3.57
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.9917	0.0080	0.0003	0.0000
股票型	$t$	-6.71	-5.26	-4.45	-3.74	1.17	1.87	2.24	3.54
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.9985	0.0130	0.0035	0.0000
宏观对冲	$t$	-5.57	-4.40	-3.73	-3.10	1.32	1.87	2.38	4.27
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.4118	0.1044	0.0109	0.0000
混合型	$t$	-6.98	-5.65	-4.56	-3.74	1.50	2.23	3.07	4.28
	$p$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0927	0.0145	0.0045	0.0002
相对价值	$t$	-7.53	-4.42	-4.11	-3.00	-0.04	1.14	1.53	3.11
	$p$	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	1.0000	0.9992	0.9769	0.0678
债券型	$t$	-5.53	-4.17	-3.86	-3.05	1.74	2.51	2.91	4.50
	$p$	0.0001	0.0006	0.0000	0.0000	0.0139	0.0072	0.0110	0.0009

#### (四) 异质性检验

##### 1. 时序异质性：极端市场环境

在市场急剧变化的极端环境中，私募基金作为主动型机构投资者，能够凭借对市场态势的预测而及时调整风险暴露 (Gao *et al.*, 2020)。如果私募基金的择时能力存在强弱分化，那么可以预期这种截面差异会在极端市场环境中更为显著。本文的样本区间涵盖了两次典型的极端时期，分别是 2008 年金融危机期间 (2007 年 8 月至 2009 年 3 月) 和 2015 年股灾期间 (2015 年 6 月至 7 月)。考虑到择时能力考察的是基金经理对市场条件的预判，表 9 中以极端时期结束时点为界，回溯 24 个月的历史收益估计择时的截面分布。结果可见，极端环境中强择时基金的占比高于全样本区间的比例，且波动性择时依然最为普遍。综合来看，在市场震荡的环境中，基金的择时能力得以凸显。

表 9 极端市场环境中的择时

基金占比		$t \leq -2.326$	$t \leq -1.960$	$t \leq -1.645$	$t \leq -1.282$	$t \geq 1.282$	$t \geq 1.645$	$t \geq 1.960$	$t \geq 2.326$
市场趋势择时	2008 年危机	8.13%	9.38%	12.50%	17.50%	25.63%	20.63%	16.88%	9.38%
	2015 年股灾	14.24%	16.36%	18.72%	23.57%	38.85%	33.10%	29.47%	24.89%
	全样本区间	9.52%	12.83%	16.36%	21.43%	21.95%	16.61%	12.67%	8.90%
流动性择时	2008 年危机	14.10%	18.59%	21.15%	32.05%	27.56%	24.36%	19.23%	12.82%
	2015 年股灾	12.92%	15.75%	18.25%	21.64%	41.63%	37.51%	33.20%	29.04%
	全样本区间	6.82%	9.88%	13.68%	18.66%	26.30%	19.75%	15.65%	11.60%
波动性择时	2008 年危机	32.22%	38.89%	51.11%	61.11%	13.28%	9.38%	8.20%	7.03%
	2015 年股灾	40.83%	51.21%	57.03%	65.57%	8.70%	7.13%	5.76%	4.90%
	全样本区间	25.98%	32.70%	38.90%	45.96%	9.09%	6.35%	4.59%	2.82%

注：市场走势、流动性和波动性择时分别基于 Goetzmann-FH7、PS-FH7 和 Vol-FH7。2008 年危机区间内有效基金 160 只，2015 年股灾区间内有效基金 2 121 只。

A 股市场上散户活跃 (Jones *et al.*, 2019)，尤其是股灾期间，散户会在泡沫扩大时盲目增大风险敞口 (An *et al.*, 2022)，公募基金与大股东也普遍参与到激进的交易中 (Hansman *et al.*, 2019)，最终遭受巨额亏损。依据本节的结果，私募基金在股灾前夕展现出截然不同的择时表现——主动降低市场风险敞口，规避了市场大幅波动与流动性枯竭的风险。我们推测私募基金可能在极端市场环境中承担了散户或传统机构投资者交易对手方的角色，为缓解系统性风险的传染贡献了力量。



