

中国私募基金经理是否具有择时能力？

门焱¹

【摘要】本研究对中国股票型私募基金经理的市场择时能力进行了检验，即这些私募基金经理是否具有根据市场情况来调整基金资产组合的市场敞口的能力。相比与公募基金，私募基金的策略和资产组合的调整更加灵活，因此更有利于体现基金经理的择时能力。我们从收益择时、波动择时和流动择时三个维度来对中国的私募基金经理的择时能力进行检验。研究发现，私募基金经理具有一定的收益择时和流动择时能力，但是很少有基金经理具有波动择时能力。即一些私募基金经理可以通过预测市场收益和市场的流动性，来相应调整资产组合的市场敞口，但很少有基金经理可以通过预测市场波动来调整基金的市场风险敞口。同时，我们对回归结果进行了 Bootstrap 分析，结果表明这些显著的择时能力并不是由于运气因素所带来的。最后，我们也对结果进行了稳健性的检验。我们的研究对于了解中国私募基金经理的择时能力具有一定的帮助，同时，有助于加深理解市场的收益、波动性和流动性在资产管理和投资决策中的作用和重要性。

【关键词】私募基金、收益择时能力、波动择时能力、流动择时能力

一、问题的提出

近些年来中国的私募基金发展迅速，投资者更加关注私募基金的业绩表现。而基金的业绩和基金经理的能力是密不可分的，即当基金经理预测到市场将会发生变化的时候，他们是否能相应的做出正确的投资策略的调整。因此，评估私募基金经理的能力是非常重要的。已经有很多的文献讨论从理论和实证角度来研究基金经理的能力，并且很多文献将基金的业绩归于基金经理的择时能力。

自从 Treynor and Mazuy (1966) 提出了一个关于市场择时能力的研究框架（即 T-M 模型），即基金经理是否可以根据市场回报的预测来相应的调整资产组合的市场敞口，之后，很多的学术文献开始从多个角度关注基金经理的择时能力。Merton (1981) 发展了一种评价市场时机把握能力的非参数检验理论模型，Henriksson and Merton (1981) 在 Merton (1981) 的基础上剔除了参数检验的方法，建立了 H-M 模型，该文献对 1968-1980 年美国的 116 只开放式基金的月收益率进行了实证性研究。发现只有 11 只基金具有显著的择时能力。接下来的许多研究，包括 Veit and Cheney (1982)、Kon (1983)、Henriksson (1984) 等人的研

¹ 门焱为清华大学五道口金融学院博士后。作者感谢曹泉伟教授、廖里教授、陈卓教授对本文的讨论和宝贵的意见。文中的缺点和错误由作者负责。

究都表明基金经理不存在显著的收益择时能力。Chang and Lewellen (1985) 对 H-M 模型进行了改进 (即 C-L 模型), 他们把市场的运动区间分为高涨期和低迷期, 并且对这两个时期的 Beta 都进行回归分析, 通过 Beta 之间的差值来表达基金基金是否有市场择时能力, 并根据 1970 到 1979 年间美国 67 个基金的月度收益数据进行研究, 没有发现基金经理具有显著的择时能力。T-M 模型、H-M 模型和 C-L 模型也是研究基金经理收益择时的三大基本模型。之后, 大量的文献从这三个模型出发, 来更加深入的研究基金经理的收益择时能力。

在私募基金的研究中, 关于市场收益择时的相关研究不是很多, Fung and Hsieh (1997) 是较早研究私募基金经理择时能的文献之一, 该文献发现美国的私募基金经理具有一定的择时能力。Chen (2007) 发现只有少数特殊的美国基金经理具有择时能力, 但是其能力相对较弱。Chen and Liang (2007) 在分析 221 只声称采用择时策略的美国的对冲基金后发现, 无论从个体还是从组合水平看, 这类基金的基金经理都具有持续、显著的择时能力。在国内的相关文献中, 还是主要集中在研究公募基金的收益择时能力, 汪光成(2002)、周容(2005)、牛鸿和詹俊义(2004) 等大多数研究显示, 没有发现公募基金基金经理具有显著的市场收益择时能力, 且部分基金经理显现出显著的负向择时能力。而另外一些学者认为, 公募基金基金经理具有市场择时能力, 如周泽炯和史本山(2004)。产生不同结论的原因是市场基准计算方法的不同、研究期间的不同、模型选择不同以及样本观测频率不同等因素。对于国内私募基金的相关研究比较稀缺, 陈道轮等(2013) 研究发现, 我国的私募基金经理并没有显著的收益择时能力。曹建钢(2010) 利用了 2008 年 4 月到 2009 年 7 月的月度收益数据进行了择时能力的实证研究, 发现我国私募基金经理具有一定的市场时机把握能力, 其业绩主要来自于对市场系统性风险的承担。郭国峰和郑召锋(2013) 研究发现, 在 10% 的显著性水平下, 私募基金经理具有一定的择时能力。

随着 20 世纪末波动性研究成为金融研究新的热点, 市场波动率被逐渐运用到研究基金经理的择时能力分析中。和市场收益相比, 市场的波动更加容易被预测。由于收益择时的相关研究表明基金经理并不具有择时能力, 而学术研究的结论与现实的直观感觉的差异, 使得学者们对择时能力的研究进行了更加深入的思考。有别于预测市场价格走势的收益择时能力, 波动择时是基金经理通过预测投资组合未来的波动情况, 根据相应走势调整投资组合的风险水平以提高投资效用的能力。Chow and Kroner (1992) 等诸多学者的研究结果证明了波动性的可预测性。最早的研究市场波动择时能力的文献来自于 Busse (1999), 该文献认为从波动角度来进行基金经理择时能力的研究有两个原因: 首先, 波动率是影响资产业绩的一个很重要的因素, 而且要比市场收益更加容易被预测。其次, 如果市场收益和波动没有显著正相关关系, 那么基金经理就可以在市场波动增大的时候减少手中相应资产的市场敞口, 从而提高基金资产收益。而众多学者的研究表明条件市场收益 (Conditional return) 和条件市场波动 (Conditional Variance) 之间没有显著的正相关关系或为负相关 (Glosten, Jagannathan, Runkle, 1993)。从该文献开始, 基于对市场波动预测的波动择时能力是衡量基金经理能力水平一个重要指标, 并有一些文献开始研究相关的问题。例如, Fleming 等 (2001), Jiang, Yao, and Yu (2007), Erasmo and Joseph (2009), Chen, Ferson, and Peters (2010), Cao and Jayasuriya (2011)

等。

我国也有少数学者研究了公募基金经理的市场波动择时能力。马超群，傅安里，杨晓光（2005）通过引入收益择时因子改进了 Busse 的波动择时模型，对公募基金进行了研究。结果表明公募基金经理具有较为显著的波动择时能力，开放式基金的波动择时能力强于封闭式基金。方博文等（2006）结合 Fama-French 三因子模型，运用参数检验方法来探讨开放式基金经理的波动择时能力，研究表明我国开放式基金经理具有一定的波动择时能力，但较弱。石晓芳（2006）分别对我国公募基金的日收益数据和月收益数据运用线性因子定价单因子模型和多因子模型实证研究，认为虽然基金经理在样本期内没有明显的市场波动择时能力，但线性因子定价多因子模型要比单因子拟合效果好。另外，市场时期、基金类型等因素都没有对基金经理的波动择时能力产生影响。周万贺，储茂广（2009）结合经典的 Busse 模型，以中信指数为因子确定市场基准组合，构建了与基金投资风格相似的模拟组合并与原有基金的波动择时系数进行对比，建立了我国基金波动择时能力模型。文献发现，我国基金经理的波动择时能力和基金业绩呈正相关关系，大部分基金经理人具有一定的波动择时能力。上述这些文献还是集中在讨论公募基金，而研究我国私募基金经理的波动择时能力的文献基本没有。

基金经理除了可以根据市场的波动性来调整市场组合的敞口之外，研究还表明基金经理还可以通过预测市场的流动性，来调整相应的市场组合敞口，从而获得更高的收益。Pástor and Stambaugh（2003）和 Acharya and Pedersen（2005）等文献发现市场流动性对于证券资产定价来说是一个比较重要的变量，并且资产的收益和市场的流动性是相关的。同时，流动性对于私募基金十分重要，在 1998 年，美国的长期资本管理公司（Long-Term Capital Management）的倒闭就主要是由于流动性的冲击所导致的。因此市场的流动性对于私募基金来说是很重要的。并且流动性因素是基金规模影响基金收益的原因之一。Cao, Simin and Wang（2013）和 Cao, Chen, Liang and Luo（2013）研究了美国公募基金和私募基金经理的流动择时能力，发现基金经理具有一定的流动择时能力。如果某个资产的流动性较差，那么交易该资产的成本就相对较高，这种情况特别是在金融危机时候特别明显。如果基金经理可以准确的预测到市场的流动性，并且据此来相应调整资产的风险暴露程度，在类似金融危机时候就可以避免资产的损失。Fung and Hsieh（1997）等文献研究表明，私募基金往往具有多种策略，可以灵活的根据市场状况调整自己的策略以及市场敞口。因此私募基金更容易根据市场的流动性来相应调整自己的市场敞口，从而提高收益。那么，中国的私募基金经理是否具有流动择能力，是本文研究的内容之一。

近些年，我国的私募基金发展迅速，私募基金资产管理规模从 2010 年底的 1140 亿元快速增至 2014 年年底的 4878 亿元，规模增长了 328%。私募基金数量也从 2010 年的 2211 只增长到 2014 年的 12265 只。随着私募基金的不断发展，越来越多的公募基金经理开始投身私募基金行业。从 2006 年至 2014 年 10 月期间，共有 125 位基金经理选择从公募转战到私募基金。¹同时，私募基金的策略选择根据宽泛，其所受到的

¹ 数据来源：好买基金研究中心。

限制也相对较少，因此其资产组合的市场敞口的变化相比公募基金更加容易，如果一个基金经理具有择时能力，那么他在私募基金要比在公募基金在择时能力的表现上应该更优秀。并且，私募基金不同于公募基金，尤其是其收取的相关费用往往高于公募基金。那么，私募基金究竟给投资者带来多少经济上的收益？而这其中的收益有多大比例是通多基金经理的收益择时、波动择时和流动择时能力，而不是由于运气的因素所产生的？

