

中国股票市场的已实现偏度与 收益率预测

陈 坚 张轶凡

(厦门大学经济学院金融系 福建厦门 361005;
中国进出口银行河北省分行 河北石家庄 050000)

摘 要: 利用高频股票指数数据, 本文构造了中国股票市场的已实现偏度, 并检验了其对中国股票市场收益率的预测能力。实证结果显示, 当前较低的已实现偏度可以显著预测下个月中国股票市场较高的超额收益率, 样本内和样本外的 R^2 分别达到了 3.39% 和 2.24%。在控制了一系列的其它股票预测变量之后, 该结论依然成立。此外, 基于四种不同的构造方法, 已实现偏度对上海和深圳两个股票市场都具有显著的预测能力。在将所有不同的已实现偏度指标进行组合之后, 预测能力得到了进一步提升。从经济解释上, 本文发现已实现偏度对股票收益率的预测能力是通过影响股票市场的交易活跃程度, 从而传导到股票市场收益率。

关键词: 已实现偏度; 中国股票市场; 样本外预测

JEL 分类号: C22, C53, G12 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2018)09-0107-19

一、引 言

风险与收益的关系一直是金融学的核心问题之一。根据 Merton (1980) 的 ICAPM, 股票市场投资人由于承担了较高的市场风险, 因此需要获得更高的预期超额收益作为补偿, 即市场风险与股票预期超额收益之间具有正相关性。这种理论关系在实证中表现为, 预期的市场风险可以预测未来股票超额收益率¹。Harvey and Siddique (2000a, 2000b) 在 ICAPM 基础之上, 引入了偏度风险 (skewness risk), 认为股票市场投资人除了承担市场风

收稿日期: 2017-05-22

作者简介: 陈 坚 (通讯作者) 金融学博士 副教授 厦门大学经济学院金融系 Email: jchenl@xmu.edu.cn.

张轶凡 经济学硕士 中国进出口银行河北省分行 Email: zhangyifan3@eximbank.gov.cn.

* 本文为国家自然科学基金面上项目 (71671148) 中期科研成果。作者感谢郑振龙、陈蓉、姜富伟、朱小能、陈国进、谢沛霖、姚加权、刘杨树、陈森鑫对本文提出的宝贵意见和建议。感谢英大证券提供的上证和深证指数的高频数据。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

¹ 股票市场收益率预测是金融学的核心问题之一, 大量文献对该问题进行了研究和阐述, 详细的文献综述可以参考 Rapach and Zhou (2013) 以及 Rapach et al. (2016) 和 Jiang et al. (2017)。

险(通过方差或者波动率来衡量),同时还承担了偏度风险。并且,由于较低的偏度或者负偏度意味着较高的股票收益率下跌风险,因此偏度风险与股票超额收益率之间具有负相关性。实证方面,大量文献试图检验偏度风险与股票超额收益率之间的关系²。Conrad et al. (2013)发现从个股期权价格估计出的偏度风险与未来股票收益率之间呈现负相关。Chang et al. (2013)检验了指数期权价格中提取的市场偏度风险与股票横截面收益率之间的关系。Amaya et al. (2015)用股票历史价格构建了已实现偏度指标,发现该指标可以显著预测未来股票横截面收益率。Colacito et al. (2016)检验了宏观变量的偏度对股票市场收益率的预测能力。

上述研究大多集中在偏度风险与美国个股股票横截面收益率(cross-sectional equity return)之间的关系,针对整体股票市场收益率(aggregate stock market return)的预测以及中国股票市场的相关研究并不多³。区别于已有文献,本文的主要贡献在于:第一,本文研究的是偏度风险对整体股票市场收益率的预测能力。Harvey and Siddique (2000a, 2000b)的理论模型说明,偏度风险不仅可以影响个股股票收益率,同样也对股票市场整体收益率有影响。但是,Chang et al. (2013)的实证研究中发现,市场偏度风险对美国整体股票市场的预测能力并不显著。对于中国股票市场,Mei et al. (2009)和 Carpenter et al. (2015)指出,中国股票市场存在大量投机行为和缺乏经验的散户投资人。并且,郑振龙和孙清泉(2013)指出中国股市具有明显的彩票偏好,即追逐极大的正收益。同时,中国股票市场长期缺乏相应的做空工具和对冲手段。因此,中国股票市场经常出现“暴涨暴跌”的现象,如2014年至2015年期间中国A股市场。基于这些特点,中国股票市场是一个非常适合检验偏度风险与整体股票市场收益率之间关系的研究对象⁴。

第二,本文研究了中国整体股票市场的偏度风险(aggregate market skewness)而非个股的特质偏度风险。郑振龙等(2013)考察了中国个股的特质偏度(idiosyncratic skewness),即扣除掉与市场共同的偏度风险(co-skewness)之后的部分。正如Chang et al. (2013),Boye et al. (2010),以及Conrad et al. (2013)对美国市场的研究一样,市场整体的偏度风险和个股的特质偏度风险对检验资产定价理论具有同等重要的意义。换言之,偏度风险是否只限于个股的特质性(即郑振龙等(2013)的研究发现),还是中国股票市场在整体上同样存在偏度风险(即本文的研究内容)。

第三,本文考察了中国股票市场的偏度风险对市场收益率的预测能力。这对于中国股票市场的投资和风险管理都具有十分重要的实际应用价值。姜富伟等(2011)系统地研究中国股票市场的可预测性,发现经济变量可以显著预测中国股票市场整体收益率。而本文提出的偏度风险是对已有预测变量的补充,其反映了股票市场收益率分布的非对