2. 截面异质性：择时能力的来源

本节通过截面异质性检验探究择时能力的潜在来源。若基金存续期较长，经历了较多的极端市场环境，则基金经理可能积累了更多预判市场条件的经验。表10 Panel A中，用存续期作为经验的代理变量，依据其截面中的值将样本基金划分为两组，分别在子样本中检验择时的截面分布。结果可见，在存续期较长的子样本内，私募基金表现出更强的市场走势择时能力，右尾强择时基金的占比不仅高于正态分布的比例，而且高于左尾相应比例。同理，在存续期较长的子样本内，流动性择时的右尾和波动性择时的左尾，强择时基金的占比均高于存续期较短的子样本，前者约是后者的两倍。

表10 择时的截面异质性：能力来源

Panel A: 基金存续期									
基金占比		$t \leq$	$t \leq$	$t \leq$	$t \leq$	$t \geq$	$t \geq$	$t \geq$	$t \geq$
		-2.326	-1.960	-1.645	-1.282	1.282	1.645	1.960	2.326
市场走势择时	较长	8.91%	11.28%	14.36%	18.42%	24.15%	18.84%	14.89%	11.00%
	较短	10.17%	14.46%	18.46%	24.61%	19.64%	14.26%	10.34%	6.69%
流动性择时	较长	9.47%	12.52%	16.24%	21.08%	29.63%	23.61%	20.06%	15.89%
	较短	4.31%	7.37%	11.26%	16.35%	23.13%	16.09%	11.47%	7.54%
波动性择时	较长	33.02%	40.96%	47.90%	55.25%	6.23%	4.34%	3.13%	1.61%
	较短	18.56%	24.01%	29.40%	36.17%	12.09%	8.47%	6.12%	4.10%

Panel B: 管理人在管基金数量									
基金占比		$t \leq$	$t \leq$	$t \leq$	$t \leq$	$t \geq$	$t \geq$	$t \geq$	$t \geq$
		-2.326	-1.960	-1.645	-1.282	1.282	1.645	1.960	2.326
市场走势择时	较多	8.06%	10.47%	13.66%	17.53%	22.51%	16.63%	12.94%	10.11%
	较少	10.27%	14.05%	17.75%	23.44%	21.59%	16.53%	12.46%	8.21%
流动性择时	较多	7.75%	10.77%	13.94%	18.65%	27.21%	20.69%	16.49%	12.15%
	较少	5.02%	8.14%	13.19%	18.67%	24.52%	17.92%	14.01%	10.54%
波动性择时	较多	26.16%	34.27%	41.83%	49.07%	8.89%	6.20%	4.62%	2.08%
	较少	25.81%	31.83%	37.32%	44.29%	9.19%	6.42%	4.57%	3.20%

Panel C: 管理人规模									
基金占比		$t \leq$	$t \leq$	$t \leq$	$t \leq$	$t \geq$	$t \geq$	$t \geq$	$t \geq$
		-2.326	-1.960	-1.645	-1.282	1.282	1.645	1.960	2.326
市场走势择时	较大	9.56%	12.80%	16.44%	21.08%	23.07%	17.82%	13.49%	9.90%
	较小	9.49%	12.86%	16.29%	21.72%	20.92%	15.51%	11.89%	7.97%
流动性择时	较大	7.41%	9.82%	14.02%	19.07%	27.96%	21.69%	17.13%	12.96%
	较小	6.33%	9.92%	13.40%	18.31%	24.89%	18.11%	14.41%	10.46%

(续表)

Panel C: 管理人规模

基金占比		$t \leq -2.326$	$t \leq -1.960$	$t \leq -1.645$	$t \leq -1.282$	$t \geq 1.282$	$t \geq 1.645$	$t \geq 1.960$	$t \geq 2.326$
		波动性择时	较大	26.68%	33.30%	39.88%	46.21%	9.04%	6.08%
	较小	25.04%	31.89%	37.63%	45.57%	9.13%	6.66%	4.70%	3.48%

注: Panel A 依据成立日期估算存续期,按照中值(38个月)划分为两组。Panel B 依据 2007—2018 年间备案的所有私募基金管理人的在管基金数量的中值(29只)划分样本。Panel C 依据管理人自主发行份额的规模是否不低于 10 亿元划分样本。

已有研究表明基金家族具有规模经济,可实现信息优势的共享(Nanda *et al.*, 2004)。如果基金管理人管理较多的基金产品或者管理规模较大,那么该基金家族可能积累更多的信息,并在旗下不同基金之间互溢。表 10 中 Panel B 和 Panel C 验证了这一猜想,即对于在管基金较多或者管理规模较大的管理人,其管理的基金在市场走势、流动性和波动性择时的截面分布中,均表现出更高的强择时者占比。综合而言,私募基金的择时能力可能部分源自经验,部分源自基金家族的信息优势,这些潜在渠道使得私募基金不只是依赖运气来获取绝对收益。

