

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

陈道轮^{1,2}, 陈 强³, 徐信喆¹, 陈 欣¹

(1. 上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200052;

2. 普渡大学 克兰纳特管理学院, 美国印第安纳州 西拉法叶 47906;

3. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

摘 要:文章对比考察了融资融券和股指期货推出后出现的三种新型阳光私募与传统的股票策略阳光私募、共同基金和市场指数的绩效表现。研究发现:(1)相对价值和债券策略阳光私募明显优于传统投资工具和市场指数。前者具有“低风险—高收益”的良好性质,其表现尤为突出。(2)尽管事件驱动阳光私募具有较高风险,但是其收益指标优于传统投资工具和市场指数。(3)传统因子模型无法解释相对价值和债券策略阳光私募的绩效表现。文章研究表明,中国已经出现真正的“对冲基金”。

关键词:融资融券;股指期货;对冲基金;阳光私募

中图分类号:F832.39;F832.48;F832.49 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)09-0073-13

一、引 言

1949年,时任《财富》杂志编辑的琼斯在做了一项有关美国股票市场技术分析、趋势投资和市场预测的调查后成立了世界上第一只“对冲基金”(Jones, 1949)。一方面,琼斯相信自己能够识别上涨速度快于市场的股票和下跌速度慢于市场的股票;另一方面,他认为自己无法预测市场走势。基于上述两点,琼斯构造了如下投资策略:做多被低估的股票,同时做空被高估的股票。只要选股准确,无论市场如何变化他都能获得盈利。另外,他还利用做空股票所得资金购买多头股票,从而放大了收益。琼斯基金刚开始一直处于秘密运作状态,直到 Loomis(1966)的报道才为人所知。

根据 *Hedge Fund Research (HFR)* 的统计,2013年第3季度全球对冲基金的资产管理规模达到1.97万亿美元。*Credit Suisse/Tremont* 将现代对冲基金按投资策略划分为股票多/空、股票卖空、股票市场中性、困境证券、并购套利、可转债套利、固定收入债券套利、新兴市场、全球宏观和管理期货等10类。有关策略的定义和分析参见莱比腾(2014)。对冲基金在世界范围内并无严格定义,但一般具有如下特点:(1)收取2%的资产管理费,同时提取

收稿日期:2014-02-15

作者简介:陈道轮(1979—),男,福建晋江人,上海交通大学安泰经济与管理学院、美国普渡大学克兰纳特管理学院联合培养博士生;

陈 强(1982—),男,福建寿宁人,上海财经大学经济学院讲师;

徐信喆(1985—),男,上海人,上海交通大学安泰经济与管理学院博士生;

陈 欣(1975—),男,江西南昌人,上海交通大学安泰经济与管理学院副教授,博士。

20%的投资收益,即所谓的“2—20”费率结构;(2)以私募方式向所谓的合格投资者募集资金;(3)受监管程度远小于共同基金,可以灵活使用各类金融工具,投资策略非常灵活。

我国的对冲基金可以追溯至2002年12月出现的私募证券投资信托计划。这类对冲基金由信托公司作为发行方,资金托管于第三方银行,私募证券投资管理公司则充当基金管理人的角色,它被业界俗称为“阳光私募”。图1给出了2002—2012年阳光私募的发行数量与发行规模,可以将其发展分为三个阶段。第一阶段为2002—2006年,其间阳光私募发展缓慢,各年发行数量分别只有1、24、22、12和66只,发行规模则分别只有0.22、40.92、19.31、6.97和41.46亿元。第二阶段为2007—2009年,其间我国于2007年5月启动股指期货仿真交易,阳光私募发展加快,各年发行数量分别为211、204和473只,发行规模则分别为168.83、140.5和466.59亿元。第三阶段为2010—2012年,其间我国于2010年3月和4月相继推出融资融券和股指期货业务,阳光私募呈现爆炸式增长势头,各年发行数量分别达到723、874和1 004只,发行规模则分别达到751.62、1 036.26和1 866.46亿元。在前两个阶段,由于缺乏做空机制和对冲工具,阳光私募与共同基金并没有本质区别;在第三个阶段,做空机制和对冲工具的出现使得具备对冲与杠杆属性的阳光私募在中国成为可能。因此,业界普遍将2010年视为我国“对冲基金”的元年。

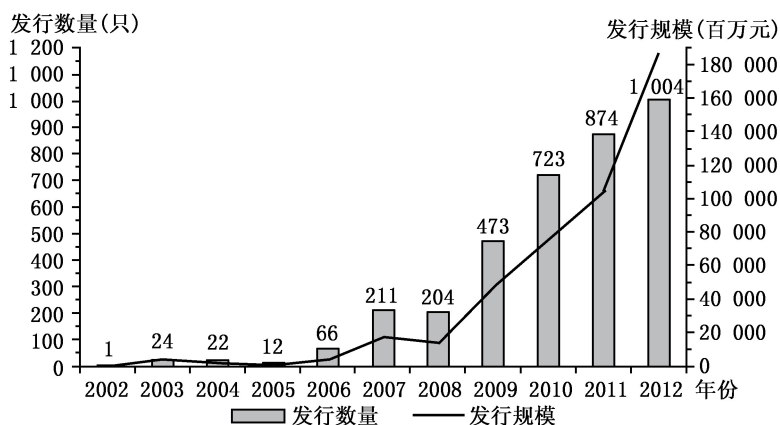


图1 2002—2012年阳光私募的发行数量与发行规模

数据来源:私募排排网、好买基金网、Wind资讯、金融界和港澳资讯。

我国近几年涌现出了一批投资策略类似于西方对冲基金的新型阳光私募,主要包括相对价值、债券策略和事件驱动阳光私募等。其中,相对价值阳光私募在买入被低估证券的同时卖出被高估的证券。配对交易和统计套利为其主要交易技术。前者一般基于基本面分析来判断证券间的定价偏差,而后者则基于数量模型。两者的区别在于,前者为基于基本面分析的周期较长的交易行为,而后者则重在捕捉短期交易机会。还有一种交易技术为基于股指期货的套利策略。比如,当发现沪深300股指期货价格与股票价格指数之差超过一定程度时,卖空指数期货合约,同时买入与沪深300指数高度相关的一组股票,待价差收敛时再反向操作来获利。债券策略则投资于可转债、企业债和国债等各类债券。比如,可转债套利策略通常为:当可转债的转换平价与其标的股票的价格产生折价时,买入可转债的同时卖空标的股票,然后及时将可转债转换为股票用于偿还卖空的股票。事件驱动策略通过关注正在或可能进行兼并、重组、收购和破产清算的公司,事前买入或者卖出目标公司股票,并利用