² 关于股票收益率分布的偏度风险还包括从股票期权中提取隐含偏度,例如Bakshi et al. (2003),Neuberger (2012),Kozhan et al. (2013),以及个股特质偏度,例如Mitton and Vorkink (2007),和Boyer et al. (2010)。

³ 郑振龙等(2013)检验了个股的特质偏度风险与中国A股横截面收益率的关系。

⁴ 国内业界在2013年公开的研究报告中(<http://www.docin.com/p-653903033.html>),同样检验了偏度风险对我国个股股票收益率的预测能力,但是没有讨论对整体股票市场的预测能力。

称风险,与经济变量所反映的股票市场基本面信息是不同的。

在实证分析中,本文首先构造了中国股票市场的偏度风险。参考 Amaya et al. (2015) 的方法,本文采用 2003 年 1 月至 2014 年 12 月深证指数 5 分钟高频数据,计算出市场的已实现偏度作为偏度风险的代理变量⁵。利用历史高频数据构造已实现偏度的方法,类似于文献中已经大量研究的已实现方差或者波动率。Andersen et al. (2001) 研究了利用高频收益率构造的已实现波动率的分布。如 Fleming et al. (2003) 研究了基于高频数据的已实现波动率在投资组合管理中的应用; Bollerslev et al. (2013) 利用基于高频数据的已实现波动率研究风险-收益的关系; Corsi et al. (2013) 建立了基于已实现波动率的期权定价模型,等。

在计算得出中国股票市场的已实现偏度后,本文通过预测回归模型检验已实现偏度对未来一个月的股票市场超额收益率的预测能力。结果显示,回归模型中 β 系数的参数估计值为 -1.86,且在 1% 的显著性水平下统计显著。这说明较低的市场已实现偏度,即较高的股票下跌风险,可以预测未来较高的市场超额收益率,与 Amaya et al. (2015) 的结果是一致的。在预测模型中加入已实现方差、已实现峰度、以及一系列经济变量后,已实现偏度的预测能力依然在统计上显著。这表明,已实现偏度中包含了这些预测变量中所没有的额外预测信息。因此,在实际投资组合管理中,应该充分考虑偏度风险,有助于提高投资收益。接下来,参考 Campbell and Thompson (2008) 以及 Welch and Goyal (2008),本文进一步检验已实现偏度的样本外预测能力。Welch and Goyal (2008) 发现很多经济变量虽然在样本内具有很好的预测能力,但是样本外检验中,其预测能力还不如简单地使用历史平均收益。本文发现,已实现偏度具有很强的样本外预测能力,其样本外 R^2 (R_{os}^2) 达到了 2.24%,且统计显著。这说明已实现偏度的样本外预测能力优于利用历史平均收益的预测能力。同时,其它预测变量的最大 R_{os}^2 为 0.97%,这再次表明了已实现偏度具有额外的样本外预测信息。在资产配置的分析中,已实现偏度良好的预测能力可以直接带来更高的投资收益。当假设投资人的风险厌恶系数为 3 时,基于已实现偏度的模型可以产生 5.79% 的年化效用收益 (CER gain),夏普比率 (SR) 为 0.17。即使考虑 50 基点的交易成本, CER gain 仍然可以达到 2.70%。而其它预测变量的 CER gain 最高为 3.14%,扣除交易成本后为 2.63%,都小于已实现偏度的数值。

样本内和样本外的实证检验结果显示,已实现偏度对股票市场收益率具有很强的预测能力。接下来,本文从经济上解释这种预测能力。通过检验已实现偏度与股票市场换手率以及 Amihud (2002) 的非流动性指标之间的关系,本文发现已实现偏度越小(即股票市场下跌风险越大),市场换手率越低,同时市场流动性越差。这说明,负偏的股票收益率分布意味着更高的下跌风险,会导致股票市场的交易活跃度下降。进一步,本文发现预期的市场交易活跃度的下降与股票市场的超额收益率之间显著正相关,说明投资人需要更高的风险溢价。因此,综合以上结果,已实现偏度与未来股票超额收益率之间呈现负相

5 由于我国 2015 年 2 月才建立上证 50ETF 期权,因此无法构造期权隐含的偏度风险指标。

关,是通过影响未来的市场交易活跃程度来传导的。

最后,为了说明已实现偏度预测能力的稳健性,本文做了一系列稳健性检验。首先,参照 Amaya et al. (2015) 本文使用另外三种方法计算已实现偏度,分别为:均值调整的已实现偏度、基于 30 分钟高频收益率的已实现偏度、以及二次变差调整的已实现偏度。样本内与样本外的检验结果表明,这三种方法构建的已实现偏度依然具有很强的预测能力。并且,将不同构建方法的已实现偏度指标进行组合,结果显示采用均值组合(mean combination)和主成分组合(PCA combination)两种方法可以得到更强的样本内和样本外预测能力。其次,利用上证指数的高频数据构造上海股票市场的已实现偏度,发现本文的结论在上海股票市场依然成立。第三,参照姜富伟等(2011)做法,本文根据公司规模(Size)、账面价值与市值比(BM)、以及动量因子(Mom)将中国股票市场(包括上海和深圳两个市场)所有股票划分成不同的投资组合,从而检验已实现偏度对不同投资组合的预测能力。结果显示,已实现偏度对投资组合收益率同样具有很强的预测能力,特别是“中小盘股”(即公司规模比较小)的预测能力要明显优于“大盘股”(公司规模较大)。

