生存偏差对阳光私募基金业绩持续性的影响

刘建和(教授)，朱启勉，林鲁森

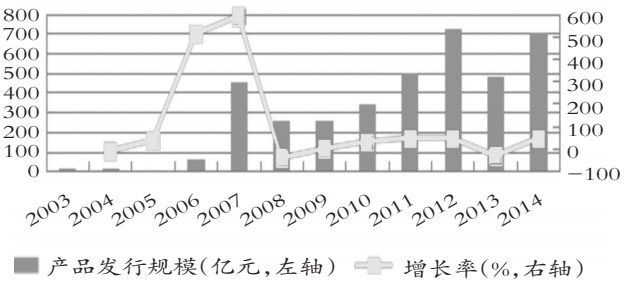
【摘要】本文选取2004～2014年我国成立两年以上、非结构化股票型阳光私募基金为样本，引入分组比较法与游程检验法对其业绩持续性以及考虑生存偏差后的业绩持续性进行检验，实证结果发现：阳光私募基金行业整体业绩良好，但生存偏差会导致阳光私募基金业绩被高估；分组比较法显示阳光私募基金行业存在业绩持续性，游程检验法显示全部基金样本中存在业绩持续性的基金很少，两种检验方法均显示生存偏差在一定程度上会高估阳光私募基金的业绩持续性。

【关键词】阳光私募基金；业绩持续性；生存偏差；分组比较法；游程检验法

【中图分类号】F820　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-0994(2017)08-0111-7

一、引言

2004年2月20日，赵丹阳成立首只私募信托基金，开创了私募信托基金这一私募阳光化模式，至2014年年末，我国已有6074只阳光私募基金产品募集成立，总募集规模达到709.88亿元(如下图所示，数据来自Wind数据库)。经过11年的发展，阳光私募基金这个原本鲜为人知的行业已经被投资者逐步认可。



我国阳光私募基金产品发行规模及其增长率变化趋势图

随着阳光私募基金规模的不断扩张，投资者数量越来越多，基金业绩是否具有持续性，即能否通过当前基金业绩预测未来业绩，对投资者而言有着重要的意义。但值得注意的是，根据格上理财(licai.com)的数据，截至2014年8月21日，发行过公开产品的阳光私募管理机构共有1132家，其中有357家已经停止运作，阳光私募机构存活率为68.46%。停止运作的私募机构平均存续期为4.32年，而整个行业的平均存续期为5.44年。此外，停止运作的私募机构中有48家成立于2010年、55家成立于2011年。而截至2015年12月23日，2015年清盘的证券类私募基金共1589只，接近2014年的3倍，相当于过去4年清盘基金数量的总和，提前清盘的基金占清盘基金总量的比例高达43%。随着大批私募基金的清盘，存活下来的阳光私募基金事实上属于业绩较优的基金产品，其业绩并不能很好地反映整个阳光私募基金行业的业绩状况。这种情况导致存活下来的阳光私募基金的业绩和全部基金的整体实际业绩之间出现偏离，即“生存偏差”现象。

由此，笔者认为研究生存偏差对阳光私募基金业绩持续性的影响具有很强的现实意义。一方面，国外学者已经对基金的业绩持续性以及生存偏差进行了大量的研究，但是对于这两者间关系的研究并不多；另一方面，国内学者对公募基金的业绩持续性进行了大量的研究，但对阳光私募或私募基金行业的实证研究较为少见，更不用说研究生存偏差对私募基金业绩持续性的影响了。因此，本文拟对阳光私募基金是否存在业绩持续性及生存偏差因素对其业绩

【基金项目】浙江省科技厅软科学重点项目“关于浙江省引导私募基金投资促进经济转型升级对策研究”(项目编号：2015C25011)

持续性的影响进行研究。一方面，这是对国内私募基金及基金业绩持续性理论研究的有益补充；另一方面，本文的研究也有助于投资者了解阳光私募基金行业的业绩持续性状况，理性选择相关阳光私募基金进行投资，并有助于监管方更好地完善阳光私募基金监管策略。