股指期货或高度相关的股票来对冲系统风险，待事件发生后再平仓获利。比如，当预期贵州茅台有资产注入时，可以事先买入该股票，同时卖出与其高度相关的五粮液。

本文首次全面考察了这三种新型阳光私募的收益分布特性和非因子绩效表现。研究发现：首先，相对价值和债券策略阳光私募的收益分布优于事件驱动、传统投资工具（股票策略阳光私募和共同基金）和市场指数。其中，相对价值阳光私募具有平滑的收益分布，与市场几乎无关，在市场大幅下跌时仍获得正收益；债券策略阳光私募的收益分布与相对价值阳光私募类似，与市场有一定的相关性，在市场大幅下跌时只有少数亏损。其次，三种新型阳光私募的多数非因子收益指标均明显超过传统投资工具和市场指数。比如，2010年11月至2013年3月，相对价值阳光私募的累计收益高达17.57%，债券策略和事件驱动阳光私募分别为0.75%和-1.19%，而股票策略阳光私募、共同基金和沪深300指数的累计跌幅则分别为24.22%、29.46%和38.08%。最后，相对价值和债券策略阳光私募的各项风险指标也均明显优于传统投资工具和市场指数。

本文还首次分析了新型阳光私募基于CAPM和FF3模型的因子绩效指标以及这两个模型对新型阳光私募的解释能力。我们发现，相对价值和债券策略阳光私募基于CAPM和FF3模型的各项因子绩效指标均明显优于传统投资工具。比如，在FF3模型下，相对价值阳光私募的 α 收益比股票策略阳光私募和共同基金分别高0.74%/月和0.32%/月，债券策略阳光私募则分别高0.56%/月和0.14%/月。相对价值阳光私募几乎无市场风险，债券策略阳光私募的市场 β 比股票策略阳光私募和共同基金分别低0.19和0.57。尽管事件驱动阳光私募具有较高风险，但其因子收益指标明显优于传统投资工具。我们还发现，CAPM和FF3模型对相对价值和债券策略阳光私募的解释能力非常低。比如，相对价值和债券策略阳光私募在FF3模型下的调整后 R^2 分别只有12.56%和13.37%，而事件驱动阳光私募为71.64%，股票策略阳光私募为83%，共同基金达到95.33%。这一结果从中国对冲基金角度支持了对冲基金奠基性研究文献Fung和Hsieh(1997a)的重要发现。

杨阳和万迪昉(2010)及酆金梁等(2012)从市场微观结构角度发现融资融券和股指期货有效提高了我国股票市场的运行效率。本文则从投资角度表明融资融券和股指期货业务的推出为我国带来了具有良好的风险—收益特性的新型投资工具，这意味着真正的“对冲基金”在中国已经崭露头角。本文的研究不仅为监管层的金融改革与创新提供了实证支持，而且对今后开展中国对冲基金研究具有重要的借鉴意义。

二、对冲基金绩效评估模型评述

Fung和Hsieh(1997a)将基金的收益按来源分解为两部分：投资组合中资产价格变动产生的收益和交易策略产生的收益。共同基金一般采用买入并持有(Buy-and-Hold)的静态交易策略，其收益主要来自前者。对冲基金则可以灵活地使用各种金融工具和杠杆，具有动态的交易策略，其收益主要来自后者。他们对比分析了Sharpe(1992)基于8种资产的风格因子模型(Asset-Based Style Factor Model, ABS模型)对共同基金和对冲基金的解释能力，发现在所考察的3327只美国共同基金中， R^2 大于50%的基金比例达到92%，而在所考察的409只对冲基金中，近一半的 R^2 小于25%。因此，传统因子模型并不适用于对冲基金。他们利用主成分分析法从对冲基金中提取出5个相互正交的主成分，然后利用仅与各个主成分相关的对冲基金构造出5个基于基金收益的风格因子：“系统/趋势”策略因子、“系统/机会”策略因子、全球宏观策略因子、困境策略因子和价值策略因子。他们利用非参状态

和回归方法进一步发现:前 3 个因子与 8 种传统资产在正常情况下均不相关,反映了对冲基金的动态交易策略;后 2 个因子则分别与美国高收益公司债券和股票高度相关。他们将前 3 个因子和高收益公司债券加入 ABS 模型后发现,扩展后的模型可以很好地解释 85% 的共同基金和 40% 的对冲基金。最后,他们认为必须具体分析不同类型对冲基金的风险—收益特性,以便构造出适用于评估该行业绩效的因子模型。

根据 Fung 和 Hsieh(1997a)的建议,Fung 和 Hsieh(1997b)考察了被称之为商品交易顾问(*Commodity Trading Advisor, CTA*)的一类对冲基金,并同样利用主成分分析法,从中筛选出采取趋势跟踪策略的一组基金。他们发现:该组基金在全球证券市场大涨和大跌时均获得了显著的正收益,其收益特征类似于回望跨式期权,基于该组基金收益的单因子模型可以很好地解释 CTA 基金的业绩。Fung 和 Hsieh(2001)进一步利用交易所交易期权复制出 5 个回望跨式期权组合,用于模拟可能存在于不同市场的原始趋势跟踪策略(*Primitive Trend-Following Strategy, PTFS*):股票 PTFS、债券 PTFS、利率 PTFS、货币 PTFS 和商品 PTFS。他们发现,由后 4 种 PTFS 组成的四因子模型对趋势交易对冲基金具有很强的解释能力。

Fung 和 Hsieh(2002)考察固定收益债券对冲基金后发现:这类基金一般在买入信用评级较低债券的同时卖出信用评级较高的国债;当信用评级较低的债券与国债间的利差发生变化时,这类基金将面临利差风险。Fung 和 Hsieh(2004a)则发现,股票多/空对冲基金对小盘股和大盘股之间的收益差以及股票市场均具有明显的风险暴露,原因在于这类基金在做多小盘股的同时做空大盘股,并保持一定的股票多头仓位。