文章的结构安排如下:第二部分为已实现偏度的计算模型以及计量检验方法说明,第三部分为实证检验结果,第四部分为全文总结。

二、模型与计量检验方法

(一) 已实现偏度的构建方法

参照 Amaya et al. (2015),已实现偏度的计算分为以下几个步骤:

第一步,利用 5 分钟的日内高频指数价格构造日度股票收益率:

$$r_{t,i} = p_{t,i} - p_{t,i-1} \quad (1)$$

其中, $r_{t,i}$ 表示第 t 日 i 时刻的对数收益率, $p_{t,i}$ 表示第 t 日 i 时刻的对数价格。本文选用每个交易日 9:30-11:30 和 13:00-15:00 的市场价格。因此,一个交易日内共有 48 个对数收益率。

第二步,计算日度已实现偏度。首先,根据 Anderson and Bollerslev (1998) 以及之后一系列文献所提出的构造已实现方差或者波动率的方法,日度已实现方差($RDVar_t$)为日内收益率的平方之和:

$$RDVar_t = \sum_{i=1}^N r_{t,i}^2 \quad (2)$$

其中, N 为日内收益率的观测值, $N=48$ 。其次,根据 Amaya et al. (2015),日度已实现偏度($RDSkew_t$)为:

$$RDSkew_t = \frac{\sqrt{N} \sum_{i=1}^N r_{t,i}^3}{RDVar_t^{3/2}} \quad (3)$$

第三步,月度已实现偏度($RSkew_t$)为月内所有交易日的日度已实现偏度之和:

$$RSkew_t = \frac{1}{22} \sum_{i=0}^{21} RDSkew_{t-i} \quad (4)$$

其中 22 表示一个月内的 22 个交易日。

(二) 样本内预测的检验方法

参照姜富伟等(2011)以及其它股票预测的相关文献,本文通过单变量的预测回归模型来检验已实现偏度对股票市场收益率的预测能力:

$$R_{t+1} = \alpha + \beta RSkew_t + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

其中, R_{t+1} 为 $t+1$ 时刻的股票市场超额收益率, $RSkew_t$ 是 t 时刻的已实现偏度, ε_{t+1} 是残差项。判断已实现偏度对股票超额收益率的预测能力,主要是通过最小二乘法(OLS)估计模型(5)中的 β , 得到估计值 $\hat{\beta}$ 以及对应的 t 统计量。检验的原假设是 $\beta = 0$, 即已实现偏度没有预测能力; 备择假设是 $\beta \neq 0$, 即已实现偏度可以预测未来股票超额收益率。

姜富伟等(2011)提出了经济变量可以预测未来股票市场超额收益率。为了对比已实现偏度与经济变量的预测能力, 首先, 本文考察这些经济变量的预测能力

$$R_{t+1} = \alpha + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

其中 $X_{i,t}$ 代表了第 i 个中国经济变量。其次, 本文考虑加入经济变量作为控制变量后的多元回归模型,

$$R_{t+1} = \alpha + \beta RSkew_t + \sum \phi_i X_{i,t} + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

如果模型(7)中 β 依然统计显著, 就说明已实现偏度中包含了经济变量所不具备的额外预测信息。那么, 在预测中国股票市场收益率时, 应该在预测模型中加入已实现偏度, 从而提高模型的预测能力。

(三) 样本外预测的检验方法

根据 Campbell and Thompson (2008) 以及 Welch and Goyal (2008), 样本外检验方法首先需要把总样本观测值分为由 n_1 个观测值组成的样本内初始估计期和 n_2 个观测值组成的样本外检测期两部分。在样本内初始估计期内, 根据预测模型(5)获得样本外第一个股票收益率预测值:

$$\hat{R}_{n_1+1} = \hat{\alpha}_{n_1} + \hat{\beta}_{n_1} RSkew_{n_1} \quad (8)$$

其中 α_{n_1} 和 β_{n_1} 是根据模型(5)把 $\{R_{t+1}\}_{t=1}^{n_1-1}$ 对常数项和 $\{RSkew_t\}_{t=1}^{n_1-1}$ 做线性回归得到的参数估计值。估计窗口扩展一期, 下一期的样本外预测模型为:

$$\hat{R}_{n_1+2} = \hat{\alpha}_{n_1+1} + \hat{\beta}_{n_1+1} RSkew_{n_1+1} \quad (9)$$

其中 α_{n_1+1} 和 β_{n_1+1} 是根据模型(5)把 $\{R_{t+1}\}_{t=1}^{n_1}$ 对常数项和 $\{RSkew_t\}_{t=1}^{n_1}$ 做线性回归得到的参数估计值。以此类推, 不断扩展估计窗口, 共可以得到 n_2 个样本外股票收益率的预测值 \hat{R}_{t+1} 。

与基于已实现偏度的预测模型(5)作对比, 基准预测模型为历史平均收益率(\bar{R}_{t+1}):

$$\bar{R}_{t+1} = \frac{1}{t} \sum_{j=1}^t R_j \quad (10)$$

如果已实现偏度包含对中国股票超额收益率的样本外预测信息,那么它的预测误差应该小于历史平均这一简单的预测,因为后者忽略了有用的预测信息。根据 Campbell and Thompson (2008) 样本外 R^2 (R_{OS}^2) 的定义为:

$$R_{OS}^2 = 1 - \frac{\sum_{k=1}^{n_2} (R_{n_1+k} - \hat{R}_{n_1+k})^2}{\sum_{k=1}^{n_2} (R_{n_1+k} - \bar{R}_{n_1+k})^2} \quad (11)$$