二、文献综述

国内外学者对基金的业绩持续性以及生存偏差进行了研究，主要从基金业绩持续性存在状况和基金业绩持续性影响因素两个方面展开。

在业绩持续性存在与否方面，目前学者并没有取得一致的结论。Elton、Gruber和Blake（1996）运用四因素模型结合现代投资组合理论对1977～1993年188只美国共同基金的风险调整收益业绩持续能力进行了分析，得出证券投资基金的盈利能力无论在校短时期（1年）内还是在较长时期（3年）内都具有显著业绩持续性的结论；而Bennett、Gallagher和Harman（2015）等也得出了类似的结论。但是，Porter和Trifts（1998）、Fan和 Addams（2012）以及Ahbay、Saubert和Saubert（2014）等则认为基金的业绩持续性不强。大部分国内学者也认为基金的业绩持续性不强。刘建和和杨义群（2002）对基金毛收益的业绩持续性进行了研究，发现基金毛收益的持续性不强。刘建和（2007）运用列联表法（卡方独立性检验）以及普通最小二乘法（OLS）对1999～2004年的封闭式基金进行了业绩持续性的实证研究，结果表明封闭式基金存在着一定的业绩持续性，但是持续的有效性并不强，并且还表现出越来越弱化的趋势。而倪苏云、肖辉和吴冲锋（2002），周泽炯与史本山（2004），马文霞（2010）以及胡艳（2015）等认为基金的业绩持续性并不存在。

在业绩持续性的影响因素方面，主要有检验周期、检验方法、基金类别、投资风格、基金经理等因素。部分学者发现检验周期不同会导致业绩持续性检验的结果差异很大。Goetzmann、Ibbotson（1994）和Malkiel（1995）分别检验了长期与短期证券投资基金盈利能力的持续性，得到的实证结果却大相径庭。俞雪飞、刘亚（2012）发现，我国开放式基金在半年间业绩存在着比较显著的持续性，但季度间业绩持续性不显著。杨琳和李杨（2014）也发现开放式基金业绩持续性在不同的检验周期下表现出较大差异。俞雪飞、刘亚（2012）在对我国开放式基金的研究中发现，虽然其季度间业绩持续性不显著，但在半年间业绩存在着比较显著的持续性。李雪峰、陈曦和茅勇峰（2007）发现价值型基金相比其他投资风格的基金更容易表现出持续性。何晓群和郝燕梅（2008）则发现货币市场基金的业绩持续性始终强于混合型与股票型基金的业绩持续性。还有部分学者对基金业绩持续性的其他影响因素进行了检验，Hendricks、Patel和Zeckhauser（1993）、Baquero、Horst和Verbeek（2005）分别研究了基金经理管理技巧等因素对业绩持续性的影响。

生存偏差也是影响基金业绩持续性的重要因素之一。Carpenter和Lynch（1999）以及史仕新和范孟君（2008）发现生存偏差会导致对基金业绩持续性的高估，但杨艳林（2011）及Hodder、Jackwerth和Kolokolova（2014）则认为生存偏差会低估基金业绩持续性。而Chevalier和Ellison（1999）、Liang（2000）、Qiang（2004）以及陈道轮、陈强和陈工孟（2013）则研究了生存偏差的影响因素。

综上所述：第一，基金业绩持续性的研究成果虽然较多，但是研究结论并不一致，不同学者的研究结论差异较大。即使是从对生存偏差的影响效应来看，高估和低估的不同结论说明对基金业绩持续性和生存偏差的影响效应值得进一步研究。第二，国内大部分学者关注开放式基金和封闭式基金的业绩持续能力，但私募基金行业的相关成果则相对较少，研究公募基金和私募基金生存偏差影响效应的成果则更少。第三，从基金业绩持续性的研究方法来看，大部分研究者主要利用列联表法（卡方独立性检验）、普通最小二乘法（OLS）和DEA法等参数或非参数检验方法进行实证研究，新兴检验方法应用较少。因此，本文一方面以阳光私募基金作为对象研究其业绩持续性及生存偏差对其业绩持续性的影响，另一方面引入分组比较法和游程检验法对基金业绩持续性进行检验。