本文从以下几个方面对市场择时能力的文献有所贡献：首先，本文全面系统的分析了我国股票型私募基金经理的择时能力，国内目前关于此内容的研究相对较少，本研究弥补了相关文献的空缺；其次，本文的研究不仅仅分析了传统的基金经理的收益择时能力，还分析了私募基金经理的波动择时和流动择时能力。同时，本文还构建了中国的股票市场的流动性指标，由于我国证券交易的制度和国外并不完全相同，而这种制度会影响到市场流动性的分析。因此，本研究从我国实际的国情出发，寻找适合我国证券交易制度的市场流动性的测量；最后，本文使用 **Bootstrap** 方法来区分基金经理的择时能力是否来自于运气，由于私募基金的历史数据较短，其回报往往呈现非正态型，从而导致一些基金经理由于运气的因素也会呈现出显著的择时能力，**Bootstrap** 方法可以提高我们结论的可靠性。

本文利用 2003 年到 2014 年，具有三年以上历史业绩的我国股票型私募基金历史数据，对基金经理的收益择时、波动择时和流动择时能力进行分析。我们对研究的结果也进行了 **Bootstrap** 分析，以防止基金经理的择时能力是由于样本的运气原因所带来的。同时，我们也对结果进行了稳健性的检验，排除了经济危机时期的数据，并对收益择时、波动择时和流动择时能力同时进行了估计。研究表明，我国的私募基金经理具有一定和收益择时和流动择时能力，基本不具有波动择时能力，并且估计结果是稳健的。

本文其余的部分是如下安排的：第二部分为数据的介绍和描述统计的结果；第三部分为不同择时模型的建立；第四部分为模型估计的结果；第五部分为稳健性检验；最后为结论。

二、数据及描述统计

本部分主要为介绍本研究所用的数据，以及相应的描述通统计分析结果，最后介绍了 **Amihud** 非流动性的计算方法和相应的结果。

1. 数据

本文选取了截止到 2014 年 12 月 31 日，具有 3 年以上历史数据的中国的私募基金，由于私募基金的策略不同，我们选取了股票型策略的基金，包括普通股票型基金和股票多空两种策略。这些策略的私募基金都是以股票为主要标的进行投资的，有一些股票多空策略基金还可以选择进行股指期货的空头操作，但其目

的是为了获得更高的利润，而不是进行市场的对冲。¹由于结构化的基金的净值存在汇报的方式不同，不能同时反映母基金和子基金的情况，因此我们排除了结构化的基金。满足上述条件的私募基金共有 787 只，其中，普通股票型基金 704 只，股票多空型基金 83 只。基金的净值数据来源于 Wind 资讯。在计算基金的收益时，我们使用的是考分红再投资的基金的复权净值，并且使用月度数据来进行计算。

在本文的研究中，我们使用到了市场的超额收益、Amihud 非流动性²、市场波动率、SMB、HML 以及 MOM 因子，我们使用了覆盖全部 A 股股票的中信标普 A 股综合指数来代替市场指数。表 1 中展现了私募基金的收益、以及不同因子的描述统计。由于样本中的私募基金数据最早开始与 2003 年，因此，市场指标及各个因子的描述统计我们也使用 2003 年到 2014 年的月度数据。从表中的结果可见，在样本期间内，股票型私募基金的月平均收益率为 0.69%，略低于股票市场收益率（ $1.02\% - (3\%/12) = 0.77\%$ ）。Amihud 非流动性的平均值为 2.9%，该值代表，对于市场个股平均而言，1 亿元可以带动价格 2.9% 的波动。市场波动率、SMB、HML 以及 MOM 因子的平均值分别为 1.57%、1.04%、-0.41% 和 -0.71%。

表 1 基金收益率和市场因子的描述统计（2003—2014）

	样本数	均值	中位数	标准差	25% 分位数	75% 分位数
基金收益率	787	0.69%	0.69%	0.70%	0.30%	1.05%
其中：普通股票型	704	0.68%	0.69%	0.70%	0.29%	1.02%
其中：股票多空	83	0.77%	0.79%	0.68%	0.33%	1.19%
市场超额收益	144	1.02%	1.57%	8.85%	-4.36%	6.54%
Amihud 非流动性	144	2.90%	2.54%	1.94%	1.39%	3.76%
波动率	144	1.57%	1.36%	0.67%	1.09%	1.86%
SMB	144	1.04%	1.19%	5.14%	-1.73%	4.55%
HML	144	-0.41%	-0.13%	3.38%	-2.11%	1.55%
MOM	144	-0.71%	-0.63%	4.87%	-3.88%	2.54%

2. 市场流动性

由于我国的沪深股票市场交易机制与很多国外的交易机制存在区别，一些国外的流动性度量体系，可能不适用于我国市场的，需要寻找适合我国证券交易制度的流动性的衡量方法。梁丽珍和孔东民（2008）结合常见的换手率、Amihud 测度和 Pastor-Stambaugh 测度等流动性指标进行了研究，发现换手率和 Pastor-Stambaugh 测度在捕捉流动性方面要差于 Amihud 测度。因此本研究也根据 Amihud（2002）的方法计算中国股票市场的非流动性，Amihud 非流动性的计算公式为：

¹ 对冲策略的私募基金属于相关价值策略。

² Amihud 非流动性的计算方法请见下文。

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|R_{t,d}^i|}{V_{t,d}^i} \quad (1)$$

其中， $D_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 个月中的交易的天数； $R_{t,d}^i$ 为股票 i 在第 t 个月中的第 d 天的收益； $V_{t,d}^i$ 为股票 i 在第 t 个月中的第 d 天的成交量，为了防止该数值过小，我们把成交量的单位设置为亿元。市场在第 t 个月的非流动性为：

$$ILLIQ_t = \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} ILLIQ_t^i \right) \quad (2)$$

其中， N_t 为第 t 个月的股票的数量。参考 Amihud（2002）的方法，在计算市场的非流动时，我们对样本进行了如下的处理：（1）删除每只股票 IPO 后前 10 个交易日的数据；（2）删除每天交易量最小的 10% 的股票；（3）删除 ST 状态的股票；（4）删除涨跌停的股票；（5）删除每个月少于 10 个交易日的股票。由于中国的股票交易制度和国外并不相同，例如，国内的集合竞价制度和国外的做市制度；国内的 T+1 交易制度和国外的 T+0 交易制度，以及国内的涨跌停制度等。这些制度将会从一定程度上影响到市场的流动性。特别是涨跌停制度，由于存在股票在一个交易日内的波动的限制，可能存在某只股票以很小的交易额就把股价拉升或降低 10%，因此会对市场的总体的流动性计算产生影响，为了去除这种异常值的影响，在计算市场的非流动性时，我们去掉了涨跌停的股票。¹

为了对比不同时期的非流动性指标，本研究对流动性指标进行了标准化的处理，参考 Pastor and Stambaugh（2003）以及 Acharya and Pedersen（2005）的相关文献，调整后的非流动性指标为：

$$AJD_ILLIQ_t = P_{t-1}^M * ILLIQ_t \quad (3)$$

其中， P_{t-1}^M 为第 $t-1$ 个月的市场的平均流动市值与 2014 年市场平均月流动市值的比。

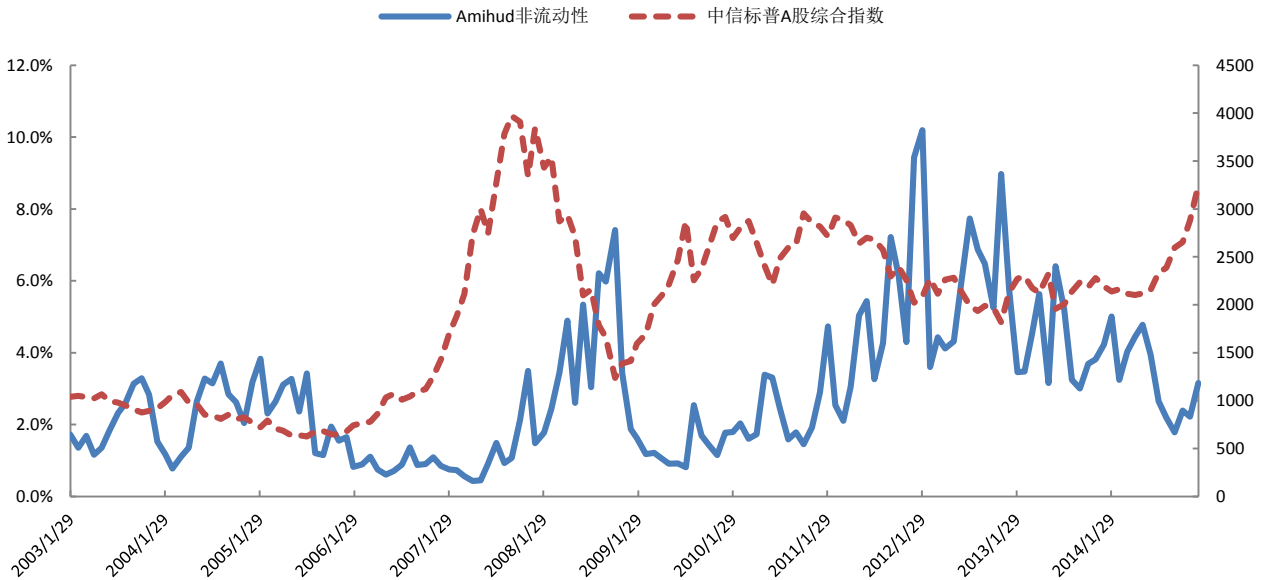
非流动性指标反映了流动性所带来的交易成本，如果该指标很低，代表价格波动一定程度，例如 1%，需要很多的交易量才能实现，即流动性很高。如果该指标较高，则代表价格波动 1%，只需要很少的交易量就可以实现，即流动性较低。

从表 1 中的描述统计结果中可以发现，从 2003 年到 2014 年，Amihud 非流动性指标的平均值为 2.9%，

¹ 我们也计算了没有删除涨跌停股票的非流动性，最后的分析结论相同。

中位数为 2.54%，表明在样本期内，对于平均对于每只股票而言，1 亿元的交易量可以带来 2.9%（中位数 2.54%）的价格的波动。非流动性指标的月度标准差为 1.94%，表明市场的流动性是在不断地变化的，那么基金经理是可以根据市场流动性的变化来相应调整基金的资产组合的。图 1 为根据 Amihud（2002）计算的我国股票市场的非流动性指标从 2003 年到 2014 年的月度变化趋势，从图中可见，市场的非流动性指标和市场指数呈现负相关的关系，在 2007 年和 2009 年市场大幅上涨的时候，非流动指标处于一个相对较低的水平，表明这个时间段内，市场的流动性较高；在 2008 年市场急速下跌的时候，非流动性指标开始上升，表明这段时间内市场的流动性较低。在样本期间内，市场指数收益率最高的时间为 2007 年 4 月，月收益率为 29.34%；市场指数收益率最低的时间为 2008 年 10 月，月收益率为-25.31%。Amihud 非流动性与市场收益率之间的相关系数为-40.1%，并且在 1%的置信度下是显著的。