当 $R_{OS}^2 > 0$ 时,表明 \hat{R}_{t+1} 的样本外预测误差小于 \bar{R}_{t+1} 的样本外预测误差,即已实现偏度具有更好的样本外预测能力。反之,说明已实现偏度的样本外预测能力弱于历史平均预测。Clark and West (2007) 提出了 MSFE-adjusted 统计量对 $R_{OS}^2 > 0$ 进行假设检验。

(四) 资产配置

根据 Campbell and Thompson (2008) 本文除了考察已实现偏度的样本外预测能力,同时检验其预测能力的经济意义。假设股票投资人可以利用已实现偏度的样本外预测结果进行资产配置,购买一种风险资产(股票)和一种无风险资产(债券)。根据马科维茨的均值-方差效用函数,在时间 t 为满足效用最大化,投资人所持有股票的最优权重为:

$$\omega_t = \frac{1}{\gamma} \frac{\hat{R}_{t+1}}{\hat{\sigma}_{t+1}^2} \quad (12)$$

其中 γ 为风险厌恶系数, \hat{R}_{t+1} 为股票超额收益率的样本外预测值, $\hat{\sigma}_{t+1}$ 为收益率方差的预测值。相应的,投资人赋予无风险资产的权重为 $1 - \omega_t$ 。因此, $t+1$ 时刻投资组合收益为:

$$R_{t+1}^p = \omega_t R_{t+1} + R_{t+1}^f \quad (13)$$

其中, R_{t+1}^p 为投资组合总收益, R_{t+1} 为股票超额收益, R_{t+1}^f 为无风险资产收益。本文参照 Campbell and Thompson (2008) 的参数设定,使用三年滚动窗口的股票收益率来估计未来的方差,股票最多允许 50% 卖空的杠杆,风险厌恶系数给定为 3⁶。

我们使用两种常用的判断投资收益的标准:效用收益(CER)和夏普比率(SR)。CER 的定义是:

$$CER = \hat{\mu}_p - 0.5\gamma \hat{\sigma}_p^2 \quad (14)$$

其中, $\hat{\mu}_p$ 和 $\hat{\sigma}_p^2$ 分别是样本外检验期内投资组合收益(R_{t+1}^p)的均值和方差。CER 可以解释为投资人愿意放弃风险投资从而获得的等价无风险收益。效用收益差值(CER gain)是投资人利用基于已实现偏度的样本外预测模型构建的投资组合效用与按照历史均值预测构建的投资组合效用之差。年化后可以理解为投资人为获得超过历史平均预测而愿意支付的年化管理费用。在实际资产管理中,还需要考虑交易费用的影响。因此本文分别考虑无交易成本和 50 基点的交易成本两种情况。夏普比率(SR)是投资组合收益的均值除以标准差。

⁶ 当风险厌恶参数设定为其它数值时,如 1 或者 5,本文的结论依然成立,即已实现偏度可以产生较大的投资收益。由于篇幅所限,这部分结果可以来函索取。

三、实证检验

(一) 数据描述

根据模型(1) – (4), 本文利用上证指数和深证综指每 5 分钟的高频数据分别构建两个市场的月度已实现偏度 ($RSkew$)。高频数据来自于英大证券, 样本期为 2003 年 1 月到 2014 年 12 月。图 1 给出了深圳股票市场的月度已实现偏度时间序列⁷。从图 1 中可以直观看出来, 在 2008 年受金融危机影响, 中国股票市场的已实现偏度急剧下降, 即股票市场收益率分布出现了左偏, 下跌风险增加。本文选用上证指数和深证综指的月度数据来计算股票市场的对数收益率, 超额收益率为月度收益率减去月度无风险利率。数据来源于锐思数据库, 样本期为 2003 年 1 月到 2014 年 12 月。

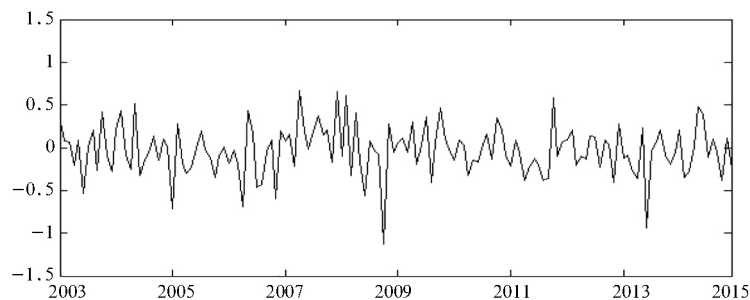


图 1 已实现偏度 ($RSkew$) 的时间序列

同时, 本文参考 Welch and Goyal (2008)、陈国进和张贻军 (2009) 以及姜富伟等 (2011), 选用了 12 个其它预测变量进行预测能力的对比, 包括: 股票市场已实现方差 ($RVar$), 其为日内 5 分钟收益率平方之和, 并加总构造月度已实现方差; 股票市场已实现峰度 ($RKurt$), 具体构造方法参照 Amaya et al. (2015); 流通中现金增长率 (MG); 股利价格比 (D/P) 是 A 股所有上市公司股利之和的对数和市值之和的对数之比; 股息率 (D/Y) 是 A 股所有上市公司股利之和的对数和滞后市值之和的对数之差; 股利支付率 (D/E) 是 A 股所有上市公司股利之和的对数和盈余之和的对数之差; 面值市值比 (BM) 是 A 股所有上市公司账面价值之和的对数和市值之和的对数之比; 盈余价格比 (E/P) 是 A 股所有上市公司盈余之和的对数和市值之和的对数之差; 换手率 (TO) 是 A 股所有上市总交易额除以总市值; 通货膨胀率 ($Inflation$) 是消费者价格指数 (CPI) 的月度同比增长率; 生产者价格指数 (PPI) 月度同比增长率; 1 个月期限的上海银行间同业拆借利率 ($Shibor$)⁸; 以