三、基于生存偏差的业绩持续性检验

考察基金业绩持续性的方法主要有列联表法（卡方独立性检验）、普通最小二乘法（OLS）和DEA法等参数或非参数检验方法，但是列联表法和普通最小二乘法（OLS）都会受制于基金收益相关性的影响。基于此，本文引入分组比较法和游程检验法对基金业绩持续性进行检验，并对比分析生存偏差对阳光私募基金业绩持续性的影响程度。

1. 分组比较法。分组比较法主要按基金的业绩大小进行分组比较，而且分组比较后的相对收益序列的显著性水平和截距α值可以反映基金的业绩持续性。

首先，根据基金过去p年（排序期）的值，把所有基金业绩从大到小进行排列，并且分为若干组（如5组或者10组），每个组合构成一个投资组合，组合1业绩最好，组合N业绩最差。其次，持有组合q年（评估期），得到N个组合在评估期的收益率序列，q年之后重新对组合进行一次调整，依此类推，可以得到除初始排序年份外其他年份的N个收益率序列。需要注意的是，在排序期退市的基金要直接剔除，在评估期退市的基金其收益一直影响所在组合的收益率序列，直至该基金退市。然后，通过计算业绩最好组合与业绩最差组合之差可以得到一个新的收益率序列，即相对超额收益率序列。最后，用平均超额收益率模型来计算相对超额收益率序列在评估期的α值及其显著性水平。如果α值显著大于零，则说明基金具有业绩持续性。如果生存基金样本对应的α值大于全部基金样本的α值，则说明生存偏差对基金业绩持续性存在影响，且其高估了基金业绩持续性。

2. *游程检验法*。随机性是抽样调查方案设计中的一条重要原则。游程检验（也称连贯检验）法就是为了检验样本观察值出现次序的随机性而发展起来的一种非参数检验方法，主要用于检验股票价格波动的随机性、样本的随机性、生产过程的随机性等。本文参考Wald和Wolfowitz（1940）、Gibbons和Chakraborti（1992）、Cho和White（2011）以及Hentati-Kaffel和Peretti（2014）的检验过程，利用游程检验法考察阳光私募基金的业绩随机性和持续性情况。在进行双尾检验时，测的是绝对收益率，能够检验随机性：此时H0：序列是随机的；H1：序列是非随机的。在进行单尾检验时，测的是相对收益率，能够检验持续性：此时H0：序列是随机的；H1：序列是集聚的（持续性）或混合的。当具有持续性时，意味着基金业绩在一段时间内持续强于市场或弱于市场；当具有混合性时，意味着基金业绩在一段时间内系统性地交替着，即具有持续性与不具有持续性的交替，并且基金业绩在不具有持续性的期间有着一定的规律性，比如基金业绩在某段时间内表现出强烈的上下波动即有很多的r_1与r_0。即使是检验私募基金的业绩随机性，如果私募基金的业绩随机性高，则说明其业绩持续性弱；反之则相反。

首先定义$\{r_{it}\}_{t=1}^{T}$，其中：r表示基金收益率；i表示第i个基金；t表示周期；T表示总周期数。在此基础上再定义$\{d_{it}\}_{t=1}^{T}$，即：

$$d_{it}=\begin{cases}1, & r_{it}\geqslant b_{it}\\ 0, & r_{it}<b_{it}\end{cases} \quad (1)$$

其中：$b_{it}=b_i=\text{median}(r_{i1},r_{i2},\ldots,r_{iT})'$ （2）

或：

$b_{it}=b_t=\text{median}(r_{it},r_{kt},\ldots,r_{lt})'$，$t=1,\cdots,T$ （3）

其中：$r_{i1},r_{i2},\ldots,r_{iT}$表示第i个基金每个周期的收益率；$r_{it},r_{kt},\ldots,r_{lt}$表示第t个周期每个基金的收益率。