基于上述研究成果,Fung 和 Hsieh(2004b)建立了一个目前已被广泛用于美国对冲基金绩效评估的七因子模型(*FH7 模型*)。FH7 模型的优点首先在于避免了 Fung 和 Hsieh(1997a)中基于对冲基金收益的因子模型存在的各种样本问题。另外,FH7 模型的因子均由市场上可观察的基础资产及其衍生品的收益构造而来,不仅可以考察对冲基金经理获取超额收益的能力,还可用于评估特定对冲基金所面临的系统风险的变化,而基于对冲基金收益的因子模型只能用于解释对冲基金自身收益的横截面差异。

三、研究设计

(一)阳光私募样本

我们从私募排排网、好买基金网、Wind 资讯、金融界和港澳资讯等 5 个金融数据服务商那里收集到 1 704 只非结构化阳光私募,数据区间为 2003 年 1 月至 2013 年 3 月。^① 基金信息包括:基金名称、成立日期、发行规模、资产管理费、业绩提成费、投资策略和每月净值等。目前,只有私募排排网和好买基金网提供基金的投资策略信息。两家数据服务商对投资策略的分类方式类似但不完全相同,阳光私募在向特定数据服务商报告信息时会被要求选择与其实际投资风格相符的策略类型。私募排排网将阳光私募按投资策略分为股票策略、相对价值、债券策略、事件驱动、宏观策略、管理期货和复合策略等 7 种类型,而好买基金网则将其分为股票型、多空仓型、市场中性、套利型、债券型、定向策略、宏观策略、管理期货和多

^①我国的“阳光私募”基金按投资者结构可分为结构化和非结构化两类。其中,结构化产品将投资者分为“优先”和“劣后”两类。优先投资者享受固定收益或固定收益加一定的浮动收益,劣后投资者则承担基金亏损的全部风险。若盈利,在支付前者约定收益后,基金剩余收益归后者所有。因此,结构化产品无法反映基金真正的投资收益。非结构化产品的所有投资者则共担风险并共享收益,其历史收益率可以反映基金的实际投资收益。鉴于此,本文仅考察非结构化阳光私募。

策略等 9 种类型。我们通过策略名称的字面含义以及对比阳光私募在两家数据服务商中的分类,认为好买基金网的股票型和多空仓型可归入私募排排网的股票策略,市场中性和套利型可归入相对价值,而定向策略则可归入事件驱动。下文的分析将基于私募排排网的策略分类体系。

与共同基金不同,对冲基金一般无需向监管机构披露运作信息,但通常会主动向第三方数据服务商提供一些基本信息。西方学者指出了由此引致的几个样本偏误问题。第一个问题为选择偏误(*Selection Bias*),指的是基于某特定数据服务商的对冲基金样本不具有代表性。比如,Agarwal 和 Naik(2004)对比了 TASS、HFR 和 ZCM/MAR 记录的美国对冲基金,发现截至 2000 年底,三个数据库中分别记录了 983、1 063 和 828 只对冲基金,但其中只有 309 只同时被这三个数据库所记录。Kosowski 等(2007)、Aragon 和 Martin(2012)以及 Aiken 等(2013)建议从多个渠道获取尽可能完整的样本以减少选择偏误。本文的阳光私募数据来自国内 5 个较大的数据服务商,从而尽可能减少了该问题。

第二个问题为幸存偏误(*Survivorship Bias*)。西方学术界一般将数据服务商跟踪的基金分为幸存基金和消亡基金。前者指的是在某个时点仍在运行并继续向数据服务商更新信息的基金,而后者指的是因清算、并入其他基金、更名以及停止更新信息等原因而被数据服务商从数据库中剔除的基金。Liang(2000)、Baquero 和 Verbeek(2005)以及 Jagannathan 等(2010)均发现基金消亡与其以往业绩显著负相关。评估基金绩效时若仅使用幸存基金样本将获得上偏估计结果,从而导致幸存偏误问题。西方的数据服务商在早期并未保留消亡基金。比如,西方学者普遍使用的 TASS 数据库从 1994 年才开始保留消亡基金数据。为了降低该偏误,西方学者一般仅使用 1994 年以后的基金样本。私募排排网会定期将清算后的阳光私募从“存续期产品库”移至“已清盘产品库”,并记录清盘时间和清盘原因。陈道轮等(2013)发现,我国阳光私募同样存在幸存偏误问题,2003—2012 年幸存基金组合与所有基金组合的平均年化收益差为 0.99%。本文的阳光私募样本包含已清盘基金,从而缓解了该问题。

第三个问题为受管价格偏误(*Managed-Price Bias*),即对冲基金经理操纵所持资产价格以达到粉饰基金业绩的目的。造成该偏误的一个原因为某些对冲基金会持有一些流动性较差的小盘股、OTC 证券和困境资产等,这些资产一般无法被市场及时有效定价,基金经理对外公布业绩信息时往往直接使用过去的价格。Asness 等(2001)称之为非流动性偏误(*Illiquidity Bias*)。另一个原因为 Liang(2003)指出的收益平滑行为:对冲基金对外公布的业绩信息无需经第三方机构审计,基金经理具有粉饰基金业绩的强烈动机。Getmansky 等(2004)假设对冲基金的报告收益是其当期与过去多期经济收益(*Economic Return*,即真实收益)的加权平均,在此基础上设计出一个自回归计量模型(简称 GLM 模型),用于提取对冲基金的真实收益,从而降低受管价格偏误。由于 GLM 模型要求基金具有 3 年以上的历史数据,而我国大多数阳光私募(尤其是新型阳光私募)的成立时间很短,因此本文暂时无法检验该偏误在我国阳光私募中的严重程度。

最后一个问题为回填偏误(*Backfill Bias*)。西方很多对冲基金往往在运行一段时间并取得较好的业绩后(即孵化期)才主动对外公布信息,导致基金从成立到开始被数据服务商记录之间的原始收益具有上偏倾向。Fung 和 Hsieh(2000)发现,1994—1998 年 TASS 记录的对冲基金的孵化期中位数约为 12 个月,基金收益上偏 1.4%/年。为了消除回填偏误,西方学者一般仅使用基金开始被数据服务商记录之后的数据。我国的数据服务商并未提