图 1 股票市场的非流动性与中信标普 A 指综合指数（2003 年—2014 年）



三、择时模型的建立

本部分主要介绍衡量基金经理择时能力的三个模型：收益择时模型、波动择时模型和流动择时模型。

1. 广义的择时模型

根据 Treynor and Mazuy（1966）关于基金经理择时能力的分析框架，结合资本资产定价模型（CAPM），基金获得的收益可以用如下模型描述：

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_{i,t}MKT_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}, t=0, \dots, T-1 \quad (4)$$

其中, $R_{i,t+1}$ 为 t+1 月基金 i 的超额收益率; MKT_{t+1} 为 t+1 月市场的超额收益率。上述的模型中, 基金 i 的市场 $\beta_{i,t}$ 是随着时间 t 的变化而变化的。其含义基金经理在第 t 月根据对 t+1 月市场信息的预测的反映。根据市场择时能力的相关文献的研究 (例如, Admati 等, 1986; Ferson and Schadt, 1996), 市场的 β 可以写成一个关于市场预测的线性函数。这个函数可以用泰勒公式展开, 并且可以忽略其高阶项 (Shanken, 1990), 该表达可以写成:

$$\beta_{i,t} = \beta_i + \gamma_i E(\text{market condition}_{t+1} | I_t) \quad (5)$$

其中, I_t 为在 t 月基金经理可以获得的信息, γ_i 代表基金经理的择时能力, 即市场的 β 根据市场信息进行调整的能力。当研究不同的择时问题时, 市场信息可以选取不同的指标。

2. 收益择时模型 (Market Timing Model)

收益择时能力指基金经理通过判断市场收益的变量, 来相应调整资产组合的风险敞口, 从而获得更大收益的能力。在公式 (5) 中, 如果选取市场 β 为如下形式, 即可衡量基金经理的收益择时能力:

$$\beta_{i,t} = \beta_i + \gamma_i (MKT_{t+1} + \varphi_{t+1}) \quad (6)$$

将公式 (6) 代入到公式 (4) 中, 并且结合 Carhart (1997) 的四因子模型, 即可得到衡量基金经理收益择时能力的 Treynor and Mazuy (1966) 模型:

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_i MKT_{t+1} + \gamma_i MKT_{t+1}^2 + \beta_{h,i} HML_{t+1} + \beta_{s,i} SMB_{t+1} + \beta_{m,i} MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (7)$$

其中, $R_{i,t+1}$ 为 t+1 月基金 i 的超额收益率, 即基金的月收益率减去月的无风险利率; MKT_{t+1} 为 t+1 月市场的超额收益率。HML_{t+1}、SMB_{t+1}、MOM_{t+1} 分别为第 t+1 个月的价值因子、规模因子和动量因子。模型中的 γ 代表基金经理的择时能力, 如果 γ 显著大于零, 那么基金经理具有显著的择时能力。同时, 本研究使用基金的复权净值 (即考虑分红再投资) 计算基金的收益。我们选取中信标普 A 股综合指数的收益率代替市场的收益率, 使用 1 年期的定期存款利率来代替无风险利率。

我们同样估计了 Henriksson 和 Merton (1981) 中的 H-M 四因子模型:

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_i MKT_{t+1} + \gamma_i MAX(MKT_{t+1}, 0) + \beta_{h,i} HML_{t+1} + \beta_{s,i} SMB_{t+1} + \beta_{m,i} MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (8)$$

H-M 模型和 T-M 模型的不同之处在于把原来市场超额收益的平方项替换成了正向的市场超额收益, 即如果市场超额收益为正, 则 $MAX(MKT_{t+1}, 0)$ 为市场超额收益, 否则, 则为 0。同样, 模型中的 γ 代表基金经理的择时能力, 如果 γ 显著大于零, 那么基金经理具有显著的择时能力。

3. 波动择时模型 (Volatility Timing Model)

Busse (1999) 根据 Ferson and Schadt (1996) 的业绩评价的思想, 把市场波动作为因子, 在 β 和市场波动之间建立如下关系:

$$\beta_{i,t} = \beta_i + \gamma_i (\sigma_{t+1} - \bar{\sigma} + \varphi_{t+1}) \quad (9)$$

其中, σ_{t+1} 为市场在 $t+1$ 月的日收益的标准差, $\bar{\sigma}$ 为其均值, γ_i 即为反映波动择时的因子, 如果 γ_i 为负显著, 并且越小, 则表明波动择时能力越强。将上面的 $\beta_{i,t}$ 加入到公式 (4) 中, 并结合 Carhart (1997) 的四因子模型, 即可得到本研究估计波动择时能力的模型:

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_i MKT_{t+1} + \gamma_i MKT_{t+1} (\sigma_{t+1} - \bar{\sigma}) + \beta_{h,i} HML_{t+1} + \beta_{s,i} SMB_{t+1} + \beta_{m,i} MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (10)$$

其中, σ_{t+1} 为市场在 $t+1$ 月的日收益的标准差, $\bar{\sigma}$ 为 $t-1$ 个月到 $t-24$ 个月的 σ_t 的均值, $R_{i,t+1}$ 为 $t+1$ 月基金 i 的超额收益率, 即基金的月收益率减去月的无风险利率, MKT_{t+1} 为 $t+1$ 月市场的超额收益率, HML_{t+1} 、 SMB_{t+1} 、 MOM_{t+1} 分别为第 $t+1$ 个月的价值因子、规模因子和动量因子。我们选取中信标普 A 股综合指数的收益率带代替市场的收益率, 使用 1 年期的存款利率来代替无风险利率。本文对模型中的波动率取了负数, 估计该模型, 获得的 γ_i 即为反映波动择时的因子, 如果 γ_i 为正显著, 并且越大, 则表明基金经理的波动择时能力越强。

4. 流动择时模型 (Liquidity Timing Model)

除了基金的波动择时之外, 相关文献研究表明, 流动择时能力也是一个需要考察的方面。本研究考察我国私募基金经理的流动择时能力主要是出于以下方面的考虑。首先, 市场的流动性和基金的业绩相关。2008

年金融危机期间，美国大量的市场范围内的流动性被挤压的同时伴随着股票下跌。如果基金经理能够正确地预测未来市场的流动性状况，他们可以相应地调整自己的投资组合风险，以减轻损失。其次，相关的文献表明，市场的流动性对于资产定价来说是非常重要的一个变量（Acharya and Pedersen, 2006），同时市场的收益并不具有持续性，因此市场的流动性要比收益更加容易被预测。再次，私募基金的策略更加灵活，可以更加容易的根据市场的调整来整体资产的风险敞口，因此，研究私募基金的流动择时能力和市场流动性的关系就十分重要。

根据相关文献（Cao, Chen, Liang and Luo, 2013）的研究，在研究基金经理的流动择时能力时，可以将公式（5）写为如下形式：

$$\beta_{p,t} = \beta_p + \gamma_p(L_{m,t+1} - \overline{L_m} + \varphi_{t+1}) \quad (11)$$

其中，括号中替换公式（8）中期望的部分为基金经理对于市场流动性的预测， $L_{m,t+1}$ 代表在 t+1 月的市场的流动性，当然，这个指标在 t 月是无法观测到的， φ_{t+1} 代表基金经理对市场预测的偏差。将公式（11）代入到公式（4）中，并且结合 Carhart（1997）的四因子模型，即可得到衡量基金经理流动择时能力的模型：

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_i MKT_{t+1} + \gamma_i MKT_{t+1} (ILLIQ_{t+1} - \overline{ILLIQ}) + \beta_{h,i} HML_{t+1} + \beta_{s,i} SMB_{t+1} + \beta_{m,i} MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (12)$$

其中， $ILLIQ_{t+1}$ 为第 t+1 个月的市场的非流动性， \overline{ILLIQ} 为过去 24 个月非流动性的平均值， $R_{i,t+1}$ 为 t+1 月基金 i 的超额收益率，即基金的月收益率减去月的无风险利率， MKT_{t+1} 为 t+1 月市场的超额收益率， HML_{t+1} 、 SMB_{t+1} 、 MOM_{t+1} 分别为第 t+1 个月的价值因子、规模因子和动量因子。我们选取中信标普 A 股综合指数的收益率带代替市场的收益率，使用 1 年期的存款利率来代替无风险利率。本文对模型中的非流动性指标取了负数，估计该模型，获得的 γ_i 估计值反映基金流动择时的能力，如果 γ_i 为正显著，并且数值越大，表明基金的流动择时能力越强。

四、回归估计结果

本部分首先展现对每只基金的三种择时能力的估计结果，并展现择时能力处于不同 t 统计值的基金的比例。然后，我们对基金的择时能力进行了 Bootstrap 分析，最后，我们区分了不同成立时间的私募基金的择时能力。

1. 择时能力的 t 统计值分布

我们根据模型（7）、（8）、（10）和（12），对每只私募基金的不同的择时能力进行了 OLS 估计，为了保证估计的结果可靠度，我们要求每只基金至少有 36 个月的数据，表 2 展现的是在不同模型中，估计基金经理不同择时能力的变量的 t 统计值在某个区间内的基金所占的比例。例如，在收益择时（T-M）模型中，所有的股票型基金中，t 统计值大于 1.282 的基金所占的比例为 14.4%；在流动择时模型的所有股票型基金中，t 统计值大于 1.282 的基金所占的比例为 22.1%。在这些择时模型中，估计的系数为正代表基金经理具有择时能力。

从不同模型的估计结果中我们可以发现，在收益择时模型中，T-M 模型和 H-M 模型的结果比较一致，t 统计值大于 1.282 的基金所占的比例为 14.4%，超过了 10%，但在股票多空型的基金中，只有 9.6% 的基金的 t 统计值大于 1.282，处于临界点之下；在波动择时模型中，只有 8.9% 的基金的 t 统计值大于 1.282，小于 10%，而其中股票多空型基金中，该比例只有 6.0%；在流动择时模型中，有 22.1% 的基金的 t 统计值大于 1.282，大于 10%。从不同模型的 t 统计值的分布中可以发现，在收益择时模型中，右边的尾部要大于左边；在流动择时模型中，左边的尾部要大于右边。估计的结果反映出，在股票型私募基金中，有部分的基金经理具有一定的收益择时和流动择时能力，但很少的基金经理具有波动择时的能力。同时具有收益择时和流动择时能力的基金经理的个数为 52，占全部股票型基金的 6.6%。