### (五) 依据择时能力的分组

#### 1. 择时能力是基金阿尔法的来源

对于全样本基于 FH7 的估计,市场走势择时能力位于截面上最高十分位内的基金,其择时系数的均值为 0.30,市场风险敞口的均值为 0.61。由此,市场走势择时系数的经济含义是,因择时而产生的月度经济价值  $Goet_t$  每增加 1 单位标准差(0.11),市场走势择时能力最强 10%的基金会选择高出 0.033 的系统性风险敞口( $0.30 \times 0.11$ ),相当于风险敞口均值的 5.41%。同理,流动性择时能力位于最高十分位内的基金的择时系数均值为 0.17,其经济含义是市场整体流动性每高于历史均值 1 单位标准差(1.24)时,流动性择时能力最强 10%的基金,平均而言会选择高出 0.21 的系统性风险敞口,相当于风险敞口均值(0.48)的 43.75%。波动性择时能力最强十分位内的样本基金的择时系数均值为 -43.48,其经济含义是市场收益的条件波动率每高于历史均值 1 单位标准差(0.007)时,波动性择时能力最强 10%的基金会选择比平均水平低 0.304 的市场风险头寸来实现较为保守的投资策略,而这一差异相当于原风险头寸均值(0.39)的 77.94%。由此,基金基于择时而调整敞口的比例在经济意义上颇为显著。

前文验证了私募行业内存在显著分化的择时能力,一个自然而然的延伸是,择时能力能否为投资者创造价值。自 2009 年年初至 2018 年年末,每月未利用过去 24 个月的收益,基于 Goetzmann-FH7、PS-FH7 或 Vol-FH7 动

态估计择时系数，将基金按照择时能力的高低分为五组，持有基金组合一个月再重新分组。表11报告了五分位组合在持有期内的等权重超额收益以及高低组的收益之差。对于择时能力最强的一组基金，其未来一个月的收益高于择时能力最弱的一组约0.24%，在10%的水平上显著异于零。在混合型和债券型基金中，流动性择时能力高、低两组经风险调整后收益之差分别为0.85%和1.06%，年化约为10.69%和13.49%，在统计意义和经济意义上均显著。整体来看，市场走势择时和流动性择时是基金阿尔法的重要来源，而波动性择时虽较为普遍，但收益增值空间有限。

表11 依据择时能力分组的基金组合

组合	Bottom	2	3	4	Top	Top-Bottom Returns	Top-Bottom FH7 alphas
所有基金	0.35	0.33	0.51	0.58	0.59	0.24*	0.22
市场走势择时	(0.85)	(0.84)	(1.38)	(1.46)	(1.30)	(1.71)	(1.22)
流动性择时	0.51	0.38	0.37	0.41	0.26	-0.25	-0.06
	(1.15)	(1.00)	(0.92)	(0.99)	(0.60)	(-1.45)	(-0.36)
波动性择时	0.55	0.58	0.48	0.37	0.37	-0.18	-0.01
	(1.14)	(1.49)	(1.26)	(0.99)	(0.92)	(-1.15)	(-0.03)
股票型	0.29	0.30	0.51	0.54	0.50	0.21	0.14
市场走势择时	(0.69)	(0.71)	(1.25)	(1.26)	(1.00)	(1.29)	(0.76)
流动性择时	0.37	0.40	0.39	0.40	0.15	-0.23	-0.01
	(0.81)	(0.93)	(0.88)	(0.90)	(0.31)	(-1.13)	(-0.03)
波动性择时	0.48	0.59	0.48	0.32	0.29	-0.19	-0.01
	(0.94)	(1.39)	(1.11)	(0.78)	(0.67)	(-1.15)	(-0.06)
宏观对冲	1.81	0.59*	0.96**	1.26**	1.96*	0.16	0.74
市场走势择时	(1.17)	(1.75)	(2.55)	(2.17)	(1.79)	(0.08)	(0.56)
流动性择时	2.38	2.13***	0.72***	0.96**	2.48***	0.11	0.18
	(1.61)	(3.07)	(2.58)	(2.11)	(2.63)	(0.06)	(0.10)
波动性择时	1.72	1.42**	1.10***	0.71	1.57*	-0.15	0.19
	(1.27)	(2.54)	(2.80)	(1.27)	(1.73)	(-0.23)	(0.12)
混合型	-0.23	-0.22	0.16	-0.21	0.60	0.83**	0.39
市场走势择时	(-0.35)	(-0.37)	(0.37)	(-0.78)	(1.07)	(2.23)	(0.96)
流动性择时	-0.25	-0.17	0.12	0.13	0.19	0.44	0.85**
	(-0.48)	(-0.74)	(0.28)	(0.23)	(0.24)	(0.84)	(2.55)
波动性择时	(-0.27)	(-0.29)	(-0.34)	(0.58)	(0.33)	(1.16)	(1.62)
	0.55	0.58	0.48	0.37	0.37	-0.18	-0.01
相对价值	0.27	0.46	0.30	0.50	0.53	0.26	0.41
市场走势择时	(0.71)	(1.16)	(0.71)	(1.42)	(1.45)	(0.83)	(1.25)