通过式（2）能得到基金的绝对收益率，用来分析序列的随机性问题；通过式（3）能得到基金的相对收益率，用来分析序列的持续性问题。

然后，用游程检验法分析由d_{it}^{j}得到的信息。比如当第一次出现1后，接下来还是连续出现1，在没有出现0之前，始终记为一个游程；类似地，当出现0之后，接下来还是连续出现0，在没有出现1之前，始终记为一个游程。T_1记为出现1的总次数，T_0记为出现0的总次数，$T=T_0+T_1$。步长j是指连续出现0或1的数量，比如 0 0 0 0 1 ，出现0的步长为4，出现1的步长为1。r_{1j}指的是当基金收益率记为1时，步长为j的游程数量；r_{0j}指的是当基金收益率记为0时，步长为j的游程数量。$r_1=\sum_j r_{1j}$表示记为1的游程的总数量；$r_0=\sum_j r_{0j}$表示记为0的游程的总数量；$r=r_1+r_0$表示两种游程的总数量。假设$\{d_{it}\}_{t=1}^{14}$有以下的数值：1 0 1 0 0 1 1 1 0 1 0 0 0 1，可以得到：$r_{11}=4$，$r_{01}=2$，$r_{12}=0$，$r_{02}1$，$r_{13}=1$，$r_{03}=1$，$r_1=5$，$r_0=4$，$r=9$。

当检验随机性时，需要利用双尾检验。当结果出现太多的游程数量时，基金业绩是随机的；当结果出现太少的游程数量时，基金业绩是非随机的。当检验集聚性（持续性）时，用单尾检验，主要观察r或r_1的值是否足够小。

Gibbons和Chakraborti（1992）认为可以用精确分布或近似分布来检验原假设。当用精确分布检验原假设时使用的是组合法，r_1的精确分布函数为：

$$P(r_1)=\frac{\binom{T_1-1}{r_1-1}\binom{T_0+1}{r_0}}{\binom{T}{T_1}} \quad (4)$$

其中：$\binom{T_1-1}{r_1-1}$、$\binom{T_0+1}{r_0}$、$\binom{T}{T_1}$均表示二项式系数。

类似地，r的精确分布函数为：

$$P(r)=\begin{cases}\dfrac{2\dbinom{T_1-1}{\frac{1}{2}r-1}\dbinom{T_0-1}{\frac{1}{2}r-1}}{\dbinom{T}{T_1}}, & r\text{为偶数}\\[2ex] \dfrac{\dbinom{T_1-1}{\frac{1}{2}r-\frac{1}{2}}\dbinom{T_0-1}{\frac{1}{2}r-\frac{3}{2}}}{\dbinom{T}{T_1}}+\dfrac{\dbinom{T_1-1}{\frac{1}{2}r-\frac{3}{2}}\dbinom{T_0-1}{\frac{1}{2}r-\frac{1}{2}}}{\dbinom{T}{T_1}}, & r\text{为奇数}\end{cases} \tag{5}$$

Gibbons和Chakraborti(1992)提出当$T_0 \leqslant T_1 \leqslant 12$时，式(4)和式(5)可以直接进行单尾或双尾检验。由于我国的阳光私募基金成立年份不长，本文所得到的T值并不是很大，所以可以直接用精确分布函数进行检验。

但是当$T_0>12$以及$T_1>12$时，必须使用近似正态分布。首先，定义r_1与r的期望值与方差：

$$E[r_1]=\frac{T_1(T_0+1)}{T} \tag{6}$$

$$V[r_1]=\frac{(T_0+1)^{[2]}(T_1)^{[2]}}{T(T)^{[2]}} \tag{7}$$

其中：$x^{[a]}$式表示$x(x-1)(x-2)\cdots(x-a+1)$，下同。

$$E[r]=E[r_1]+E[r_0]=\frac{2T_1T_0}{T}+1 \tag{8}$$

$$\begin{aligned}V[r]&=V[r_1]+V[r_0]+2\mathrm{cov}[r_1,r_0]\\&=\frac{2T_1T_0(2T_1T_0-T)}{T^2(T-1)}\end{aligned} \tag{9}$$

使用连续修正，相应的Z统计量可定义为：

$$Z_{r_1}=\frac{r_1+0.5-T_1(T_0+1)T^{-1}}{\sqrt{\dfrac{(T_0+1)^{[2]}(T_1)^{[2]}}{T(T)^{[2]}}}} \tag{10}$$

$$Z_r=\frac{r+0.5-2T_1T_0T^{-1}-1}{\sqrt{\dfrac{2T_1T_2(2T_1T_0-T)}{T^2(T-1)}}} \tag{11}$$