除了展现估计结果的分布之外，模型的估计值也是具有含义的，以流动择时模型为例，在最具有流动择时能力的 10% 的基金中， γ 的平均估计值为 11.16，为了展现此数值的意义，我们将它和市场的 β 相比较，即还是这最具有流动择时能力的 10% 的基金的平均 β ，为 56.72%，择时能力的估计值的绝对值 11.16 代表，当市场的流动性超过其均值 1 倍标准差时（表 2 中的 1.94%），并且其他条件不变时，在最具有流动择时能力的 10% 的基金中市场 β 将提升 21.65%（ $11.16 \times 1.94\%$ ），即在平均 56.72% 的 β 的基础之上提高 39%。

表 2 不同模型的择时能力回归结果统计表

		基金所占比例							
		t<=-2.326	t<=-1.96	t<=-1.645	t<=-1.282	t>=1.282	t>=1.645	t>=1.96	t>=2.326
收益择时 (T-M)	总体	1.5%	2.9%	5.2%	11.7%	14.4%	9.5%	5.2%	3.4%
	普通股票型	1.4%	2.7%	5.0%	11.4%	14.9%	9.9%	5.3%	3.3%
	股票多空	2.4%	4.8%	7.2%	14.5%	9.6%	6.0%	4.8%	4.8%
收益择时 (H-M)	总体	1.1%	2.8%	4.4%	9.8%	14.9%	9.1%	6.0%	2.8%
	普通股票型	0.9%	2.4%	4.1%	9.7%	15.6%	9.5%	6.1%	3.0%
	股票多空	3.6%	6.0%	7.2%	10.8%	8.4%	6.0%	4.8%	1.2%
波动择时	总体	5.8%	9.4%	14.5%	22.5%	8.9%	4.8%	3.4%	1.9%
	普通股票型	6.1%	9.7%	14.9%	23.2%	9.2%	5.1%	3.6%	1.8%
	股票多空	3.6%	7.2%	10.8%	16.9%	6.0%	2.4%	2.4%	2.4%
流动择时	总体	1.8%	2.7%	4.8%	10.2%	22.1%	17.2%	13.1%	9.5%
	普通股票型	1.7%	2.7%	5.0%	10.2%	23.2%	17.9%	13.6%	9.8%
	股票多空	2.4%	2.4%	3.6%	9.6%	13.3%	10.8%	8.4%	7.2%

注：表中数字表示 t 统计值处于某个范围的基金所占同类基金的比例。

2. 不同成立时间的私募基金的择时能力

由于本文分析所使用的数据是有 36 个月及以上历史业绩的私募基金的数据，因此数据的私募基金的成立时间各不相同，满足样本条件的基金中，最早成立的在 2007 年，最晚的在 2011 年，而 2007 到 2011 年中国的股票市场经历的牛市和熊市的转换。而私募基金在刚开始成立的时期内，由于建仓的需要，往往需要一定时间才能达到预定的仓位，如果建仓时间正好处于市场下跌的时期，私募基金经理则不急于立刻建好仓位，而是持币等待市场平稳后再建仓。因此，这些基金经理往往会表现出某种择时的能力，但这种择时能力属于一种被动的择时。为了区分基金基金经理的被动择时，我们对基金不同成立的时间进行了区分。

我们估计了不同成立时间的基金在 4 种模型中的估计结果，从表 3 中可以看出，在 2008 年成立的基金的基金经理的各个能力显著的比例最高，例如，在收益择时能力模型中，2008 年成立的基金的基金经理的收益择时能力相对较强，在 T-M 模型中，有 31.5% 的 2008 年成立的基金的基金经理选股能力 t 统计值大于 1.282，而 2010 年成立的基金该比例为 8.8%；H-M 模型的估计结果类似；在流动择时模型中，2008 年成立的基金的基金经理流动择时能力 t 统计值大于 1.282 的有 20.4%，而 2009 年成立的只有 6.3%；同样，在流动择时能力模型中，2008 年成立的基金的基金经理流动择时能力 t 统计值大于 1.282 的有 31.5%，而 2007 年成立的只有 8.8%。可见，不同成立年份的基金所处的市场环境不同，基金的持仓比例或许不同，2008 年市场处于下降的熊市中，这时候很多新成立的基金的持仓比例较低，因此他们的亏损也相对少些，这样就被动的体现出了择时能力。因此具有显著择时能力的基金经理的比例就相对较高。在后面的稳健性统计中，我们也分析了去掉 2008 年成立的基金后的结果。

表 3 不同模型的股票型基金择时能力回归结果统计表（不同成立时间）

模型	成立年份	样本数	基金所占比例							
			t<=-2.326	t<=-1.96	t<=-1.645	t<=-1.282	t>=1.282	t>=1.645	t>=1.96	t>=2.326
收益择时 (T-M)	2007	57	0.0%	0.0%	0.0%	5.3%	24.6%	10.5%	7.0%	0.0%
	2008	54	0.0%	0.0%	0.0%	1.9%	31.5%	22.2%	9.3%	5.6%
	2009	128	0.8%	3.1%	3.9%	7.0%	24.2%	10.9%	9.4%	5.5%
	2010	250	0.8%	1.2%	4.0%	7.2%	8.8%	6.8%	4.8%	2.4%
	2011	201	1.0%	4.5%	6.0%	16.9%	10.9%	7.0%	3.0%	1.0%
收益择时 (H-M)	2007	57	0.0%	7.0%	8.8%	14.0%	26.3%	14.0%	3.5%	3.5%
	2008	54	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	31.5%	24.1%	14.8%	5.6%
	2009	128	1.6%	1.6%	3.9%	7.0%	26.6%	16.4%	9.4%	5.5%
	2010	250	1.2%	2.0%	4.0%	10.8%	9.2%	6.8%	4.0%	2.4%
	2011	201	2.0%	3.5%	6.5%	16.9%	6.0%	3.5%	1.0%	1.0%
波动择时	2007	57	1.8%	7.0%	14.0%	21.1%	12.3%	8.8%	7.0%	5.3%
	2008	54	3.7%	7.4%	9.3%	13.0%	20.4%	18.5%	16.7%	11.1%
	2009	128	19.5%	22.7%	28.9%	35.2%	6.3%	4.7%	2.3%	0.8%
	2010	250	3.6%	7.6%	14.0%	22.4%	6.8%	2.8%	2.0%	0.8%
	2011	201	2.0%	4.5%	7.5%	18.4%	10.9%	4.0%	2.0%	0.5%
流动择时	2007	57	1.8%	1.8%	1.8%	5.3%	8.8%	8.8%	8.8%	5.3%
	2008	54	1.9%	1.9%	1.9%	7.4%	31.5%	24.1%	20.4%	16.7%
	2009	128	3.1%	5.5%	8.6%	16.4%	13.3%	8.6%	7.8%	6.3%
	2010	250	0.4%	1.6%	3.6%	9.2%	25.2%	18.0%	14.4%	10.0%
	2011	201	2.0%	2.5%	6.0%	9.5%	28.9%	25.4%	16.9%	11.9%

注：表中数字表示 T 统计值处于某个范围的基金所占同类基金的比例。

3. Bootstrap 估计

之前的分析发现，有部分的私募基金经理具有择时能力，但这里还有一个重要的问题需要回答：是否我们发现的这些基金经理的择时能力是由于运气原因所产生的？为了回答这个问题，我们采用了 Bootstrap 方法来对基金经理的择时能力进行分析。Bootstrap 方法可以将基金投资业绩中的“能力”和“运气”相分离。对于业绩突出的基金，难免会被怀疑究竟是靠能力还是靠好运气，“运气”通常很难来度量，而 Bootstrap 分析方法可以通过比较真实的结果和经过 Bootstrap 过程产生的结果来将基金经理的能力与运气进行分离。

我们的 Bootstrap 的方法采用了 Kosowski 等（2006）的方法，其主要思想是对 OLS 回归的残差进行抽样，然后利用抽样后的残差和估计的系数构造一个没有择时能力的基金的超额收益，利用新的超额收益重新进行 OLS 估计，得到择时能力的估计系数和统计值，最后比较 Bootstrap 后的择时能力的估计值或统计值，和之前 OLS 估计的值之间的大小关系，来计算出 Bootstrap 的 P 值。由于 Bootstrap 构建的基金超额收益是假设没有择时能力的收益，因此，如果 Bootstrap 获得的择时能力大于之前 OLS 估计的结果，则表明这个择时能力是由于运气原因所产生的，而不是基金经理真实的能力。

Bootstrap 的具体步骤如下（以流动择时模型为例）：

(1) 对每只基金进行 OLS 估计：

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_i MKT_{t+1} + \gamma_i MKT_{t+1} (\text{ILLIQ}_{t+1} - \overline{\text{ILLIQ}}) + \beta_{h,i} HML_{t+1} + \beta_{s,i} SMB_{t+1} + \beta_{m,i} MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (13)$$

估计后，保留估计的系数 $\{\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i, \hat{\gamma}_i, \hat{\beta}_{h,i}, \hat{\beta}_{s,i}, \hat{\beta}_{m,i}\}$ 和残差 $\{\hat{\varepsilon}_{it}^b, t_i 0, \dots, T_i - 1\}$ ，其中 T_i 为基金 i 的收益的观测月数。

(2) 对每只基金的残差进行有放回的随机抽样，形成一组新的残差 $\{\hat{\varepsilon}_{it}^b, t_i 0, 2 \dots, T_i - 1\}$ ，抽样的次数为 B。这里只是改变每只基金的残差，其他的变量不变。

(3) 把每只基金的 $\hat{\gamma}_i$ 设置为 0，利用抽样后的残差构建一个新的超额收益。

$$R_{i,t+1}^b = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i MKT_{t+1} + \hat{\beta}_{h,i} HML_{t+1} + \hat{\beta}_{s,i} SMB_{t+1} + \hat{\beta}_{m,i} MOM_{t+1} + \hat{\varepsilon}_{i,t+1}^b \quad (14)$$