⁷ 上海市场的结果在稳健性检验中进行汇报。由于版面有限, 更多上海市场的检验结果没有报告, 结论与深圳市场是一致的。这部分结果可以来函索取。

⁸ 锐思数据库提供了 $Shibor$ 利率数据, 样本期从 2006 年 10 月开始。本文选取的样本期是 2006 年 10 月到 2014 年 12 月。

及根据 Amihud (2002) 构造的股票市场非流动性指标(Illiq)。

表 1 数据描述性统计

	Mean	Std	Skew	Kurt	Min	Max	ρ_1	NW - t	SR
Return	0.69	9.23	-0.33	3.58	-26.17	23.74	0.13	1.39	0.07
RSkew	-0.03	0.29	-0.38	4.26	-1.13	0.66	-0.15	-1.55	
RVar	44.74	46.69	2.30	8.78	5.64	255.92	0.69	2.38	
RKurt	5.62	1.51	1.36	5.47	3.14	11.28	0.33	3.29	
MG	0.01	0.07	0.92	7.06	-0.19	0.31	-0.19	-2.43	
D/P	-3.01	0.48	1.03	4.54	-3.92	-1.66	0.96	36.21	
D/Y	-3.00	0.48	1.08	4.54	-3.90	-1.64	0.96	34.38	
D/E	-1.81	0.60	0.09	3.41	-3.13	-0.49	0.96	48.72	
BM	-0.80	0.34	-0.41	2.64	-1.69	-0.19	0.94	27.36	
E/P	-1.19	0.24	-0.17	2.54	-1.69	-0.69	0.95	51.64	
TO	15.14	8.01	1.25	5.90	3.59	54.03	0.69	10.48	
Inflation	2.74	2.28	0.32	2.85	-1.80	8.70	0.95	38.98	
PPI	2.30	4.14	-0.47	2.59	-8.20	10.06	0.96	33.79	
Shibor	3.69	1.52	0.37	3.03	1.03	8.13	0.81	20.97	
Illiq	-7.45	1.28	0.37	1.97	-9.79	-4.93	0.91	28.38	

注: 收益率、通货膨胀率、生产者价格指数和上海银行间同业拆借利率以百分比形式给出, 已实现方差以万分比形式给出。样本期为 2003 : 01 - 2014 : 12, 共 144 个观测值。

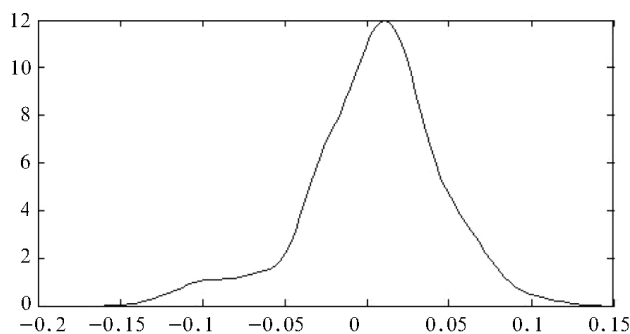


图 2 中国股市收益率的概率分布图

表 1 给出了所有变量的描述性统计。首先, 股票市场超额收益率(Return) 为深证指数对数收益率减去无风险利率, 其均值为 0.69%, 标准差为 9.23%, 样本偏度为 -0.33,

峰度 3.58。偏度为负并且峰度大于 3,说明中国股票市场收益率分布具有“尖峰厚尾”和“左偏”的特点。为了更加清晰直观地说明这一现象,图 2 中画出了中国股市场收益率的概率分布图。可以看出,该分布图具有明显的非对称性。因此,研究中国股票市场的偏度风险是十分有意义的。股票收益率的夏普比率(SR)为 0.07,说明如果投资人的投资策略为买入并持有(buy-and-hold)指数类资产,可以获得的夏普比率为 0.07。已实现偏度均值为 -0.03,标准差为 0.29,最小值 -1.13,最大值 0.66。已实现方差均值为 44.74×10^{-4} ,标准差为 46.69×10^{-4} ;已实现峰度均值为 5.62,标准差为 1.51。其它经济变量均值为 -3.01 至 15.14,标准差为 0.07 至 8.01。已实现偏度的自相关系数(ρ_1)比较低,为 -0.15,而大部分经济变量的自相关系数比较高。

(二) 主要实证结果

1. 样本内预测结果

表 2 给出预测模型(5)和(6)的参数估计结果,报告了 β 参数估计值、对应的 Newey and West (1987) t 统计量($NW-t$)以及回归模型的调整后 R^2 ($adj R^2$)。可以看出,已实现偏度($RSkew$)的 β 估计值为 -1.86,且在 1% 的显著性水平上统计显著。这说明,较低的偏度或者负偏度可以显著预测未来较高的市场超额收益率。该结论与 Amaya et al. (2015)是一致的。同时,基于已实现偏度的预测模型产生了 3.39% 的调整后 R^2 ($adj R^2$),说明已实现偏度可以解释未来股票价格变动的 3.39%。由于股票预测的 R^2 通常很小,Campbell and Thompson (2008)认为只要预测变量可以产生高于 0.5% 的 R^2 ,那么该预测变量就可以提升实际投资收益。这部分在资产配置检验中进行分析。此外,我们利用格兰杰因果检验考察已实现偏度与股票市场收益率之间的关系。我们发现,已实现偏度是引起市场收益率变化的主要原因,其 F 统计量为 3.59,且统计显著。这与我们预测回归模型的结论是一致的。