供基金被纳入数据库的日期,因此暂时无法判断阳光私募是否存在回填偏误。

表 1 报告了按投资策略分组的阳光私募月超额收益率和基本特征的描述性统计。相对价值、债券策略、事件驱动和股票策略阳光私募的月超额收益率分别为 0.27%、0.29%、-0.09%和-0.48%,波动率分别为 1.1%、0.89%、7.0%和 5.18%。这初步说明前两类阳光私募的风险-收益特性优于后两类。相对价值和债券策略阳光私募的业绩提成费分别为 23.1%和 30%,高于事件驱动和股票策略阳光私募的 20.2%和 20.3%。3 种新型阳光私募的平均年龄均在 12 个月左右,股票策略阳光私募的平均年龄则为 30 个月。下文在分析时剔除了样本数很少的宏观策略、复合策略和管理期货阳光私募(分别为 1 只、1 只和 2 只)以及未说明投资策略的 104 只阳光私募。

表 1 阳光私募月超额收益率和基本特征的描述性统计

变量	相对价值(28 只)		债券策略(63 只)		事件驱动(81 只)		股票策略(1 424 只)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
月超额收益率(%)	0.272	1.104	0.285	0.889	-0.085	6.988	-0.48	5.179
发行规模(百万元)	89.633	27.124	147.291	158.127	93.378	89.759	93.026	174.895
资产管理费(%)	1.436	0.338	1.025	0.035	1.671	0.539	1.691	0.305
业绩提成费(%)	23.077	4.804	30	17.321	20.2	1.0	20.277	2.614
年龄(月)	11.231	8.636	14.048	10.444	14.850	6.739	29.829	17.732

注:使用 1 年期定期存款利率作为无风险利率。

(二)研究方法

参照 Chen 和 Liang(2007)基于组合水平的分析方法,我们按投资策略分组构造等权重阳光私募指数来考察我国阳光私募的绩效表现,优点在于:可以降低个体水平分析时基金收益率时间序列间相关性引起的统计推断误差;相对价值、债券策略和事件驱动阳光私募的平均年龄很短,该方法可以充分利用时间序列样本较少的一些基金。相对价值阳光私募诞生于 2010 年 11 月,因此下文在分析时仅使用从该月至 2013 年 3 月共 29 个月的数据。

1. 非参状态分析。对冲基金因采取灵活的投资策略而表现出与传统投资工具迥异的收益分布特征。借鉴 Fung 和 Hsieh(1997a)的非参状态法,我们首先对比分析各类阳光私募、共同基金和沪深 300 指数在不同市况下的收益分布。具体步骤为:(1)将沪深 300 指数的收益时间序列从小到大排序分成 5 组,计算出每组的平均收益以代表 5 个不同市况。状态 1 表示最坏的市况,状态 2 表示第 2 坏的市况,状态 3 表示正常的市况,状态 4 表示第 2 好的市况,状态 5 表示最好的市况。(2)对比分析各类阳光私募和共同基金在不同市况下的平均收益。

2. 非因子绩效分析。我们然后考察阳光私募、共同基金和沪深 300 指数基于自身收益的多项业绩度量指标(非因子绩效指标)。莱比腾(2014)指出,由于对冲基金收益分布的非正态性,原始收益率、波动率和夏普比率等指标无法完全刻画其收益特征。因此,我们还选取了以下 3 个指标:

(1)盈亏比(Profit/Loss Ratio, PLR): $PLR = \frac{Total\ Gain/Number\ of\ Winning\ Trades}{Total\ Lose/Number\ of\ Losing\ Trades}$ 。盈亏比为某

时间段内所有盈利交易的平均盈利与所有亏损交易的平均亏损之比。有些对冲基金会基于大量的历史数据设计出一套相对固定的交易规则,将其转换为交易程序后由交易系统自动进行投资。该指标常被用于考察这类交易系统的盈利能力。(2)修正风险值(Modified Value at Risk, MVaR):

$MVaR = E[R] + Z\sigma(R)$, $Z = z_p + \frac{1}{6}(z_p^2 - 1)S + \frac{1}{24}(z_p^3 - 3z_p)K - \frac{1}{36}(2z_p^3 - 5z_p)S^2$ 。其中, z_p 为特

定置信水平下以收益标准差度量的下行风险个数, S 为偏度, K 为峰度。本文取 $z_p = -1.96$, 对应

95%的置信水平。(3)修正夏普比率(*Modified Sharpe Ratio*, *MSR*): $MSR = \frac{E[R - R_f]}{|MVaR|}$ 。MVaR 通常为负,因此分母取绝对值。

3. 因子模型分析。Fung 和 Hsieh(1997a)发现传统因子模型并不适用于对冲基金,因为许多对冲基金基于传统因子模型的 R^2 非常低且因子估计系数往往不显著。因此,本文进一步考察了 CAPM 和 FF3 这两个因子模型对我国阳光私募的适用性以及相应的因子绩效指标。一般而言,利用如下的因子模型可以将基金的收益/风险分解为与系统相关的收益/风险和仅与基金本身相关的收益/风险:

$$R_t - R_{f,t} = \alpha + \beta(R_{m,t} - R_{f,t}) + \sum_{k=1}^K \theta_k F_{k,t} + \varepsilon_t \tag{1}$$

其中, R_t 为基金收益, $R_{f,t}$ 为无风险收益, $R_{m,t}$ 为市场基准组合收益, $F_{k,t}$ 为其他风险因子。下文将主要考察以下因子绩效指标:(1) α 收益: α 收益用于度量基金因承担仅与其本身相关的风险(即特质风险, *Idiosyncratic Risk*)而获得的超额收益,可用式(1)中的截距项 α 来表示。(2)市场风险:市场风险用于度量基金与市场整体走势的相关度,可用式(1)中的系数 β 来表示。(3)特质风险:特质风险度量仅与基金本身相关的风险,可用式(1)中残差的标准差 $\sigma(\varepsilon_t)$ 来表示。(4)估价比率(*Appraisal Ratio*, *AR*): $AR = \frac{\alpha}{\sigma(\varepsilon_t)}$,用于度量基金承担单位特质风险所获得的 α 收益。