单尾持续性检验就是把式(10)或式(11)与在α显著性水平下的标准差进行比较。相似地，如果认为序列趋向于混合性，即有太多的游程时，必须考虑标准正态分布的右尾，相应的统计量可定义为：

$$Z_{r_1}=\frac{r_1-0.5-T_1(T_0+1)T^{-1}}{\sqrt{\dfrac{(T_0+1)^{[2]}(T_1)^{[2]}}{T(T)^{[2]}}}} \tag{12}$$

$$Z_r=\frac{r-0.5-2T_1T_0T^{-1}-1}{\sqrt{\dfrac{2T_1T_2(2T_1T_0-T)}{T^2(T-1)}}} \tag{13}$$

进行双尾检验时要结合式(2)、式(3)的统计量，显著性水平为α/2。

四、计算结果分析

本文进一步利用阳光私募基金的数据进行分组比较和游程检验，并对两种检验所得的计算结果进行对比分析。

1. 数据处理。本文研究所选样本数据的时间区间为2004年年底～2014年年底，以季度作为一个周期，选取了成立两年以上的、非结构化的股票型阳光私募基金。其中，生存基金455只、退市基金131只，总共586只。平均超额收益率模型为：

$$\partial_i=\frac{1}{n}\sum_{1}^{n}(r_{it}-r_{ft}) \tag{14}$$

其中：r_{it}是第i个基金或基金组合在第t期的收益率；r_{ft}是季度利率，是根据当年的一年期存款利率折算而得到的无风险利率。根据平均超额收益率模型得到的实证结果见表1。

表1　基金的平均超额收益率(α)(%)

	数量	t统计量	平均超额收益率(α)
全部基金	586	11.29	2.01***
生存基金	455	12.94	2.63***

注：***表示t检验在1%的水平上显著。

由表1可知，无论是全部基金还是生存基金，得到的平均超额收益率都是正的且都在1%的水平上显著，说明我国的阳光私募基金行业整体业绩良好。但是，生存基金比全部基金的平均超额收益率大，说明生存偏差高估了生存基金的平均超额收益率。表2的数据体现了生存偏差的影响效应。

表2　生存偏差效应(%)

	全部基金	生存基金	生存偏差效应
平均超额收益率(α)	2.01***	2.63***	0.62***

注：***表示t检验在1%的水平上显著。

根据表2可以发现，生存偏差效应为0.62%，即生存基金与全部基金的平均超额收益率之差为0.62%，这说明退市基金的平均超额收益率要小于生存基金的平均超额收益率，反映出生存偏差的存在使得生存基金业绩被高估。

2. 基于分组比较法的阳光私募基金业绩持续

性。考虑到本文研究样本的取样情况，本文将所有的基金分为4组，即取n=4；并且分别取p=1、2、3，取评估期q=1/4，研究阳光私募基金是否具有业绩持续性。表3给出了平均超额收益率排序和评估时组合的收益率序列结果。

表3　　基金业绩持续性的检验结果(%)

		组合1（业绩最好）	组合4（业绩最差）	组合1～4
p=1	全部基金	22.04***	−5.08**	27.12***
	t统计量	5.4371	−1.7006	10.0191
	生存基金	22.82***	−5.63*	28.45***
	t统计量	5.2272	−1.5994	9.6321
p=2	全部基金	20.84***	−7.73***	28.57***
	t统计量	4.7742	−2.9582	9.8280
	生存基金	21.72***	−8.35***	30.07***
	t统计量	4.5838	−2.5228	9.4719
p=3	全部基金	13.48***	−10.42***	23.90***
	t统计量	5.4296	−4.5810	12.6032
	生存基金	13.40***	−11.61***	25.01***
	t统计量	5.2823	−3.9362	11.1960

注：***、**、*分别表示t检验在1%、5%、10%的水平上显著。

观察组合1与组合4发现，除了P=1时，组合4中的全部基金与生存基金分别在5%与10%的水平上显著，其他都在1%的水平上显著，并且组合1与组合4的平均超额收益率的差距很大。从中可以看出，业绩好的阳光私募基金的平均超额收益率远远高于业绩差的阳光私募。在组合1与组合4中，无论p取何值，全部基金的平均超额收益率始终要大于生存基金的平均超额收益率，即退市基金的出现减小了组合1的平均超额收益率，提高了组合4的平均超额收益率，所以退市基金的业绩处于业绩最好与业绩最差之间。