表 2 样本内预测结果

	β	$NW-t$	$adj R^2$		β	$NW-t$	$adj R^2$
$RSkew$	-1.86***	-2.70	3.39	BM	1.59	1.64	2.27
$RVar$	0.54	0.48	0.05	E/P	1.55**	2.11	2.07
$RKurt$	-0.83	-0.99	0.10	TO	1.93**	2.05	3.01
MG	0.92	1.58	0.30	Inflation	-1.62*	-1.79	2.43
D/P	0.28	0.29	-0.61	PPI	-1.03	-1.29	0.53
D/Y	0.08	0.09	-0.70	Shibor	-1.74*	-1.95	1.80
D/E	-0.40	-0.44	-0.52	Illiq	0.27	0.42	-0.62

注:表中的 $adj R^2$ 是调整后的 R^2 ,以百分比的形式给出。***, **, * 分别代表 1%、5% 和 10% 的统计显著性。样本期为 2003:01-2014:12,共 144 个观测值。

与其它预测变量的预测结果对比,可以发现其它预测变量的 β 参数估计值大部分不显著(除了E/P、TO、Inflation、以及Shibor)。特别是,可以看出已实现方差和已实现峰度的预测能力并不显著,说明中国市场上偏度风险更加重要。而且,基于这些预测变量的回归模型产生的 $\text{adj } R^2$ 为 -0.70% 至 3.01% ,均小于基于已实现偏度预测模型的 $\text{adj } R^2$ 。此外,表2中的结果显示流动性指标对股票市场的预测能力并不显著,这与Amihud (2002)的结果并不一致。但是,Ben-Rephael et al. (2015)利用Amihud流动性指标对美国股票市场的流动性溢价研究结果发现,美国股票市场的流动性溢价随着时间的推移,显著性在不断下降。原因主要在于近些年随着监管改革和技术进步,股票市场的流动性大大提高,使交易活动日趋频繁,因此非流动性(Illiquidity)溢价逐渐消失。作者同时发现非流动性溢价目前仍然存在于纳斯达克市场中的一些小型股票。针对中国股票市场,张峥等(2013)利用Amihud流动性指标检验了2000-2009年期间中国股市收益率与流动性的关系,发现中国股票市场存在流动性溢价,但是统计上并不显著。

表3中进一步给出了样本内多元回归模型(7)的参数估计结果。由于财务指标之间具有很高的相关性(比如,D/P和D/Y),会使得多元回归模型产生共线性的问题。因此,我们在控制其它所有变量的基础之上,依次加入D/P、D/Y、D/E、BM和E/P。可以看出,在控制了多个经济变量之后,已实现偏度的 β 估计值依然是统计显著的,说明已实现偏度具有十分稳健的预测能力,和表2中的结论是一致的。

2. 样本外预测结果

相对于样本内预测,样本外预测对于现实世界投资者的实际投资决策更有意义。因此,这部分将考察已实现偏度的样本外预测能力。本文选择2006年1月至2014年12月作为样本外检验期,根据公式(8)至公式(11)给出的检验方法,计算出样本外 R_{os}^2 及其MSFE-adj统计量和 p -value统计量。结果如表4所示,可以看出,已实现偏度($RSkew$)的样本外 R_{os}^2 达到 2.24% ,且在 5% 显著性水平下统计显著。这说明已实现偏度的样本外预测能力要显著优于基于历史平均值的简单预测。同时,和其它预测变量的样本外 R_{os}^2 相对比,已实现偏度的 R_{os}^2 明显更高,说明其具有更好的样本外预测能力。

表3 控制经济变量后的样本内预测结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$RSkew$	-2.45^{***} (-3.56)	-2.42^{***} (-3.50)	-2.32^{***} (-3.38)	-2.31^{***} (-3.39)	-2.11^{***} (-3.02)
$RVar$	0.51 (0.92)	0.56 (0.99)	0.68 (1.15)	0.91 (1.43)	1.73^{**} (2.28)
$RKurt$	-0.50 (-0.59)	-0.49 (-0.57)	-0.47 (-0.56)	-0.59 (-0.71)	-0.67 (-0.86)
MG	0.87^* (1.68)	0.88^* (1.69)	0.89^* (1.72)	0.82 (1.59)	0.58 (1.01)

	续表				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TO	3. 20 ^{***} (2. 68)	3. 25 ^{***} (2. 73)	3. 36 ^{***} (2. 83)	3. 23 ^{***} (2. 65)	2. 84 ^{**} (2. 28)
Inflation	-0. 91 (-0. 84)	-0. 91 (-0. 84)	-0. 91 (-0. 84)	-0. 51 (-0. 51)	-1. 30 (-1. 14)
PPI	-0. 69 (-0. 64)	-0. 63 (-0. 58)	-0. 42 (-0. 38)	-0. 31 (-0. 28)	0. 98 (0. 77)
Illiq	2. 03 ^{**} (1. 99)	2. 04 ^{**} (2. 00)	2. 07 ^{**} (2. 04)	2. 03 [*] (1. 94)	3. 22 ^{***} (2. 88)
D/P	0. 51 (0. 63)				
D/Y		0. 32 (0. 39)			
D/E			-0. 22 (-0. 26)		
BM				1. 14 (1. 17)	
E/P					3. 35 ^{**} (2. 43)
adj R ²	11. 15	10. 98	10. 92	12. 07	15. 93