(续表)

组合	Bottom	2	3	4	Top	Top-Bottom Returns	Top-Bottom FH7 alphas
流动性择时	0.54 (0.96)	0.70 (1.62)	0.39 (0.82)	0.37 (1.20)	0.19 (0.52)	-0.35 (-0.76)	-0.10 (-0.30)
波动性择时	0.76 (1.34)	0.57 (1.36)	0.35 (1.09)	0.39 (0.89)	0.07 (0.19)	-0.69 (-1.23)	-0.77 (-1.61)
债券型 市场走势择时	0.23 (0.69)	0.03 (0.36)	0.14 (1.63)	0.21*** (2.59)	0.55*** (4.50)	0.32 (1.04)	0.40* (1.76)
流动性择时	-0.20 (-1.34)	0.07 (1.35)	0.17*** (3.40)	0.35*** (4.13)	0.72* (1.84)	0.91** (2.39)	1.06** (2.54)
波动性择时	0.33 (1.15)	0.15*** (2.96)	0.26*** (3.30)	0.20 (1.20)	0.25 (1.58)	-0.08 (-0.37)	-0.12 (-0.40)

注：为保持分组含义一致，表中依据波动性择时能力的分组，本质是依据择时  $t$  统计量的相反数分组。收益单位为%，\*、\*\*和\*\*\*依次表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

## 2. 择时能力缓解清盘风险

本节从另一角度探讨择时能力的价值，即择时是否缓解清盘风险。与传统机构投资者不同，私募基金广泛使用杠杆，资金流具有高度不确定性，由表 1 可知私募行业内清算已常态化。可以预期，善于择时的基金可能在市场条件恶化之前降低风险敞口，化解被清算的风险。故依据全样本区间内波动性择时  $t$  值的高低将各类基金分为五组，分别统计每组中清盘基金的占比，如图 4 所示。可见对于任一策略，清盘基金的占比在波动性择时能力最强的基金组合中均最低。以宏观对冲型基金为例，波动性择时能力最强的一组中清盘基金占比约 3.8%，低于最弱组中的占比 11.4%。结合前一节的结果，虽然波动性择时转化为投资收益的空间有限，但是这一类择时能力有效地缓解了基金被清算的风险。<sup>6</sup>

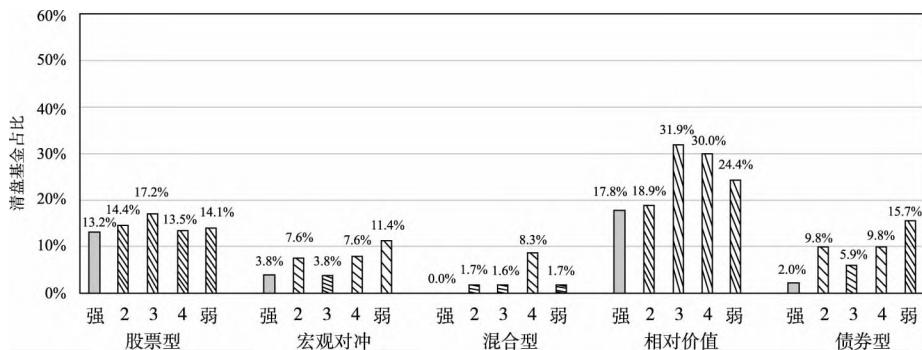


图 4 依据波动性择时能力分组形成的基金组合中清盘基金的占比

<sup>6</sup> 类似地，依据市场走势和流动性择时的能力高低分组，发现市场走势择时在缓解清盘风险上的作用较弱，流动性择时缓解清盘风险的作用主要集中于宏观对冲和混合型基金中。