组合4中全部基金的平均超额收益率要大于生存基金的平均超额收益率，但是根据以往文献的结论，考虑生存偏差现象后基金的收益率会变小，这里出现的结果是收益率反而变大了。究其原因，有两种可能：一种是针对提前清盘的阳光私募基金，这些基金会在行情火热的时候扩大规模，大量发行产品，基金收益率在一段时间内会出现暴涨的情况，一旦行情出现反转，容易触及清盘线而被动清盘，但是这些基金的历史收益率并不是很差；另一种是针对到期清盘的阳光私募基金，其发行的期限往往很短，并且历史业绩好的基金往往会发行更多的短期基金产品，因此这些基金的历史收益率也可能不差。

从组合1～4来分析，发现所有基金的平均超额收益率都在1%的水平上显著，因此阳光私募基金的业绩持续性是存在的。而生存基金的平均超额收益率大于全部基金的平均超额收益率，可以推断出生存基金的业绩持续性要强于全部基金的业绩持续性，即生存偏差高估了生存基金的业绩持续性。

3. 基于双尾游程检验的阳光私募基金业绩随机性。为了将游程检验法得出的结果与分组比较法得出的结果进行对比，本文继续使用季度收益率进行实证检验。本文分别利用游程检验法的双尾检验和单尾检验来度量阳光私募基金的业绩随机性和持续性。首先，本文通过随机性的检验分析基金历史业绩是否是随机游走的，是否无任何规律。主要通过单只基金每一期的收益率与其整个周期中收益率的中位数的比较，考察每个基金的时间序列，度量单只基金的绝对收益率，并未与其他基金的业绩进行比较。如果基金收益率大于中位数，则记为1；小于中位数，则记为0。列出数字之后便可通过游程检验法检验基金的收益率是否随机。表4与表5分别给出了生存基金和全部基金业绩随机性的检验结果。

表4　　生存基金的业绩随机性检验结果

生存基金	随机	非随机	合计
数量(个)	398	47	455
百分比(%)	89.67	10.33	100

注：显著性水平为5%，下同。

由表4可以发现，455个生存基金样本中只有47个拒绝了原假设，占比仅达到10.33%，说明生存基金的业绩总体上是随机游走的，只有少数阳光私募基金业绩表现出非随机性。因此，我国阳光私募基金行业的基金业绩总体上不稳定，投资者要想筛选出收益稳定的基金是很困难的。

表5　　全部基金的业绩随机性检验结果

全部基金	随机	非随机	合计
数量(个)	523	63	586
百分比(%)	89.25	10.75	100

在586个全部基金样本中只有63个拒绝了原假设，占比达到10.75%，说明全部基金的业绩也处于随机游走状态。相比于生存基金，全部基金中拒绝原假设的百分比得到了提升，说明退市基金中业绩呈现随机性的基金比生存基金更少，可能是由于退市基金的操作风格往往更加激进。主要有两种情况：其

一，在行情向上时，往往取得很好的业绩，正持续性也强，当行情反转时，业绩一落千丈，但是负持续性也强，因此，这些基金的业绩往往会有更强的持续性；其二，业绩时而呈现出持续性，时而处于大幅波动状态，总体呈现出混合性。考察生存偏差现象对业绩随机性的影响程度，结果见表6。

表6　　生存偏差对业绩随机性的影响程度

非随机性	全部基金	生存基金	百分比之差	影响程度
百分比(%)	10.75	10.33	0.42	4.08

由表6可知，全部基金与生存基金中非随机性样本的占比之差为0.42%，生存偏差减小了阳光私募基金的业绩随机性，减小程度为4.08%，即生存偏差高估了阳光私募基金的业绩持续性。