(4) 把上面计算得到的 R_{it}^b 代替原来的 R_{it} ，重新对每只基金进行公式（13）的 OLS 回归估计。重复上述 1 到 3 步骤，对于每只基金，我们得到 B 个 γ 的估计值。这里我们设置重复抽样的次数 B 为 5000 次。

Bootstrap 的分析可以告诉我们，在之前 OLS 估计的基金经理的择时能力的结果中，有多大的比例是由于运气的因素所带来的择时能力。对于每只基金，我们对比了 OLS 估计的参数（或 t 统计值）和 Bootstrap 后的参数（或 t 统计值），从而判断是否之前发现的择时能力可以用运气因素来解释。由于基金的收益是假设在没有流动择时能力的条件下产生的，因此，如果公式（14）回归后的 γ 仍然显著，说明这个显著性是由于样本的波动所产生的，并不是代表基金经理的真实能力。因此如果发现通过 Bootstrap 迭代产生的正的 γ 的值只有少数大于实际数据产生的 γ ，就可以得出结论：样本的变化不是低 γ 产生的原因，即基金经理的流动择时能力不是靠运气，而是靠其真实的能力。如果发现通过 Bootstrap 迭代产生的正的 γ 的值大部分大于实际数据产生的 γ ，就可以得出结论：样本的变化可能是低 γ 产生的原因，即基金经理的流动择时能力的取得有可能是靠运气，因为样本的随机性（运气）也可能产生这样的能力。

本文根据 γ 和 γ 的 t 统计值的排序，分别根据不同的分位点选取了 TOP、TOP1%、TOP5%、TOP10%、TOP20%、BOTTOM20%、BOTTOM10%、BOTTOM5%、BOTTOM1%和 BOTTOM 这 10 个分位点上的基金来展现结果。Bootstrap 过程后的 P 值为：

$$P = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B I_{|\pi^b| > |\pi|} \quad (15)$$

其中,

$$I_{|\pi^b|>|\pi|} = \begin{cases} 1, & |\pi^b| > |\pi| \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (16)$$

π^b 和 π 分别为 Bootstrap 后的和实际的 γ (或其 t 统计量), B 为 Bootstrap 的次数 (本文为 5000 次)。如果 P 值小于 0.1, 则表明基金经理的能力并不是由于运气而产生的; 如果 P 值大于 0.1, 则表明基金经理的选股能力可能是由于运气而产生的。为了防止估计中存在异方差问题, 我们利用了 Bootstrap 后的 Newey-West t 统计量带代替传统的 t 统计量。

表 4 为不同模型按参数估计值大小排序的, 在各个分位点上的基金的 Bootstrap 估计结果, 表 5 为不同模型按参数估计 t 统计值大小排序的, 在各个分位点上的基金的 Bootstrap 估计结果, 从两个表中可见, 在收益择时 T-M 模型中, 位于参数 TOP5%分位点上的基金的 Bootstrap 的 P 值为 0.075, 是小于 0.1 的, 而位于参数 TOP10%分位点上基金的 Bootstrap 的 P 值为 0.143, 大于 0.1。在收益择时 H-M 模型中, 位于 t 统计值 TOP5%分位点上的基金的 Bootstrap 的 P 值为 0.048, 是小于 0.05 的。因此, 至少有 5%的私募基金经理具有真实的收益择时能力。在波动择时中, 只有位于参数或 t 统计值 TOP1%分为点的基金的 Bootstrap 的 P 值小于 0.1, 因此, 很少基金经理具有真实的波动择时能力; 在流动择时中, 位于参数 TOP5%分位点上和 t 统计值 TOP5%分位点上的基金的 Bootstrap 的 P 值都小于 0.1, 因此, 至少有 5%的私募基金经理具有真实的流动择时能力。

表 4 不同模型按参数估计值排序的各个分位点上的 Bootstrap 结果

模型	变量	BOTTOM	BOTTOM 1%	BOTTOM 5%	BOTTOM 10%	BOTTOM 20%	TOP20%	TOP10%	TOP5%	TOP1%	TOP
收益择时 (T-M)	Gamma	-4.43	-2.46	-1.39	-1.10	-0.64	0.73	1.14	1.57	2.87	8.29
	t of Gamma	-1.92	-1.26	-1.45	-0.85	-1.12	0.72	1.79	2.42	0.88	4.56
	Bootstrap P	0.257	0.374	0.251	0.447	0.479	0.593	0.143	0.075	0.515	0.006
收益择时 (H-M)	Gamma	2.15	0.56	0.38	0.27	0.98	-0.18	-0.32	-0.41	-0.73	-1.34
	t of Gamma	3.43	2.83	1.01	0.95	0.95	-0.75	-0.83	-1.27	-1.64	-1.78
	Bootstrap P	0.034	0.025	0.408	0.424	0.472	0.523	0.479	0.286	0.279	0.184
波动择时	Gamma	115.88	76.18	45.41	35.65	25.02	-15.81	-28.83	-41.96	-66.14	-177.09
	t of Gamma	1.89	0.98	2.41	0.81	1.43	-0.6	-1.33	-1.51	-2.54	-2.88
	Bootstrap P	0.25	0.431	0.063	0.519	0.262	0.643	0.243	0.261	0.058	0.108
流动择时	Gamma	22.08	12.3	8.15	5.81	3.31	-5.37	-8.48	-11.43	-17.51	-22.73
	t of Gamma	2.24	2.65	1.32	3.54	0.72	-1.44	-1.32	-2.88	-4.52	-3.6
	Bootstrap P	0.063	0.005	0.253	0.006	0.574	0.182	0.225	0.008	0	0.002

表 5 不同模型按 t 统计值排序的各个分位点上的 Bootstrap 结果

模型	变量	BOTTOM	BOTTOM 1%	BOTTOM 5%	BOTTOM 10%	BOTTOM 20%	TOP20%	TOP10%	TOP5%	TOP1%	TOP
收益择时 (T-M)	Gamma	-0.84	-1.77	-1.04	-0.78	-0.61	0.34	1.50	0.69	3.88	2.19
	t of Gamma	-4.18	-2.49	-1.55	-1.23	-0.78	1.04	1.59	2.05	3.58	5.07
	Bootstrap P	0.000	0.117	0.288	0.306	0.545	0.434	0.225	0.154	0.010	0.000
收益择时 (H-M)	Gamma	-0.38	-0.69	-0.38	-0.54	-0.15	0.28	0.38	0.35	0.88	0.89
	t of Gamma	-3.93	-2.07	-1.52	-1.08	-0.63	1.16	1.66	2.11	3.34	4.50
	Bootstrap P	0.000	0.064	0.262	0.349	0.551	0.305	0.169	0.048	0.005	0.001
波动择时	Gamma	-67.46	-59.62	-21.14	-16.24	-11.76	24.35	13.46	42.57	177.09	26.31
	t of Gamma	-3.98	-3.39	-2.25	-1.72	-1.23	0.81	1.31	1.75	2.88	4.09
	Bootstrap P	0.004	0.021	0.057	0.192	0.344	0.599	0.261	0.166	0.084	0
流动择时	Gamma	-8.30	-8.21	-6.65	-5.05	-6.73	10.42	8.54	7.36	21.05	12.09
	t of Gamma	-4.08	-2.97	-1.78	-1.29	-0.83	1.46	2.31	3.27	4.31	5.95
	Bootstrap P	0.003	0.003	0.218	0.224	0.468	0.171	0.112	0.028	0.001	0.000

为了更加详细的展现 Bootstrap 的结果，我们展现了收益择时 (T-M) 模型和流动择时模型按 t 统计值排序的不同分位点的基金 Bootstrap 核密度分布图，如图 2 和图 3 所示。例如，在收益择时 (T-M) 模型中，反映收益择时能力的系数 γ 为正显著代表基金经理具有收益择时能力，以新价值 15 期基金为例，该基金真实的择时能力 γ 的 t 统计值为 3.58，而通过 Bootstrap 估计的 γ 的 t 统计值大部分小于真实值，其 P 值为 0.01，因此是显著的，由于 Bootstrap 是在假设基金经理没有择时能力的条件下进行的估计，如果这个时候估计结果还大于真实值，则表明之前的估计有很到可能是由于运气因素所带来的。因此该结果反映出该基金经理的收益择时能力不是来源于运气，而是其自身的真实能力；在流动择时模型中，反映基金经理流动择时能力的系数 γ 为正显著代表其有流动择时能力（我们将非流动性指标乘以了 -1），以从容优势 2 期基金为例，该基金的真实 γ 的 t 统计值为 3.27，通过 Bootstrap 估计的 γ 的 t 统计值大部分小于真实值，其 P 值为 0.028，小于 0.1，因此是显著的，即该基金经理的流动择时能力不是来源于运气，而是其自身的真实能力。