## （六）稳健性检验

我们从如下若干角度展开稳健性检验。第一，私募基金可能因市场流动性枯竭而被迫降低风险敞口，而这种被动应对会促成“伪”择时。为排除这一可能，参考 Ferson and Schadt (1996)，在式 (7) 的基础上控制滞后择时项来刻画基金对流动性趋势的被动应对。第二，私募基金真正的择时频率不得而知，据此我们估计 Treynor and Mazuy (1966) 主张的择时模型，探讨择时能力的下界。第三，考虑到影响市场流动性的因素颇多，替换使用 Amihud (2002) 提出的弱流动性指标检验流动性择时。第四，参考 Loudon *et al.* (2006)，剔除可观测收益中自相关部分来修正潜在的业绩平滑。第五，参考 Hodder *et al.* (2014)，将清盘收益设为 -100%，缓解潜在的样本业绩上偏。结果发现，具有显著择时能力的基金占比依然高于正态分布的比例，本文的主要结论不发生改变。<sup>7</sup>

## 五、结 论

本文利用 Wind 中迄今统计较为全面的中国私募基金数据，考察了私募基金对市场走势、流动性和波动性的择时能力。结果发现，私募基金中择时能力出众的基金占比高于正态分布预测的比例。与传统的股票型策略相比，相对价值型、宏观对冲型等新型私募基金的择时表现更为突出。此外，私募基金在 2008 年金融危机和 2015 年股灾附近的择时表现更为突出，可见在极端市场环境中，私募基金作为成熟的机构投资者在风险控制上展现出优势。本文进一步运用靴值分析，验证择时表现并非仅源于运气，更多源自基金对市场条件精准预判的能力，而这种能力可能源自经验或者信息优势。最后，我们发现市场走势和流动性择时是部分基金阿尔法的重要来源，而波动性择时能力可以缓解各类风格基金的清盘风险。

从私募基金择时能力的角度理解其收益来源和风控动机，对于制定防范金融市场系统性风险的相应政策，以及利用市场力量和专业机构投资者实现价值增值而言，均具有重要的经济含义。第一，在高度不确定的新兴市场中，私募基金能够预判市场条件，为投资者创造绝对收益，也为促进资源的有效配置提供了更多的渠道。第二，与难以把握市场时机的公募基金不同，私募基金在一定程度上克服了风险承担与市场高度协同的缺陷，有助于提高我国资本市场的机构参与度和投资者成熟度。第三，相对价值型等新型私募基金可以更灵活地运用衍生工具，其卓越的择时能力凸显了资本市场金融创新的重要性和必要性，一方面引导监管层了解市场资产管理行业对衍生品的需求，另一方面也引导市场逐步开放传统机构投资者（如养老金和保险资金等）可