注: 本表格中报告的是回归模型(7)中 β 和 ϕ_i 的参数估计值,对应的 Newey - West t 统计量在下方的括号中给出。 $adj R^2$ 是调整后的 R^2 , 以百分比的形式给出。^{***}, ^{**}, ^{*} 分别代表 1%、5% 和 10% 的统计显著性。样本期为 2003 : 01 - 2014 : 12, 共 144 个观测值。

表 4 样本外预测检验

	R^2_{OS}	MSFE - adj	p - value		$RSkew$	MSFE - adj	p - value
$RSkew$	2.24 ^{**}	1.60	0.05	BM	0.47 [*]	1.55	0.06
$RVar$	-0.60	-0.11	0.55	E/P	0.97 [*]	1.39	0.08
$RKurt$	-2.38	-1.19	0.88	TO	0.80	1.16	0.12
MG	-0.53	0.38	0.35	Inflation	0.45 [*]	1.29	0.10
D/P	-6.23	0.87	0.19	PPI	-2.98	0.77	0.22
D/Y	-6.57	0.83	0.20	Shibor	-23.17	-0.02	0.51
D/E	-3.61	-0.56	0.71	Illiq	-3.86	0.54	0.29

注: 表中的 R^2_{OS} 以百分比形式给出。^{***}, ^{**}, ^{*} 分别代表 1%、5% 和 10% 的统计显著性。样本外检验窗口为 2006 : 01 - 2014 : 12, 共 108 个观测值。

3. 资产配置

样本内和样本外检验已经表明已实现偏度具有较强的预测能力,接下来进一步分析这种预测能力对投资组合收益的提升作用。根据公式(12)至公式(14),可以计算出利用已实现偏度的样本外预测值构造的投资组合的效用收益差值(CER gain)和夏普比率(SR),以及考虑50基点交易成本的CER gain。如表5所示,已实现偏度产生了最大的投资收益,CER gain为5.79%,高于其它预测变量的CER gain。考虑50基点的交易成本后,已实现偏度的投资收益依然是最大的。经济含义上,该结果可以解释为投资人为了获得基于已实现偏度的投资策略而愿意支付的年化管理费用为579基点。同时,基于已实现偏度的投资组合的夏普比率分别是0.17,也是比较高的。与表1中结果对比,深证指数计算得出的夏普比率为0.07,说明长期持有指数类产品(buy-and-hold)的夏普比率只有0.07,而利用已实现偏度进行“择时”交易的策略可以产生2倍以上的夏普比率。

表5 资产配置

	CER gain	CER gain (50bp)	SR		CER gain	CER gain (50bp)	SR
<i>RSkew</i>	5.79	2.70	0.17	BM	3.14	2.63	0.17
<i>RVar</i>	-1.28	-1.84	0.08	E/P	0.35	-0.11	0.17
<i>RKurt</i>	-0.12	-0.21	0.05	TO	1.66	-0.06	0.16
MG	2.63	1.22	0.12	Inflation	0.60	0.55	0.15
D/P	-1.36	-1.49	0.11	PPI	0.93	0.87	0.11
D/Y	-2.45	-2.60	0.11	Shibor	-0.59	-1.03	-0.08
D/E	-3.52	-3.87	0.08	Illiq	2.04	1.94	0.14

注: CER gain 和 CER gain (50bp) 均是以百分比的形式给出。样本外检验窗口为 2006:01-2014:12,共 108 个观测值。

(三) 预测能力的经济解释

本文中大量实证检验结果说明已实现偏度可以显著预测未来一个月中国股票市场收益率。本节将主要探讨已实现偏度对中国股票市场预测能力的经济解释。已实现偏度降低,说明市场的下跌风险增加,那么这种担心是否会通过影响市场交易活跃程度,从而对股票价格和收益率产生影响?为此,本文选用股票市场的换手率(TO)和流动性指标来衡量市场的交易活跃程度。换手率数据来自锐思(RESSET)数据库,而流动性指标是根据Amihud(2002)的股票市场非流动性(Illiq)方法构造。首先,为了检验已实现偏度和市场交易活跃程度之间的关系,我们进行格兰杰因果检验。其次,通过逐步回归模型,检验已实现偏度、市场交易活跃程度、以及未来股票市场收益率之间的传导机制。具体步骤如下:

第一步,已实现偏度与股票市场交易活跃度之间的关系:

$$Y_{t+1} = \alpha + \beta RSkew_t + \sum \phi_i X_{it} + \varepsilon_{t+1} \quad (15)$$

其中 Y_{t+1} 表示 $t+1$ 期的股票市场换手率(TO) 或者股票市场非流动性(Illiq) , X_{it} 代表了 t 期的控制变量: $RVar$ 、 $Rkurt$ 、 MG 、 TO 、 $Inflation$ 、 PPI 、 $Illiq$ 和 D/E ⁹。第二步, 预期的市场交易活跃程度(\hat{Y}_{t+1}) 与股票市场超额收益率之间的关系:

$$R_{t+1} = \alpha' + \beta' \hat{Y}_{t+1} + \sum \phi'_i X_{it} + \varepsilon_{t+1} \quad (16)$$