图 2 收益择时 (T-M) 模型按 t 统计值排序的不同分位点的基金的 Bootstrap 核密度分布图

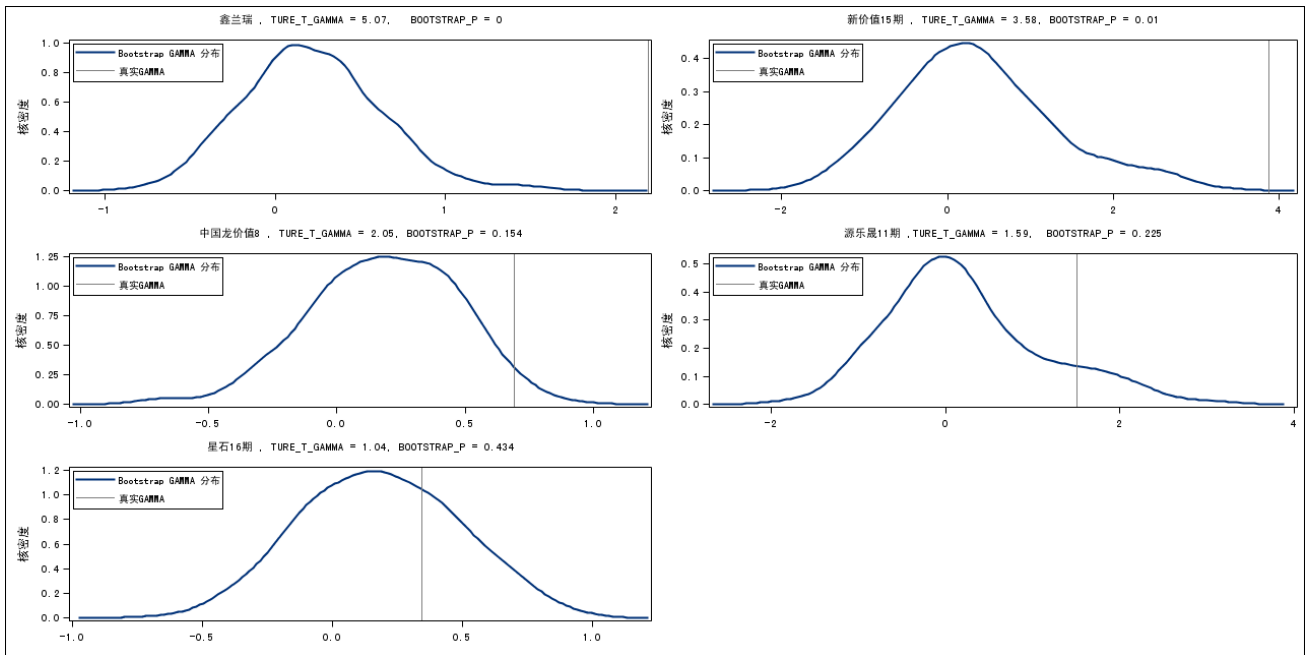
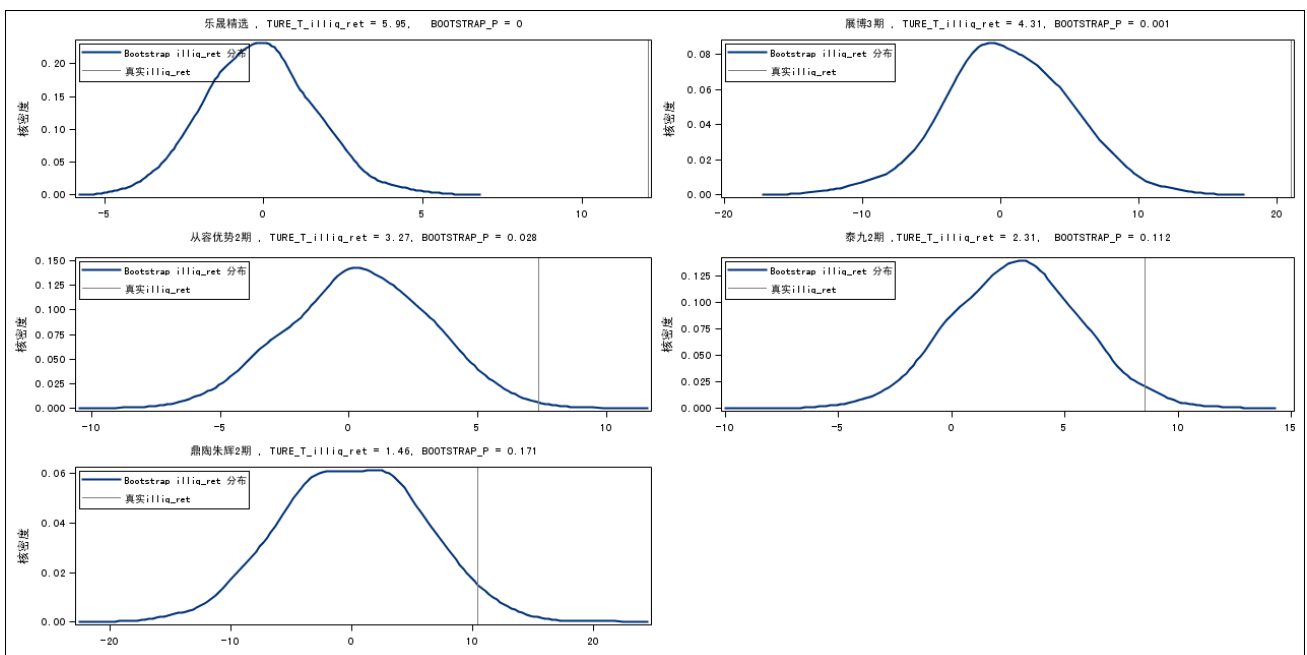


图 3 流动择时模型按 t 统计值排序的不同分位点的基金的 Bootstrap 核密度分布图



五、稳健性检验

本部分主要进行稳健性检验，首先排除了金融危机的 2008 年，对三种择时能力进行了重新的估计，然后对回归结果进了 Bootstrap 检验，同时检验了排除 2008 年成立的基金后的结果；其次，将收益择时、波动择时和流动择时三个模型同时进行估计；最后，增加了对滞后变量的控制，重新对三个模型进行估计。

1. 排除金融危机的 2008 年的估计结果

在 2008 年，中国的股票市场经历的一场巨大的下跌，为了避免之前估计的基金经理的择时能力的结果主要是归于市场的剧烈的波动的金融危机所导致的，我们排除了 2008 年的数据，对基金经理的收益择时、波动择时和流动择时能力重新进行了估计。表 6 为排除了金融危机的 2008 年后的不同模型择时能力的估计结果，从表中可见，在收益择时模型中，T-M 模型和 H-M 模型的结果比较一致，t 统计值大于 1.282 的基金所占的比例为 12.6%，超过了 10%；在波动择时模型中，只有 6.9%的基金的 t 统计值小于大于 1.282，小于 10%；在流动择时模型中，有 21.0%的基金的 t 统计值大于 1.282，大于 10%。和没有排除 2008 年数据的结果相比，排除 2008 年后的显著的比例有所降低，例如，在流动择时模型中，排除 2008 年数据前后的 t 值大于 1.282 的基金所占的比例分别为 22.1%和 21.0%，即有 1.1%的基金的流动择时能力是由于 2008 年的金融危机所带来的。但除了波动择时模型之外，以 10%的置信度来衡量，还是有超过 10%的基金处于这个范围之内。因此，排除 2008 年的数据并没有根本改变之前的结论。即，基金经理的收益择时能力和流动择时能力并不是由于 2008 年的金融危机所带来的。

表 6 不同模型的择时能力回归结果统计表（排除 2008 年）

		基金所占比例							
		t<=-2.326	t<=-1.96	t<=-1.645	t<=-1.282	t>=1.282	t>=1.645	t>=1.96	t>=2.326
收益择时 (T-M)	总体	1.5%	2.4%	4.6%	11.3%	12.6%	8.1%	4.8%	3.0%
	股票型基金	1.4%	2.1%	4.4%	11.1%	12.8%	8.4%	4.8%	2.8%
	股票多空	2.4%	4.8%	6.0%	13.3%	10.8%	6.0%	4.8%	4.8%
收益择时 (H-M)	总体	1.1%	2.8%	4.4%	9.5%	12.8%	7.8%	5.3%	3.0%
	股票型基金	0.9%	2.4%	4.3%	9.5%	13.4%	7.8%	5.3%	3.1%
	股票多空	3.6%	6.0%	6.0%	9.6%	8.4%	7.2%	6.0%	2.4%
波动择时	总体	7.4%	10.8%	15.2%	23.3%	6.9%	3.1%	1.9%	0.9%
	股票型基金	7.8%	11.2%	15.9%	24.3%	7.4%	3.1%	1.8%	0.7%
	股票多空	3.6%	7.2%	9.6%	14.5%	2.4%	2.4%	2.4%	2.4%
流动择时	总体	2.0%	3.4%	6.4%	11.9%	21.0%	15.9%	11.7%	8.5%
	股票型基金	2.0%	3.6%	6.7%	12.4%	22.0%	16.5%	12.1%	8.5%
	股票多空	2.4%	2.4%	3.6%	8.4%	12.0%	10.8%	8.4%	8.4%

注：表中数字表示 t 统计值处于某个范围的基金所占同类基金的比例。

我们同样对排除 2008 年数据进行了 Bootstrap 分析，其结论和不排除 2008 年数据基本类似，如表 7 和表 8 所示，有 5%到 10%的私募基金经理具有真实的收益择时能力，基本没有基金经理具有波动择时能力，有 5%到 10%的私募基金经理具有真实的流动择时能力。例如，在收益择时模型中 (T-M)，在按估计值排序的 TOP10%分为点的基金的收益择时能力的 Bootstrap 的 P 值为 0.016，是显著的；在按 t 统计值排序的 TOP5%分为点的基金的收益择时能力的 Bootstrap 的 P 值为 0.042，是显著的；在流动择时模型中，在按估计值排

序的 TOP5%分位点的基金的流动择时能力的 Bootstrap 的 P 值为 0.007，是显著的；在按 t 统计值排序的 TOP10%分位点的基金的收益择时能力的 Bootstrap 的 P 值为 0.073，是显著的。

表 7 不同模型按参数估计值排序的各个分位点上的 Bootstrap 结果（排除 2008 年）

模型	变量	BOTTOM	BOTTOM 1%	BOTTOM 5%	BOTTOM 10%	BOTTOM 20%	TOP20%	TOP10%	TOP5%	TOP1%	TOP
收益择时 (T-M)	Gamma	-4.43	-2.70	-1.59	-1.18	-0.74	0.74	1.17	1.56	2.91	8.02
	t of Gamma	-4.52	-2.51	-1.35	-2.03	-0.62	0.84	2.87	2.82	2.45	4.40
	Bootstrap P	0.002	0.075	0.345	0.118	0.671	0.564	0.016	0.018	0.078	0.012
收益择时 (H-M)	Gamma	-1.28	-0.76	-0.47	-0.35	-0.22	0.20	0.39	0.55	0.82	2.02
	t of Gamma	-1.75	-2.40	-1.69	-1.41	-1.00	0.61	0.98	2.11	3.59	3.26
	Bootstrap P	0.222	0.053	0.132	0.331	0.405	0.632	0.413	0.087	0.006	0.039
波动择时	Gamma	-129.71	-79.74	-51.38	-39.01	-27.1	12.22	24.58	35.56	61.53	165.45
	t of Gamma	-2.35	-3.76	-2.94	-2.01	-2.11	0.3	0.67	0.66	2.34	2.66
	Bootstrap P	0.133	0.009	0.028	0.152	0.104	0.842	0.612	0.615	0.083	0.152
流动择时	Gamma	-24.88	-15.57	-8.51	-6.04	-3.54	5.48	8.76	11.9	16.99	20.79
	t of Gamma	-3.3	-1.92	-2.31	-1.19	-0.65	1.14	1.59	3.06	4.13	3.43
	Bootstrap P	0.002	0.084	0.022	0.33	0.615	0.318	0.17	0.007	0.001	0.001