四、实证结果分析

表 2 报告了各类阳光私募和共同基金在不同市况下的平均月收益率。我们将沪深 300 指数收益率时间序列从小到大排序,将 2010 年 11 月至 2013 年 3 月的市场划分为 5 个市况。其中,市况 1 表示市场急剧下跌,其间沪深 300 指数的平均月收益率为-7.52%;市况 5 表示市场急剧上涨,其间沪深 300 指数的平均月收益率为 8.27%。我们发现,相对价值阳光私募在各个市况下均取得了正收益,具有较平滑的收益分布,与市场的相关性很弱(其平均月收益率在市况 1 和市况 5 下分别为 0.95%和 1.29%,与沪深 300 指数的相关系数仅为 0.08)。债券策略阳光私募与市场有一定的相关性,但在市场大跌时其跌幅很小。事件驱动和股票策略阳光私募的收益分布与市场类似且存在较高的相关度。比如,两者的平均月收益率在市况 1 下分别为-3.87%和-2.86%,在市况 5 下分别为 7.01%和 4.08%,与沪深 300 指数的相关系数分别为 0.76 和 0.75。最后,共同基金与市场同涨同跌,与市场高度相关。

表 2 各类阳光私募和共同基金在不同市况下的平均月收益率 单位:%

市况	沪深 300	相对价值	债券策略	事件驱动	股票策略	共同基金
1	-7.519	0.948	-0.536	-3.866	-2.858	-5.236
2	-5.567	0.224	-0.259	-3.843	-2.433	-4.531
3	-1.050	1.807	1.034	0.923	-0.862	-1.387
4	2.187	0.158	0.652	2.030	0.005	1.571
5	8.270	1.292	0.624	7.010	4.075	7.145
相关系数	1.000	0.083	0.464	0.760	0.745	0.922

注:数据区间为 2010 年 11 月至 2013 年 3 月,共同基金和沪深 300 指数的数据来自同花顺,下表同。最后一行为各类阳光私募、共同基金与沪深 300 指数的全区间相关系数。

表 3 报告了各类阳光私募、共同基金和沪深 300 指数的非因子绩效指标。相对价值、债券策略、事件驱动和股票策略阳光私募的平均月收益率分别为 0.61%、0.03%、-0.04%和 -0.84%,高于共同基金的-1.02%和沪深 300 指数的-1.31%。相对价值阳光私募的盈亏

比高达 4.73,远高于其他指数。另外,相对价值阳光私募的波动率和修正风险值分别只有 1.28%和-2.60%,债券策略阳光私募则分别为 1%和-1.80%。其他指数的波动率和修正风险值均较大,事件驱动阳光私募分别为 5.57%和-9.35%,股票策略阳光私募分别为 3.25%和-7.05%,共同基金分别为 5.02%和-13.22%,沪深 300 指数分别为 5.95%和-16.78%。最后,相对价值和债券策略阳光私募的夏普比率和修正夏普比率均为正,前者分别为 0.48 和 0.23,后者分别为 0.03 和 0.02,其他指数的夏普比率和修正夏普比率则均为负。

表 3 各类阳光私募、共同基金和沪深 300 指数的非因子绩效指标

指数	月收益率(%)	盈亏比	波动率(%)	修正风险值(%)	夏普比率	修正夏普比率
相对价值	0.606	4.727	1.275	-2.596	0.475	0.233
债券策略	0.026	0.961	1.004	-1.796	0.026	0.015
事件驱动	-0.041	1.037	5.561	-9.348	-0.007	-0.004
股票策略	-0.835	0.783	3.249	-7.046	-0.257	-0.119
共同基金	-1.016	1.308	5.022	-13.22	-0.202	-0.077
沪深 300	-1.313	1.051	5.948	-16.776	-0.221	-0.078

表 4 报告了各类阳光私募和共同基金基于 CAPM 和 FF3 模型的回归结果。从 α 收益来看,相对价值阳光私募基于 CAPM 和 FF3 模型的 α 估计值分别为 0.63%和 0.61%,且均在 5%的水平上显著。事件驱动阳光私募的 α 估计值分别为 0.89%和 1.04%,在 CAPM 模型下不显著,在 FF3 模型下则具有 5%的显著性水平。债券策略、股票策略阳光私募和共同基金的 α 估计值均不异于零。从市场风险来看,相对价值阳光私募基于 CAPM 和 FF3 模型的 β 系数估计值均很小且不显著。债券策略阳光私募在两个模型下的 β 系数估计值均仅为 0.08。事件驱动阳光私募的 β 系数估计值较高,分别为 0.71 和 0.65,且在 1%的水平上显著。股票策略阳光私募的 β 系数估计值较低,分别为 0.41 和 0.36,也在 1%的水平上显著。共同基金的 β 系数估计值最大,分别达 0.78 和 0.73,同样在 1%的水平上显著。从特质风险来看,相对价值阳光私募的 $\sigma(\epsilon_t)$ 很小,在 CAPM 和 FF3 模型下分别只有 1.29%和 1.14%。债券策略阳光私募的 $\sigma(\epsilon_t)$ 也很小,在两个模型下均为 0.89%。事件驱动阳光私募的 $\sigma(\epsilon_t)$ 分别高达 3.62%和 2.80%,股票策略阳光私募分别为 2.17%和 1.27%,而共同基金分别为 1.95%和 1.03%。从估价比率来看,相对价值阳光私募基于 CAPM 和 FF3 模型的 AR 均很高,分别为 1.70 和 1.85,债券策略阳光私募分别为 0.50 和 0.44。股票策略阳光私募的 AR 为负,分别为-0.48 和-0.43。事件驱动阳光私募也具有较高的 AR,分别为 0.85 和 1.30。共同基金在 CAPM 模型下的 AR 很小(0.01),在 FF3 模型下则稍大(0.62)。

表 4 各类阳光私募和共同基金基于 CAPM 和 FF3 模型的回归结果

模型	组合	α (%)	β	θ_{SMB}	θ_{HML}	$\sigma(\epsilon_t)$ (%)	AR	Adj. R^2 (%)
CAPM	相对价值	0.630 ** (2.12)	0.018 (0.54)			1.285	1.698	-2.97
	债券策略	0.129 (0.83)	0.079 ** (2.26)			0.893	0.501	18.56
	事件驱动	0.892 (1.44)	0.711 *** (7.35)			3.616	0.854	56.17
	股票策略	-0.300 (-0.82)	0.407 *** (7.44)			2.169	-0.480	53.86
	共同基金	0.006 (0.02)	0.779 *** (16.89)			1.948	0.010	84.41