4. 基于单尾游程检验的阳光私募基金业绩持续性。本文进一步利用游程检验法的单尾检验考察生存偏差对阳光私募基金业绩持续性的影响程度。具体流程为：当不考虑生存偏差时，在一定显著性水平上依次检测每个基金的业绩持续性是否存在，从而检测出存在业绩持续性的基金数量，推算出存在业绩持续性的基金占生存基金的百分比，给出存在业绩持续性的基金的具体数量及百分比，而不是仅仅从整体上说明是否存在业绩持续性；当考虑生存偏差现象时，将退市基金的数量加入生存基金样本中，再检测全部基金样本中存在业绩持续性的基金数量并计算出其占全部基金的百分比。通过比较生存基金与全部基金中存在业绩持续性的基金百分比，既能解释生存偏差低估或高估业绩持续性，又能测算出生存偏差影响业绩持续性的程度。

度量基金业绩的持续性用单尾检验。原假设为基金业绩是随机的，当拒绝原假设时，会出现两种情况：一种是混合性，另一种是集聚性即持续性。混合性是指基金业绩在一段时间内系统性地交替着，即具有持续性与不具有持续性的交替，并且基金业绩在不具有持续性的期间有着一定的规律性，比如基金业绩在某段时间内表现出强烈的上下波动即有很多的r_1与r_0。对于阳光私募基金而言，一旦市场出现震荡，出现这种大幅波动的情况比较常见。集聚性是指基金业绩在一段时间内持续强于或弱于市场，即在某段时间内连续地出现0或1。

利用游程检验法度量业绩持续性时，与检验随机性采用绝对收益率不同，使用的是相对收益率，以某个周期所有基金收益率的中位数作为衡量基准，将每一个基金业绩收益率与中位数进行比较。基金业绩收益率大于中位数，记为1；小于中位数，记为0。列出数字之后便可通过游程检验法来检验基金的收益率是否随机，但拒绝原假设之后还要进行混合性与集聚性的分类。表7与表8分别给出了生存基金业绩持续性与全部基金业绩持续性的检验结果。

表7　　生存基金业绩持续性检验结果

生存基金	随机	混合	集聚	合计
数量(个)	415	18	22	455
百分比(%)	91.20	3.96	4.84	100

由表7可知，455个生存基金样本中有415只基金没有拒绝原假设，占比达到91.20%，这个占比与进行随机性检验时检验出的随机性基金占比相差无几，说明使用绝对收益率的双尾检验与使用相对收益率的单尾检验测量出的基金业绩随机性存在着一定的相关性。拒绝原假设的样本基金达到40只，其中混合性基金18只，占比3.96%；集聚性基金22只，占比4.84%。集聚性即具有业绩持续性的基金在20只中仅有一只，说明虽然我国阳光私募基金行业整体上存在一定的业绩持续性，但是业绩持续性非常弱。

表8　　全部基金业绩持续性检验结果

全部基金	随机	混合	集聚	合计
数量(个)	530	28	28	586
百分比(%)	90.44	4.78	4.78	100

表8的结果显示，加入退市基金后，具有随机性的基金占比达到90.44%，相比之前的91.20%少了0.76个百分点。在检验随机性的时候也可以发现同样的规律，说明退市基金的业绩随机性比生存基金的业绩随机性小。观察混合性与集聚性，发现混合性增强了而集聚性减弱了，这意味着退市基金业绩呈现出更强的混合性，即震荡与持续并存的状态，这也很好地反映了阳光私募基金风险大、操作风格激进的特点。而集聚性即业绩持续性的降低则反映了退市基金中具有业绩持续性的基金占比要小于生存基金，说明生存偏差高估了生存基金的业绩持续性。至于生存偏差现象对基金业绩持续性的影响程度，如表9所示。