表 8 不同模型按 t 统计值排序的各个分位点上的 Bootstrap 结果（排除 2008 年）

模型	变量	BOTTOM	BOTTOM 1%	BOTTOM 5%	BOTTOM 10%	BOTTOM 20%	TOP20%	TOP10%	TOP5%	TOP1%	TOP
收益择时 (T-M)	Gamma	-4.43	-2.34	-1.23	-0.59	-0.96	0.69	1.28	1.48	1.95	2.48
	t of Gamma	-4.52	-2.49	-1.63	-1.32	-0.95	0.95	1.48	1.95	3.46	4.57
	Bootstrap P	0.001	0.173	0.194	0.338	0.511	0.403	0.225	0.042	0.014	0.012
收益择时 (H-M)	Gamma	-1.11	-0.69	-0.57	-0.41	-0.34	0.30	0.30	0.51	0.66	1.01
	t of Gamma	-3.50	-2.35	-1.60	-1.26	-0.86	0.96	1.44	2.03	3.08	4.08
	Bootstrap P	0.006	0.098	0.261	0.356	0.511	0.459	0.334	0.071	0.010	0.009
波动择时	Gamma	-25	-24.04	-123.45	-33.64	-27.23	22.83	26.85	61.86	47.92	49.32
	t of Gamma	-4.64	-4.1	-2.58	-2.03	-1.42	0.63	1.06	1.4	2.15	3.38
	Bootstrap P	0.004	0.004	0.067	0.119	0.261	0.716	0.375	0.333	0.127	0.02
流动择时	Gamma	-7.67	-12.02	-7.31	-9.99	-4.85	3.98	3.52	10.63	13.99	15.84
	t of Gamma	-3.76	-2.97	-1.82	-1.38	-0.82	1.32	2.09	2.91	4.08	4.92
	Bootstrap P	0	0.021	0.131	0.24	0.461	0.26	0.073	0.006	0.001	0

根据之前的分析，在 2008 年成立的基金有较高的比例具有择时能力，因此我们排除了 2008 年成立的基金，对其他基金的数据进行了择时能力的估计。从表 9 的结果中可见，排除 2008 年成立的基金后，仍然有超过 10%的基金经理具有显著收益择时能力和流动择时能力，虽然显著的比例比之前略有下降。例如，在收益择时模型中，排除 2008 年成立的基金后，具有显著择时能力 ($t > 1.282$) 的基金经理的比例从原来的 14.4% 下降到 13.5%；流动择时能力显著的比例则从原来的 22.1% 下降到 21.5%。

表9 不同模型的择时能力回归结果统计表（排除2008年成立的基金）

		基金所占比例							
		t<=-2.326	t<=-1.96	t<=-1.645	t<=-1.282	t>=1.282	t>=1.645	t>=1.96	t>=2.326
收益择时 (T-M)	总体	1.5%	2.8%	4.4%	9.7%	13.5%	7.2%	4.7%	2.9%
	股票型基金	1.5%	2.8%	4.5%	9.2%	14.3%	7.2%	4.9%	2.9%
	股票多空	1.4%	2.7%	4.1%	13.5%	6.8%	6.8%	2.7%	2.7%
收益择时 (H-M)	总体	1.0%	1.7%	4.1%	7.7%	14.2%	8.8%	6.6%	2.9%
	股票型基金	0.9%	1.7%	3.8%	7.5%	14.5%	9.2%	6.8%	3.1%
	股票多空	1.4%	1.4%	6.8%	9.5%	12.2%	5.4%	5.4%	1.4%
波动择时	总体	4.1%	7.3%	11.2%	18.9%	9.3%	4.3%	2.6%	1.8%
	股票型基金	4.5%	7.5%	11.5%	19.4%	10.3%	4.8%	2.9%	2.0%
	股票多空	1.4%	5.4%	8.1%	14.9%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
流动择时	总体	1.9%	4.1%	6.4%	10.8%	21.5%	15.7%	13.0%	9.4%
	股票型基金	1.8%	4.3%	6.6%	11.1%	22.2%	16.5%	13.4%	9.5%
	股票多空	2.7%	2.7%	4.1%	8.1%	16.2%	9.5%	9.5%	8.1%

注：表中数字表示 t 统计值处于某个范围的基金所占同类基金的比例。

2. 不同择时能力同时估计

之前我们对于不同择时能力的分析是每个能力单独进行回归的，但是，研究表明，市场的流动性和市场的收益率与波动性都是相关的（Pastor and Stambaugh, 2003），因此，基金经理的某种择时能力可能和其他的择时能力相关。为了避免这个问题，我们把基金经理的收益择时、波动择时和流动择时能力放到一个模型中估计，我们假设市场的 β 是市场超额收益、市场波动性和市场流动性的线性组合，该模型如下：

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_i MKT_{t+1} + \gamma_{1,i} MKT_{t+1}^2 + \gamma_{2,i} MKT_{t+1} (\sigma_{t+1} - \bar{\sigma}) + \gamma_{3,i} MKT_{t+1} (ILLIQ_{t+1} - \overline{ILLIQ}) + \beta_{h,i} HML_{t+1} + \beta_{s,i} SMB_{t+1} + \beta_{m,i} MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (17)$$

其中， $\gamma_{1,i}$ 、 $\gamma_{2,i}$ 、 $\gamma_{3,i}$ 分别代表基金经理的收益择时能力的估计、波动择时能力的估计和流动择时能力的估计。表10为不同模型的估计结果，表中的回归结果证实了中国的部分优秀的私募基金经理具有一定的收益择时和流动择时能力，但不具有波动择时的能力。例如，有16.8%的私募基金经理的收益择时能力的估计 t 统计值大于1.282，有23.3%的私募基金经理的流动择时能力的 t 统计值大于1.282，都是大于10%的。对比该结果和三种择时能力的单独估计结果可以发现，收益择时能力和流动择时能力的估计结果并没有发生较大的变化，并且还是略高于单独估计择时能力的结果（收益择时：16.8%-14.4%；流动择时：23.3%-22.1%）。产生这种结果的主要原因在于基金经理的波动择时能力相对较弱，而波动率和收益率、流动性都是相关的，因此，在单独估计的结果中，收益择时模型和流动择时模型的估计结果会受到没有控制的波动择时的影响。总之，该结果表明，基金经理的存在收益择时能力和流动择时能力，并且这种能力并不是由于其他相关的因

素的影响所带来的。

表 10 不同的择时能力回归结果统计表

		基金所占比例							
		t<=-2.326	t<=-1.96	t<=-1.645	t<=-1.282	t>=1.282	t>=1.645	t>=1.96	t>=2.326
收益择时 (T-M)	总体	1.4%	3.8%	5.7%	10.0%	16.8%	10.6%	7.6%	4.6%
	普通股票型	1.4%	4.0%	5.7%	10.1%	17.1%	11.1%	8.0%	4.6%
	股票多空	1.2%	2.4%	6.0%	9.6%	14.5%	6.0%	4.8%	4.8%
波动择时	总体	6.9%	10.3%	15.4%	22.0%	8.1%	3.9%	2.4%	0.8%
	普通股票型	7.4%	11.1%	16.1%	22.6%	8.1%	4.3%	2.7%	0.9%
	股票多空	2.4%	3.6%	9.6%	16.9%	8.4%	1.2%	0.0%	0.0%
流动择时	总体	2.7%	4.2%	5.9%	10.4%	23.3%	18.7%	12.7%	7.9%
	普通股票型	2.7%	4.4%	6.3%	11.2%	23.9%	19.3%	13.1%	8.1%
	股票多空	2.4%	2.4%	2.4%	3.6%	18.1%	13.3%	9.6%	6.0%

注：表中数字表示 t 统计值处于某个范围的基金所占同类基金的比例。

同时,我们也对该模型进行了 Bootstrap 的估计,以防止由于运气的原因导致结果显著,表 11 为 Bootstrap 的结果,从表中可见,在收益择时估计中,在 t 统计值最高的 5%的私募基金上,Bootstrap 估计的 p 值是小于 0.1 的,而在流动择时估计中,在 t 统计值最高的 10%的私募基金上,Bootstrap 估计的 p 值是小于 0.1 的。结果表明,我们私募基金经理具有一定的收益择时和流动择时能力,并且这种能力并不是由于运气或者其他方面的相关能力所带来的。

表 11 不同择时能力按 t 统计值排序的各个分位点上的 Bootstrap 结果

模型	变量	BOTTOM	BOTTOM	BOTTOM	BOTTOM	BOTTOM	TOP20%	TOP10%	TOP5%	TOP1%	TOP
			1%	5%	10%	20%					
收益择时 (T-M)	Gamma	-4.02	-1.49	-2.49	-0.86	-0.75	0.79	1.19	1.96	1.33	2.85
	t of Gamma	-3.42	-2.50	-1.71	-1.28	-0.84	1.15	1.72	2.30	3.89	5.14
	Bootstrap P	0.024	0.034	0.384	0.396	0.559	0.434	0.291	0.095	0.005	0.000
波动择时	Gamma	-40.36	-25.67	-25.21	-49.48	-18.71	10.41	38.79	14.2	43.42	129.37
	t of Gamma	-4.91	-3.79	-2.61	-2	-1.41	0.63	1.12	1.5	2.28	3.05
	Bootstrap P	0	0.01	0.077	0.113	0.212	0.633	0.344	0.29	0.15	0.064
流动择时	Gamma	-9.27	-10.15	-5.84	-8.66	-3.18	3.55	9.35	8.89	8.29	13.92
	t of Gamma	-4.57	-2.87	-1.8	-1.33	-0.66	1.53	2.19	2.92	4.16	4.86
	Bootstrap P	0	0.03	0.151	0.243	0.61	0.246	0.039	0.019	0.008	0.003

3. 控制滞后变量

相关的文献 (Getmansky, Lo and Makarov, 2004) 研究表明,私募基金的收益往往存在显著的序列相关,主要的原因在于私募基金所持有的资产的交易流动性不是很高,即私募基金不会频繁的进行交易。并且 Chen, Ferson and Peters (2010) 的研究表明,这种情况的出现将会对择时能力的估计产生影响,因此,我

们控制了市场超额收益、市场波动性和市场流动性的滞后一阶项和二阶项，对收益择时、波动择时和流动择时模型重新进行了估计，控制滞后变量后的三个模型分别为：

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_{1,i}MKT_{t+1} + \beta_{2,i}MKT_t + \beta_{3,i}MKT_{t-1} + \gamma_{1,i}MKT_{t+1}^2 + \gamma_{2,i}MKT_t^2 + \gamma_{3,i}MKT_{t-1}^2 + \beta_{h,i}HML_{t+1} + \beta_{s,i}SMB_{t+1} + \beta_{m,i}MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (18)$$