续表4 各类阳光私募和共同基金基于CAPM和FF3模型的回归结果

模型	组合	α (%)	β	θ_{SMB}	θ_{HML}	$\sigma(\epsilon_t)$ (%)	AR	Adj. R^2 (%)
FF3	相对价值	0.609** (2.40)	0.013 (0.46)	0.193*** (3.02)	0.236* (1.72)	1.140	1.849	12.56
	债券策略	0.113 (0.75)	0.082** (2.20)	0.010 (0.30)	0.062 (0.76)	0.887	0.440	13.37
	事件驱动	1.042** (2.56)	0.650*** (8.71)	0.499*** (3.49)	-0.060 (-0.17)	2.799	1.290	71.64
	股票策略	-0.157 (-0.62)	0.357*** (6.82)	0.329*** (4.39)	-0.184 (-1.32)	1.267	-0.430	83.00
	共同基金	0.183 (0.93)	0.727*** (15.03)	0.203*** (3.98)	-0.404*** (-4.45)	1.026	0.618	95.33

注：市场基准组合用沪深 300 指数来表示，规模因子 SMB 用巨潮小盘与巨潮大盘指数的收益率差值来表示，价值因子 HML 用巨潮价值与巨潮成长指数的收益率差值来表示，指数数据来自同花顺。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为 t 值，下表同。

我们接下来考察模型的解释能力。相对价值阳光私募在 CAPM 和 FF3 模型下的调整后 R^2 分别只有 -2.97% 和 12.56%，债券策略阳光私募分别只有 18.56% 和 13.37%，事件驱动阳光私募分别为 56.17% 和 71.64%，股票策略阳光私募分别为 53.86% 和 83%，共同基金则分别达到 84.41% 和 95.33%。因此，传统因子模型对相对价值和债券策略阳光私募的解释能力非常低。

五、进一步检验

我们在上文通过计算考察期内各类阳光私募、共同基金和沪深 300 指数的各项绩效指标可以直观地对比各自的绩效表现，但缺乏统计上的置信度。我们接下来利用 Fama 和 MacBeth(1973)的滚动窗口法来检验指标差异的显著性。具体步骤如下：(1)从 2011 年 10 月开始的每个月份(共 18 个月)，我们利用过去 12 个月的数据计算各类阳光私募、共同基金和沪深 300 指数的绩效指标，获得每项指标的时间序列。(2)构造如下时间序列模型： $Perf_{ij,t} = \mu_i + \gamma_j D_{j,t} + \sum \delta_q Qtr_q + \epsilon_t$ ，其中 $Perf_{ij,t}$ 为指数 i 或 j 在 t 时刻的某项绩效指标，当 $Perf_{ij,t}$ 属于指数 j 时，哑变量 $D_{j,t}$ 取 1，否则取 0， Qtr_q 为季度哑变量。(3)利用 GMM 方法估计上式，系数 γ_j 的估计值可用于度量指数 j 的绩效指标相对于指数 i 的差异，其 t 值可用于判断差异的显著性。为了减少时间序列自相关性造成的统计推断偏误，我们利用取 3 阶滞后项的 Newey 和 West(1987)方法对 t 值进行修正。

表 5 报告了各类阳光私募、共同基金和沪深 300 指数的非因子绩效指标差异的配对检验结果。除了波动率和修正夏普比率两项指标与债券策略阳光私募无差异以及修正风险值略小于债券策略阳光私募外，相对价值阳光私募的表现近乎最优。比如，相对价值阳光私募的夏普比率比债券策略、事件驱动、股票策略阳光私募以及共同基金和沪深 300 指数分别高 0.19、0.29、0.58、0.5 和 0.51，其波动率比事件驱动、股票策略阳光私募以及共同基金和沪深 300 指数分别低 5.02%、2.3%、4.12% 和 4.94%。债券策略阳光私募的总体表现优于事件驱动、股票策略阳光私募以及共同基金和沪深 300 指数。比如，债券策略阳光私募的夏普比率比事件驱动、股票策略阳光私募以及共同基金和沪深 300 指数分别高 0.1、0.39、0.31 和 0.31，波动率则分别低 4.98%、2.26%、4.08% 和 4.9%。事件驱动阳光私募的各项收益指标均优于股票策略阳光私募和沪深 300 指数，除盈亏比之外的其他收益指标也优于共同基金。事件驱动阳光私募的修正风险值比股票策略阳光私募小 2.88%，比共同基

金和沪深 300 指数分别大 1.98%和 4.41%。股票策略阳光私募的月收益率、波动率和修正风险值优于共同基金和沪深 300 指数,但其夏普比率和修正夏普比率小于后两者。

表 5 各类阳光私募、共同基金和沪深 300 指数的非因子绩效指标差异配对检验

指数 j	指数 i	月收益率(%)	盈亏比	波动率(%)	修正风险值(%)	夏普比率	修正夏普比率
相对价值	债券策略	0.318*** (3.47)	1.626*** (6.41)	-0.043 (-0.65)	-0.348* (-1.85)	0.193** (2.23)	0.187 (0.79)
	事件驱动	0.739*** (4.56)	2.294*** (12.43)	-5.023*** (-37.85)	8.159*** (21.42)	0.292*** (5.60)	0.184*** (4.61)
	股票策略	1.441*** (7.41)	2.430*** (15.03)	-2.302*** (-27.83)	5.280*** (22.79)	0.579*** (7.58)	0.311*** (6.10)
	共同基金	1.622*** (6.07)	2.055*** (11.86)	-4.120*** (-23.89)	10.143*** (23.34)	0.503*** (6.11)	0.260*** (5.07)
	沪深 300	1.811*** (7.02)	2.348*** (11.96)	-4.944*** (-19.29)	12.570*** (17.03)	0.505*** (6.35)	0.258*** (5.07)
债券策略	事件驱动	0.421*** (3.30)	0.668** (2.36)	-4.980*** (-51.71)	8.507*** (16.73)	0.099* (1.89)	-0.003 (-0.01)
	股票策略	1.123*** (9.40)	0.803*** (3.41)	-2.260*** (-31.35)	5.627*** (16.63)	0.386*** (10.89)	0.124 (0.54)
	共同基金	1.304*** (6.78)	0.429 (1.58)	-4.077*** (-22.37)	10.491*** (19.37)	0.310*** (8.95)	0.073 (0.32)
	沪深 300	1.493*** (8.00)	0.722** (2.51)	-4.902*** (-18.44)	12.918*** (15.37)	0.312*** (8.20)	0.072 (0.31)
事件驱动	股票策略	0.702*** (6.95)	0.136* (1.73)	2.720*** (35.11)	-2.879*** (-10.22)	0.287*** (9.87)	0.127*** (8.90)
	共同基金	0.883*** (5.93)	-0.239*** (-5.21)	0.903*** (5.63)	1.984*** (7.53)	0.211*** (6.25)	0.076*** (5.64)
	沪深 300	1.072*** (8.07)	0.054*** (1.88)	0.078 (0.33)	4.411*** (8.73)	0.213*** (7.16)	0.075*** (6.01)
股票策略	共同基金	0.181** (2.35)	-0.374*** (-8.06)	-1.818*** (-14.60)	4.863*** (20.88)	-0.076*** (-6.63)	-0.051*** (-11.82)
	沪深 300	0.370*** (4.61)	-0.082 (-1.09)	-2.642*** (-12.30)	7.290*** (13.10)	-0.075*** (-5.10)	-0.053*** (-7.44)