表9　　生存偏差对业绩持续性的影响程度

业绩持续性	全部基金	生存基金	百分比之差	影响程度
百分比(%)	4.78	4.84	−0.06	−1.18

表9的结果显示，全部基金中具有业绩持续性

的基金占比比生存基金少了0.06个百分点，考虑生存偏差现象后对生存基金的影响程度达到-1.18%，即生存偏差高估了生存基金的业绩持续性，高估程度为1.18%。

五、结论与建议

根据本文的研究结果，不难发现我国阳光私募基金的业绩持续能力总体不强，而生存偏差高估了阳光私募基金的业绩持续性水平。

一方面，阳光私募基金的业绩持续性结论并不一致，不同检验方法下得到的结果不同，说明阳光私募基金的业绩持续能力总体不强。虽然分组比较法显示阳光私募基金具有一定的业绩持续性表现，但是双尾游程检验和单尾游程检验均表明阳光私募基金的业绩持续性不强。其中：双尾游程检验法的计算结果表明，无论是以生存基金样本为基准还是以全部基金样本为基准，都有将近90%的基金处于随机游走状态。而单尾游程检验的结果则显示生存基金样本中存在业绩持续性的基金占比达4.84%，全部基金样本中存在业绩持续性的基金占比达4.78%。也就是说，存在业绩持续性的阳光私募基金数量占比很少。另一方面，生存偏差高估了阳光私募基金的业绩持续性水平。不论是分组比较法还是双尾游程检验法或单尾游程检验法，实证结果均表明生存偏差导致对阳光私募基金业绩持续性水平的高估。而考虑退市基金后会使双尾游程检验法中阳光私募基金的业绩随机性减小，减小程度为4.08%。而单尾游程检验法中生存偏差会高估阳光私募基金的业绩持续性，高估程度为1.18%。

因此笔者建议：第一，业绩考察方面，监管层应考虑将退市基金业绩纳入阳光私募基金业绩考察范围，从而可以在一定程度上降低生存偏差效应对阳光私募基金业绩持续性的影响；第二，在市场准入方面，由于“羊群效应”形成大量的新成立私募基金，最终退市淘汰的大量私募基金会导致私募基金业绩持续性减弱，因此监管层应适当提高私募基金的准入门槛；第三，在私募基金市场方面，拓宽募资渠道，完善退出机制，健全市场体系，促使私募基金市场更好更快地发展，从而在根本上保证私募基金业绩的可持续良性发展。

主要参考文献：

陈道轮，陈强，陈工孟. 阳光私募：退市现象与幸存者偏误[J]. 上海管理科学，2013(5).

何晓群，郝燕梅. 开放式基金业绩持续性检测的实证研究[J]. 经济理论与经济管理，2008(5).

胡艳. 基金业绩持续性与择时选股能力的实证研究[J]. 经济论坛，2015(5).

刘建和，韦凯升. 封闭式基金的业绩持续性研究[J]. 商业研究，2007(2).

李学峰. 我国开放式基金业绩持续性及其影响因素研究[J]. 当代经济管理，2007(6).

马文霞. 我国开放式基金业绩持续性的实证分析[J]. 中国证券期货，2010(6).

史仕新，范孟君. 中国封闭式基金的生存偏差效应[J]. 财经科学，2008(10).

杨琳，李杨. 基于参数法的基金业绩分析[J]. 时代经贸，2014(6).

周泽炯，史本山. 我国开放式基金业绩持续性的实证分析[J]. 经济问题探索，2004(9).

杨艳林. 考虑生存偏差现象的我国封闭式基金绩效持续性研究[J]. 上海金融学院学报，2011(4).

俞雪飞，刘亚. 中国开放式基金业绩持续性研究[J]. 经济问题，2012(2).

Abhay Kaushik, Lynn K. Saubert, Saubert R. Wayne. Performance and persistence of performance of healthcare mutual funds [J]. Financial Service Review，2014(1).

Hentati-Kaffel, Philippe de Peretti. Detecting performance persistence of hedge funds[J]. Economic Modeling，2014(47).

Elton Edwin J., Gruber Martin J., Blake Christopher R.. The Persistence of Risk-adjusted Mutual Fund Performance [J]. Journal of Business, 1996(2).

Gibbons J. D., Chakraborti S.. Nonparametric Statistical Inference[M]. New York: Marcel Dekker, 1992.

Guillermo Baquero, Jenketer Horst, Marno Verbeek. Survival, Look-Ahead Bias, and Persistence in Hedge Fund Performance[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis，2005(3).

Cho J. S., White H.. Generalized runs tests for the IID hypothesis[J]. Journal of Econometrics，2011(2).

Jennifer N. Carpenter, Anthony W. Lynch. Survivorship bias and attrition effects in measures of performance persistence [J]. Journal of Financial Economics，1999(3).

作者单位：浙江财经大学金融学院，杭州310018