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_{1,i}MKT_{t+1} + \beta_{2,i}MKT_t + \beta_{3,i}MKT_{t-1} + \gamma_{1,i}MKT_{t+1} (\sigma_{t+1} - \bar{\sigma}) + \gamma_{2,i}MKT_t (\sigma_t - \bar{\sigma}) + \gamma_{3,i}MKT_{t-1} (\sigma_{t-1} - \bar{\sigma}) + \beta_{h,i}HML_{t+1} + \beta_{s,i}SMB_{t+1} + \beta_{m,i}MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (19)$$

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_{1,i}MKT_{t+1} + \beta_{2,i}MKT_t + \beta_{3,i}MKT_{t-1} + \gamma_{1,i}MKT_{t+1} (\overline{ILLIQ}_{t+1} - \overline{ILLIQ}) + \gamma_{2,i}MKT_t (\overline{ILLIQ}_t - \overline{ILLIQ}) + \gamma_{3,i}MKT_{t-1} (\overline{ILLIQ}_{t-1} - \overline{ILLIQ}) + \beta_{h,i}HML_{t+1} + \beta_{s,i}SMB_{t+1} + \beta_{m,i}MOM_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (20)$$

模型的估计结果表明，对于部分基金滞后变量是显著的，这证实了私募基金所持有资产没有频繁的交易。表 12 为控制了滞后变量后的三种模型的估计结果，从表中的结果中可以看出，在收益择时模型和流动择时模型中，控制了滞后变量滞后，基金经理的收益择时能力和流动择时能力都略有下降，例如，在流动择时模型中，在控制滞后变量前，流动择时能力的 t 值大于 1.282 的基金占 22.1%，控制滞后变量后，该比例下降到 21.5%，下降 0.6 个百分点。即使如此，还是有大于 10% 的基金具有收益择时能力和流动择时能力。

表 12 控制滞后变量的不同的择时能力回归结果统计表

		基金所占比例							
		t<=-2.326	t<=-1.96	t<=-1.645	t<=-1.282	t>=1.282	t>=1.645	t>=1.96	t>=2.326
收益择时 (T-M)	总体	1.9%	2.8%	5.0%	10.3%	13.7%	7.9%	4.3%	2.8%
	普通股票型	1.8%	2.7%	4.8%	10.1%	14.2%	7.7%	4.3%	2.8%
	股票多空	2.4%	3.6%	6.0%	12.0%	9.6%	9.6%	4.8%	2.4%
波动择时	总体	8.1%	14.1%	19.9%	29.1%	9.1%	5.7%	3.7%	1.8%
	普通股票型	8.4%	14.1%	20.3%	29.7%	9.8%	6.1%	4.0%	1.8%
	股票多空	6.0%	14.5%	16.9%	24.1%	3.6%	2.4%	1.2%	1.2%
流动择时	总体	3.0%	5.7%	7.6%	12.2%	21.5%	16.5%	13.5%	10.2%
	普通股票型	3.1%	6.0%	8.0%	12.5%	21.4%	17.2%	13.8%	10.5%
	股票多空	2.4%	3.6%	4.8%	9.6%	21.7%	10.8%	10.8%	7.2%

注：表中数字表示 t 统计值处于某个范围的基金所占同类基金的比例。

六、结论

本研究对中国股票型私募基金经理的市场择时能力进行了检验，即这些私募基金经理是否具有根据市场情况来调整基金资产组合市场敞口的能力。由于私募基金的策略和资产组合的调整根据灵活，因此更有利于体现基金经理的择时能力。我们使用了从 2003 年到 2014 年，具有三年及以上历史业绩的 787 只私募基金的月度数据进行分析。从收益择时、波动择时和流动择时三个维度来对中国的私募基金经理的择时能力进行检验。

我们发现，私募基金经理具有一定的收益择时和流动择时能力，但是很少有基金经理具有波动择时能力。即一定比例的私募基金经理可以通过预测市场收益和市场的流动性，来相应调整资产组合的市场敞口，但很少有基金经理可以通过预测市场波动来调整敞口。同时，我们对回归结果进行了 Bootstrap 分析，进一步的验证了结论的可靠性，即这些显著的择时能力并不是由于运气因素所带来的。最后，我们也对结果进行了稳健性的检验，首先，排除了处于金融危机时期的 2008 年的数据对模型进行估计；其次用一个模型对三种择时能力进行了同时的估计；最后，控制滞后变量后，对模型进行了重新估计。研究结果表明，私募基金经理的收益择时和流动择时能力是稳健的。我们的研究对于了解中国私募基金经理的择时能力具有一定的帮助，同时，有助于加深理解市场的收益、波动性和流动性在资产管理和投资决策中的作用和重要性。

参考文献

- Acharya, V. V., Pedersen, L.H., 2005, Asset pricing with liquidity risk, *Journal of Financial Economics* 77, 375–410.
- Admati, A., Bhattacharya, S., Pfleiderer, P., Ross, S., 1986, On timing and selectivity. *Journal of Finance* 41, 715 – 730.
- Amihud, Y., 2002, Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects, *Journal of Financial Markets* 5, 31–56.
- Bollerslev, T., Chow, R., Kroner, K., 1992, ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics* 52, 5-59.
- Busse, J.A., 1999, Volatility timing in mutual funds: evidence from daily returns, *Review of Financial Studies* 12, 1009–1041.
- Cao, B., Jayasuriya, S. A, 2011, Market volatility and hedge fund returns in emerging markets, *Applied Financial Economics* 21(22):1691-1701.
- Cao, C., Chen, Y., Liang, B., Lo, A.W., 2013, Can hedge funds time market liquidity? *Journal of Financial Economics* 109, 493–516.
- Cao, C., Simin, T., Wang, Y., 2013, Do mutual fund managers time market liquidity? *Journal of Financial Markets* 16, 279–307.

- Carhart, M. M., 1997, On Persistence in Mutual Fund Performance, *The Journal of Finance* 52: 57–82.
- Chang, E.C., Lewellen, W.C., 1985, An Arbitrage Pricing Approach to Evaluating Mutual Fund Performance, *Journal of Financial Research* 8,15-30.
- Chen,Y., 2007, Timing Ability in the Focus Market of Hedge Funds, *Journal of Investment Management* 5,66–98.
- Chen,Y., Liang,B., 2007, Do Market Timing Hedge Funds Time the Market? *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42,827–856.
- Erasmus, G., Joseph, G., 2009, Mutual Fund Volatility Timing and Management Fees, *Journal of Banking & Finance* 33(4):589–599
- Fama, E.F., French, K.R., 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.
- Ferson, W., Schadt, R., 1996, Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions, *Journal of Finance* 51: 425-462..
- Fleming, J., Kirby, C., Ostdiek, B., 2001, The Economic Value of Volatility Timing, *The Journal of Finance* 56(1): 329-352.
- Fung, W. and Hsieh, D. A., 1997, Empirical Characteristics of Dynamic Trading Strategies: The Case of Hedge Funds, *Review of Financial Studies* 10, 275- 302.
- Getmansky, M., Lo, A.W, Makarov, I., 2004, An econometric model of serial correlation and illiquidity in hedge fund returns, *Journal of Financial Economics* 74, 529-610
- Glosten, L., Jagannathan, R., Runke, D, 1993, Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, *Journal of Finance* 48, 1779 – 1801.
- Henriksson R.D., Merton R.C, 1981, On the Market Timing and Investment Performance of Managed Portfolios II - Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, *Journal of Business* 54, 513-533
- Henriksson, R.D., 1984, Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation. *Journal of Business* 57, 73–96.
- Jiang, G.,L., Yao, T., Yu, T., 2006, Do mutual funds time the market? Evidence from portfolio holdings, *Journal of Financial Economics* 86 (3), 724-758
- Kon, S., 1983, The market-timing performance of mutual fund managers, *Journal of Business*, 56, 323 – 347.
- Kosowski, R., Timmermann, A., Wermers, R., White, H., 2006. Can mutual fund “stars” really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis, *Journal of Finance* 61, 2551–2595.
- Merton, R. C. 1981, On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market

- forecasts. *Journal of Business* 54 (July): 363-406.
- Pastor, L., Stambaugh, R.F., 2003, Liquidity risk and expected stock returns, *Journal of Political Economy* 111, 642-685.
- Shanken, J., 1990, Intertemporal Asset Pricing: An Empirical Investigation, *Journal of Econometrics* 45, 99-120.
- Treynor, J.L., Mazuy, K., 1966, Can mutual funds outguess the market? *Harvard Business Review* 44, 131-136.
- Veit, E. T., Cheney, J, 1982, Are mutual funds market timers?, *Journal of Portfolio Management* winter. 35-42.
- Yong, C., Wayne, F., Helen, P., 2010, Measuring the timing ability and performance of bond mutual funds, *Journal of Financial Economics* 98:72-89.
- 曹建钢, 2010, A股私募基金绩效研究. 浙江大学.
- 陈道轮, 陈欣, 陈工孟, 张晓燕, 2013, 私募基金经理具有卓越的投资能力吗?. *财经研究* 12:85-99.
- 方博文, 刘再华, 李荣, 2006, 我国开放式基金波动择时能力的实证分析, *合肥学院学报(自然科学版)* 03:18-21.
- 郭国峰, 郑召锋, 2013, 私募择时能力的实证检验——基于成立时机选择的视角, *数量经济技术经济研究* 06:106-118+134.
- 梁丽珍, 孔东民, 2008, 中国股市的流动性指标定价研究, *管理科学* 03:85-93.
- 马超群, 傅安里, 杨晓光, 2005, 中国投资基金波动择时能力的实证研究, *中国管理科学* 02:22-28.
- 牛鸿, 詹俊义, 2004, 中国证券投资基金市场择时能力的非参数检验, *管理世界* 10:29-35.
- 石晓芳, 2006, 开放式证券投资基金波动择时能力实证研究, 浙江大学.
- 汪光成, 2002, 基金的市场时机把握能力研究, *经济研究* 01:48-55+95.
- 周容, 2005, 我国证券投资基金择券择时能力的实证分析, *统计与决策* 02:105-107.
- 周万贺, 储茂广, 2009, 我国证券投资基金波动择时能力的实证分析, *统计与决策* 05:129-132.
- 周泽炯, 史本山, 2004, 我国开放式基金业绩持续性的实证分析, *经济问题探索* 09:58-62.