表 6 报告了各类阳光私募和共同基金基于 $FF3$ 模型的绩效指标差异的配对检验结果。各指数获取超额收益的能力均存在显著差异, α 收益从大到小排序分别为事件驱动、相对价值、债券策略阳光私募、共同基金和股票策略阳光私募。从市场风险 β 系数来看, 相对价值阳光私募明显小于债券策略, 债券策略明显小于股票策略, 股票策略明显小于事件驱动阳光私募和共同基金, 事件驱动阳光私募和共同基金则无差异。各指数的特质风险 $\sigma(\epsilon_i)$ 均存在显著差异, 从小到大排序分别为债券策略、相对价值阳光私募、共同基金、股票策略和事件驱动阳光私募。从估价比率 AR 来看, 相对价值、债券策略和事件驱动阳光私募间无明显差异, 三者均显著优于股票策略阳光私募和共同基金。

表 6 各类阳光私募和共同基金基于 $FF3$ 模型的绩效指标差异配对检验

指数 j	指数 i	α (%)	β	$\sigma(\epsilon_i)$ (%)	AR
相对价值	债券策略	0.176** (2.47)	-0.087*** (-8.96)	0.108** (2.72)	0.365 (1.29)
	事件驱动	-0.732*** (-6.89)	-0.669*** (-43.81)	-1.792*** (-24.05)	-0.005 (-0.02)
	股票策略	0.739*** (6.35)	-0.273*** (-17.80)	-0.265*** (-4.43)	2.783*** (7.95)
	共同基金	0.320*** (3.10)	-0.659*** (-48.08)	-0.201** (-2.51)	1.237*** (3.79)

续表6 各类阳光私募和共同基金基于FF3模型的绩效指标差异配对检验

指数 j	指数 i	α (%)	β	$\sigma(\epsilon_t)$ (%)	AR
债券策略	事件驱动	-0.907*** (-7.02)	-0.583*** (-40.35)	-1.900*** (-19.25)	-0.369 (-1.34)
	股票策略	0.564*** (8.78)	-0.186*** (-8.13)	-0.373*** (-8.35)	2.418*** (10.41)
	共同基金	0.144*** (3.09)	-0.573*** (-28.31)	-0.309*** (-5.17)	0.872*** (5.32)
事件驱动	股票策略	1.471*** (9.96)	0.397*** (17.22)	1.526*** (13.10)	2.788*** (10.38)
	共同基金	1.051*** (6.99)	0.010 (0.47)	1.591*** (11.38)	1.241*** (4.23)
股票策略	共同基金	-0.420*** (-13.35)	-0.387*** (-44.97)	0.065* (2.01)	-1.546*** (-11.82)

综上所述,三种新型阳光私募的多数绩效指标均明显优于股票策略阳光私募、共同基金和市场指数。另外,传统因子模型对相对价值和债券策略阳光私募的解释能力很弱,两者在获得高收益的同时还表现出很低的风险。我们无法获取这两类新型阳光私募具体的持仓数据,但这些发现间接说明股指期货和融资融券已被这两类基金有效使用,从而对冲了系统风险。这些发现与有关美国对冲基金的研究成果类似。比如, Titman 和 Tiu(2011)发现, $FH7$ 模型下 R^2 较低的对冲基金具有较少的风险暴露,表现出较高的夏普比率、信息比率和 α 收益。

六、结论与建议

本文利用来自私募排排网、好买基金网、Wind 资讯、金融界和港澳资讯的1 704只非结构化“阳光私募”基金,基于非参状态法、非因子绩效指标和传统因子模型,对比考察了融资融券和股指期货业务推出后出现的相对价值、债券策略和事件驱动阳光私募等三种新型投资工具与股票策略阳光私募、共同基金等传统投资工具和沪深 300 指数的绩效表现。基于非参状态法的研究表明:相对价值阳光私募具有较平滑的收益分布,与市场的相关性很弱,即使在市场大跌时也具有正收益;债券策略阳光私募的收益分布与相对价值类似,与市场有一定的相关性,在市场大跌时其跌幅很小;事件驱动和股票策略阳光私募的收益分布与市场类似且存在较高的相关度;共同基金与市场同涨同跌、高度相关。基于非因子绩效指标的研究表明:相对价值和债券策略阳光私募的表现明显优于其他阳光私募、共同基金和沪深 300 指数,其中前者具有“低风险—高收益”的良好性质,表现尤为突出;尽管事件驱动阳光私募具有较高风险,但是其收益表现总体上优于股票策略阳光私募、共同基金和沪深 300 指数。

基于 $CAPM$ 和 $FF3$ 模型的研究进一步表明:传统因子模型对相对价值和债券策略阳光私募的解释能力非常低;三种新型阳光私募的 α 收益明显优于股票策略阳光私募和共同基金,其中事件驱动阳光私募最优,相对价值次之,然后为债券策略;三种新型阳光私募的估价比率无显著差异,均明显优于股票策略阳光私募和共同基金;相对价值和债券策略阳光私募的市场风险和特质风险均很小(前者的市场风险略小于后者而特质风险略大于后者),两者显著优于其他两类阳光私募和共同基金;事件驱动阳光私募的市场风险与共同基金相当,其特质风险也最大;股票策略阳光私募的 α 收益和估价比率小于共同基金,特质风险比后者略高,但市场风险明显低于后者。