<sup>7</sup> 限于篇幅，稳健性检验报告于附录中，留存备案。

参与配置的资产类别。第四,如何发挥成熟机构投资者影响系统性风险的积极作用,也是学界和监管层关注的前沿话题,本文从择时缓解清算风险的角度做了一些初步的探讨。

## 参考文献

- [1] Agarwal, V., Y. Arisoy, and N. Naik, "Volatility of Aggregate Volatility and Hedge Fund Returns", *Journal of Financial Economics*, 2017, 125 (3), 491-510.
- [2] Aggarwal, R., and P. Jorion, "The Performance of Emerging Hedge Funds and Managers", *Journal of Financial Economics*, 2010, 96 (2), 238-256.
- [3] Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross Section and Time Series Effects", *Journal of Financial Markets*, 2002, 5 (1), 31-56.
- [4] An, L., D. Lou, and D. Shi, "Wealth Redistribution in Bubbles and Crashes", *Journal of Monetary Economics*, 2022, forthcoming.
- [5] Aragon, G., and P. Strahan, "Hedge Funds as Liquidity Providers: Evidence from the Lehman Bankruptcy", *Journal of Financial Economics*, 2012, 103 (3), 570-587.
- [6] Aragon, G., and J. Martin, "A Unique View of Hedge Fund Derivatives Usage: Safeguard or Speculation?", *Journal of Financial Economics*, 2012, 105 (2), 436-456.
- [7] Bali, T., and R. Engle, "The Intertemporal Capital Asset Pricing Model with Dynamic Conditional Correlations", *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57 (4), 377-390.
- [8] Brav, A., W. Jiang, S. Ma, and X. Tian, "How Does Hedge Fund Activism Reshape Corporate Innovation?", *Journal of Financial Economics*, 2018, 130 (2), 237-264.
- [9] Brunnermeier, M., and S. Nagel, "Hedge Funds and the Technology Bubble", *The Journal of Finance*, 2004, 59 (5), 2013-2040.
- [10] Cao, C., Y. Chen, B. Liang, and A. Lo, "Can Hedge Funds Time Market Liquidity?", *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (2), 493-516.
- [11] Cao, C., B. Liang, A. Lo, and L. Petrasek, "Hedge Fund Holdings and Stock Market Efficiency", *The Review of Asset Pricing Studies*, 2017, 8 (1), 77-116.
- [12] 曹泉伟、陈卓,《中国私募基金研究报告》。北京:经济科学出版社,2019年。
- [13] Carhart, M., "On Persistence in Mutual Fund Performance", *The Journal of Finance*, 1997, 52 (1), 57-82.
- [14] Cave, A., G. Hubner, and D. Sougne, "The Market Timing Skills of Hedge Funds During the Financial Crisis", *Managerial Finance*, 2012, 38 (1), 4-26.
- [15] Chen, Y., "Timing Ability in the Focus Market of Hedge Funds", *Journal of Investment Management*, 2007, 5 (1), 66-98.
- [16] Chen Y., and B. Liang, "Do Market Timing Hedge Funds Time the Market?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2007, 42 (4), 827-856.
- [17] 陈道轮、陈欣、陈工孟、张晓燕,“阳光私募基金经理具有卓越的投资能力吗?”,《财经研究》,2013年第12期,第85—99页。
- [18] 陈道轮、陈强、徐信喆、陈欣,“融资融券和股指期货催生了中国真正的‘对冲基金’吗?——来自‘阳光私募’基金的证据”,《财经研究》,2014年第9期,第73—85页。
- [19] Dudley, E., and M. Nimalendran, "Margins and Hedge Fund Contagion", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46 (5), 1227-1257.
- [20] Fama, E., and K. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 1993, 33 (1), 3-56.
- [21] Fama, E., and K. French, "A Five-factor Asset Pricing Model", *Journal of Financial Economics*,