本文研究对投资者具有重要的参考价值,同时对学术界和监管层 also 具有重要的借鉴意

义:第一,融资融券和股指期货的推出使真正意义上的“对冲基金”在中国已经崭露头角,投资者将这类新型阳光私募加入其投资组合,将有效改善组合的风险—收益特性。第二,本文发现传统因子模型无法解释相对价值和债券策略阳光私募。因此,今后的一个研究重点应是深入分析各类阳光私募的收益特性,发掘与其对应的定价因子,进而构建出适用于评估我国阳光私募绩效的因子模型。第三,本文从投资工具角度首次阐明了我国推出融资融券和股指期货的积极作用,监管层应加快金融改革与创新的步伐(引入 $T+0$ 机制、推出期权以及扩大融资融券范围并降低相关成本等),使我国股票市场真正起到优化资源配置和经济“晴雨表”的作用,同时采取有效的监管措施避免“光大”乌龙指等事件的发生。

* 本文得到 2012 年中国国家留学基金项目(留金发[2012]3013 号)和上海交通大学文科创新基金的资助。

参考文献:

- [1]陈道轮,陈强,陈工孟.阳光私募:消亡现象与幸存者偏误[J].上海管理科学,2013,(5):65—72.
- [2]莱比腾.对冲基金手册[M].陈道轮,邵俊丽,译.上海:上海交通大学出版社,2014.
- [3]鄺金梁,雷曜,李树憬.市场深度、流动性和波动率——沪深 300 股票指数期货启动对现货市场的影响[J].金融研究,2012,(6):124—138.
- [4]杨阳,万迪昉.股指期货真的能稳定市场吗? [J].金融研究,2010,(12):146—158.
- [5]Agarwal V, Naik N Y. Risks and portfolio decisions involving hedge funds[J]. Review of Financial Studies, 2004, 17(1): 63—98.
- [6]Aiken A L, Clifford C P, Ellis J. Out of the dark: Hedge fund reporting biases and commercial databases [J]. Review of Financial Studies, 2013, 26(1): 208—243.
- [7]Aragon G O, Martin J S. A unique view of hedge fund derivatives usage: Safeguard or speculation? [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 105(2): 436—456.
- [8]Asness C, Krail R, Liew J. Do hedge funds hedge? Be cautious in analyzing monthly returns[J]. Journal of Portfolio Management, 2001, 28(1): 6—19.
- [9]Baquero G, Verbeek M. Survival, look-ahead bias, and persistence in hedge fund performance[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2005, 40(3): 493—517.
- [10]Chen Y, Liang B. Do market timing hedge funds time the market? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2007, 42(4): 827—856.
- [11]Fama E F, Macbeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(3): 607—636.
- [12]Fung W, Hsieh D A. Empirical characteristics of dynamic trading strategies: The case of hedge funds[J]. Review of Financial Studies, 1997a, 10(2): 275—302.
- [13]Fung W, Hsieh D A. Survivorship bias and investment style in the returns of CTAs[J]. Journal of Portfolio Management, 1997b, 24(1): 30—41.
- [14]Fung W, Hsieh D A. Performance characteristics of hedge funds and commodity funds: Natural vs. Spurious biases[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2000, 35(3): 291—307.
- [15]Fung W, Hsieh D A. The risk in hedge fund strategies: Theory and evidence from trend followers[J]. Review of Financial Studies, 2001, 14(2): 313—341.
- [16]Fung W, Hsieh D A. Risk in fixed-income hedge fund styles[J]. Journal of Fixed Income, 2002, 12(2): 6—27.
- [17]Fung W, Hsieh D A. Extracting portable alphas from equity long-short hedge funds[J]. Journal of Investment Management, 2004a, 2(4): 1—19.
- [18]Fung W, Hsieh D A. Hedge fund benchmarks: A risk-based approach[J]. Financial Analysts Journal,

2004b, 60(5): 65—80.

- [19]Getmansky M, Lo A W, Makarov I. An econometric model of serial correlation and illiquidity in hedge fund returns[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 74(3): 529—609.
- [20]Jagannathan R, Malakhov A, Novikov D. Do hot hands exist among hedge fund managers? An empirical evaluation[J]. Journal of Finance, 2010, 65(1): 217—255.
- [21]Jones A W. Fashions in forecasting[J]. Fortune, 1949, March: 11.
- [22]Kosowski R, Naik N Y, Teo M. Do hedge funds deliver alpha? A Bayesian and bootstrap analysis[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 84(1): 229—264.
- [23]Liang B. Hedge funds: The living and the dead[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2000, 35(3): 309—326.
- [24]Liang B. The accuracy of hedge fund returns—Auditing makes a real difference[J]. Journal of Portfolio Management, 2003, 29(3): 111—122.
- [25]Loomis C J. The Jones nobody keeps up with[J]. Fortune, 1966, April: 4.
- [26]Newey W K, West K D. Hypothesis testing with efficient method of moments estimation[J]. International Economic Review, 1987, 28(3): 777—787.
- [27]Sharpe W F. Asset allocation[J]. Journal of Portfolio Management, 1992, 18(2): 7—19.
- [28]Titman S, Tiu C. Do the best hedge funds hedge? [J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(1): 123—168.

Do Margin Trading & Short Selling and Index Futures Give Birth to Real Hedge Funds in China? Evidence from Sunshine Private Funds

CHEN Dao-lun^{1, 2}, CHEN Qiang³, XU Xin-zhe¹, CHEN Xin¹

(1. Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200052, China; 2. Krannert School of Management, Purdue University, West Lafayette 47906, USA; 3. School of Economics, Shanghai University of Finance & Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: This paper compares the performance between three new types of sunshine private funds after the launch of margin trading & short selling and index futures and traditional equity-oriented sunshine private funds, mutual funds and market indexes. It comes to the conclusions as follows: firstly, relative-value and bond-oriented sunshine private funds obviously perform better than traditional investment tools and market indexes, and the former is particularly featured by low risk and high returns; secondly, event-driven sunshine private funds have higher risks, but their performance indexes are better than traditional investment tools and market indexes; thirdly, traditional factor models cannot explain the performance of relative-value and bond-oriented sunshine private funds. It indicates the emergence of real hedge funds in China.

Key words: margin trading and short selling; index future; hedge fund; sunshine private fund

(责任编辑 康健)