- 2015, 116 (1), 1-22.
- [22] Ferson, W., and R. Schadt, “Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions”, *Journal of Finance*, 1996, 51 (2), 425-460.
- [23] Fung, W., and D. Hsieh, “Empirical Characteristics of Dynamic Trading Strategies: The Case of Hedge Funds”, *The Review of Financial Studies*, 1997, 10 (2), 275-302.
- [24] Fung, H., X. Xu, and J. Yau, “Global Hedge Funds: Risk, Return, and Market Timing”, *Financial Analysts Journal*, 2002, 58 (6), 19-30.
- [25] Fung, W., and D. Hsieh, “Hedge Fund Benchmarks: A Risk-based Approach”, *Financial Analysts Journal*, 2004, 60 (5), 65-80.
- [26] Gao, C., T. Haight, and C. Yin, “Fund Selection, Style Allocation, and Active Management Abilities: Evidence from Funds of Hedge Funds’ Holdings”, *Financial Management*, 2020, 49 (1), 135-159.
- [27] Getmansky, M., P. Lee, and A. Lo, “Hedge Funds: A Dynamic Industry in Transition”, *Annual Review of Financial Economics*, 2015, 7, 483-577.
- [28] Giambona, E., and J. Golec, “Mutual Fund Volatility Timing and Management Fees”, *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33 (4), 589-599.
- [29] Glosten, L., and R. Jagannathan, “A Contingent Claim Approach to Performance Evaluation”, *Journal of Empirical Finance*, 1994, 1 (2), 133-160.
- [30] Goetzmann, W., J. Ingersoll, and Z. Ivković, “Monthly Measurement of Daily Timers”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2000, 35 (3), 257-290.
- [31] Hansman, C., H. Hong, W. Jiang, Y. Liu, and J. Meng, “Riding the Credit Boom”, 2019, Working Paper.
- [32] Henriksson, R., and R. Merton, “On Market Timing and Investment Performance”, *Journal of Business*, 1981, 54 (4), 513-533.
- [33] Hodder, J., J. Jackwerth, and O. Kolokolova, “Recovering Delisting Returns of Hedge Funds”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2014, 49 (3), 797-815.
- [34] Jagannathan, R., A. Malakhov, and D. Novikov, “Do Hot Hands Exist Among Hedge Fund Managers? An Empirical Evaluation”, *The Journal of Finance*, 2010, 65 (1), 217-255.
- [35] Jame, R., “Liquidity Provision and the Cross Section of Hedge Fund Returns”, *Management Science*, 2018, 64 (7), 3288-3312.
- [36] Jones, C., D. Shi, X. Zhang, and X. Zhang, “Chinese Retail Investors in Stock Market”, Working Paper, 2019.
- [37] Kosowski, R., N. Naik, and M. Teo, “Do Hedge Funds Deliver Alpha? A Bayesian and Bootstrap Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (1), 229-264.
- [38] Loudon, G., J. Okunev, and D. White, “Hedge fund Risk Factors and the Value at Risk of Fixed Income Trading Strategies”, *The Journal of Fixed Income*, 2006, 16 (2), 46-61.
- [39] 路磊、黄京志、吴博, “基金排名变化和羊群效应变化”, 《金融研究》, 2014年第9期, 第177—191页。
- [40] Nanda, V., Z. Wang, and L. Zheng, “Family Values and The Star Phenomenon: Strategies of Mutual Fund Families”, *Review of Financial Studies*, 2004, 17 (3), 667-698.
- [41] Pástor, L., and R. Stambaugh, “Liquidity Risk and Expected Stock Returns”, *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (3), 642-685.
- [42] Sadka, R., “Liquidity Risk and the Cross-section of Hedge-Fund Returns”, *Journal of Financial Economics*, 2010, 98 (1), 54-71.
- [43] Smith, D., N. Wang, Y. Wang, and E. Zychowicz, “Sentiment and the Effectiveness of Technical Analysis: Evidence from the Hedge Fund Industry”, *Journal of Financial and Quantitative Anal-*

- ysis, 2016, 51 (6), 1991-2013.
- [44] Stulz, R., "Hedge Funds: Past, Present, and Future", *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21 (2), 175-194.
- [45] 苏冬蔚、麦元勋, "流动性与资产定价: 基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究", 《经济研究》, 2004年第2期, 第95—105页。
- [46] Teo, M., "The Liquidity Risk of Liquid Hedge Funds", *Journal of Financial Economics*, 2011, 100 (1), 24-44.
- [47] Treynor, J., and K. Mazuy, "Can Mutual Funds Outguess the Market?", *Harvard Business Review*, 1966, 44 (4), 131-136.
- [48] 汪光成, "基金的市场时机把握能力研究", 《经济研究》, 2002年第1期, 第48—55页。
- [49] 肖欣荣、田存志, "私募基金的管理规模与最优激励契约", 《经济研究》, 2011年第3期, 第119—130页。
- [50] 严弘, "中国对冲基金的业绩特征和风险属性", 《清华金融评论》, 2020年第1期, 第14页。

## "Skill" versus "Luck": Uncovering Multi-dimensional Timing Skills and Economic Value of China's Private Investment Funds

XIAOQUAN ZHU

(*University of International Business and Economics*)

CHARLES CAO

(*The Pennsylvania State University*)

ZHUO CHEN\*

(*Tsinghua University*)

**Abstract** The timing ability of private investment funds in China is studied in this paper. Private funds exhibit significant cross-sectional variations in market-, liquidity-, and volatility-timing abilities and such variations are more pronounced in extreme market conditions. Timing abilities reflect skills of experienced managers and information sharing within fund families, as opposed to luck. Different types of timing abilities contribute differently to performance: market- and liquidity-timing improves funds' alphas while volatility-timing reduces funds' failure risk. Overall, private funds differ from traditional institutional investors in risk-taking; their presence improves participant diversity and contributes to the management of systemic risk in the financial system.

**Keywords** private investment funds, multi-dimensional timing skills, risk taking

**JEL Classification** G12, G17, G23

---

\* Corresponding Author; Zhuo Chen, PBC School of Finance, Tsinghua University, No 43 Chengfu Road, Haidian District, Beijing 100083, China; Tel: 86-10-62781370; E-mail: chenzh@pbcfsf.tsinghua.edu.cn