其中, \hat{Y}_{t+1} 是根据回归模型(15) 得到的 $t+1$ 期的预期换手率(Exp TO) 或者预期市场非流动性(Exp Illiq) , R_{t+1} 表示 $t+1$ 期的股票市场收益率。

表 6 中给出了格兰杰因果检验结果以及回归模型(15) 和(16) 的参数估计结果。面板 A 中的格兰杰因果检验结果表明, 已实现偏度($RSkew$) 是导致我国股票市场换手率变化和市场非流动性变化的主要原因, 即已实现偏度导致了市场交易活跃程度的变化。面板 B 中结果显示, 已实现偏度与未来的股票市场换手率呈现正相关, 且统计显著。说明在 t 期, 已实现偏度减小即市场下跌风险增加, $t+1$ 期的换手率减少。同时, 已实现偏度与未来非流动性指标之间呈现负相关, 且统计显著, 说明在 t 期, 已实现偏度减小即市场下跌风险增加, $t+1$ 期的市场流动性减弱。因此, 当已实现偏度减少, 即市场下跌风险增加, 未来股票市场的交易活跃程度降低。面板 C 中的结果显示, 预期的换手率(Exp TO) 与股票收益率之间负相关, 而预期的市场非流动性(Exp Illiq) 与股票收益率之间正相关。这说明, 预期的市场交易活跃程度下降(Exp TO 减小以及 Exp Illiq 增加) 导致正的风险溢价, 即较高的市场超额收益率。这与相关文献的研究结论是一致的。针对中国市场, 张峥和刘力(2006) 发现, 中国股票市场换手率与收益率之间负相关; 张峥等(2013) 发现, 中国股票市场流动性越低(即 Amihud 非流动性指标越高), 收益率越高。

综合以上结果, 投资人由于担心偏度风险(或者股票市场下跌风险) 引起的预期市场交易活跃程度的下降, 需要更高的市场风险溢价来补偿。因此, 已实现偏度可以显著预测未来中国股票市场收益率, 且具有负相关性, 是因为已实现偏度影响了股票市场的交易活跃程度, 从而传导到股票市场收益率。

表 6 已实现偏度($RSkew$) 预测能力的经济解释

Panel A: Granger Causality Test					
	F - stat.	p - value		F - stat.	p - value
H0: $RSkew$ does not cause TO	3. 60	0. 06	H0: $RSkew$ does not cause Illiq	4. 47	0. 04
H0: TO does not cause $RSkew$	2. 27	0. 13	H0: Illiq does not cause $RSkew$	2. 09	0. 15

⁹ 正如表 3 中所述, 由于财务指标之间具有很强的相关性, 因此模型(15) 中在控制了其它变量($RVar$ 、 $Rkurt$ 、 MG 、 TO 、 $Inflation$ 、 PPI 、 $Illiq$) 之后只加入了 D/E 。如果将 D/E 替换成 D/P 、 D/Y 、 BM 或者 E/P , 本文的结果依然成立。这部分结果可以来函索取。

续表

Panel B: $Y_{t+1} = \alpha + \beta RSkew_t + \sum \phi_i X_{it} + \varepsilon_{t+1}$				Panel C: $R_{t+1} = \alpha' + \beta' \hat{Y}_{t+1} + \sum \phi'_i X_{it} + \varepsilon_{t+1}$			
	β	NW-t	adj R ²		β'	NW-t	adj R ²
TO	5.82 ^{**}	1.97	59.83	Exp TO	-0.61 ^{***}	-3.42	12.61
Illiq	-3.13 [*]	-1.77	83.38	Exp Illiq	3.10 ^{***}	3.42	12.61

注: 表中的 $adj R^2$ 是调整后的 R^2 , 以百分比的形式给出。^{***}, ^{**}, ^{*} 分别代表 1%、5% 和 10% 的统计显著性。样本期为 2003:01-2014:12, 共 144 个观测值。

(四) 稳健性检验结果

这部分将考察已实现偏度预测能力的稳健性, 包括检验不同的已实现偏度构造方法, 已实现偏度对上海股票市场的预测能力, 以及已实现偏度对中国股票市场不同投资组合的预测能力。

1. 不同的已实现偏度构造方法

参考 Amaya et al. (2015), 本文利用其它三种方法构造已实现偏度: 均值调整的已实现偏度 ($RSkew_Drift$)、30 分钟频率的已实现偏度 ($RSkew_30m$) 和二次变差调整的已实现偏度 ($RSkew_BPV$)。

表 7 中给出了基于这三种不同的构造方法得到的已实现偏度的样本内和样本外预测结果。可以看出, 和表 2、表 3 以及表 4 中的结果是一致的, 三种不同的已实现偏度依然可以显著预测未来股票市场收益率。具体来说, 样本内检验结果中, β 参数估计值为负, 且统计显著, 说明低偏度 (即高下跌风险) 可以预测未来高预期收益率。样本内的 $adj R^2$ 为 3.10% 至 7.55%, 说明三种不同的已实现偏度依然可以解释中国股票市场收益率变化的 3.10% 至 7.55%。样本外检验中的 R_{OS}^2 为 2.96% 至 6.76%, 且统计显著 (除了 $RSkew_BPV$), 说明三种不同的已实现偏度依然具有较强的样本外预测能力。

此外, 我们在已有的实证基础上, 对不同构造方法得到的已实现偏度指标进行组合, 从而进一步提升偏度的预测能力。参考 Rapach et al. (2010), Ludvigson and Ng (2007), 以及 Ludvigson and Ng (2009), 我们采用均值组合 (Mean Combination) 和主成分 (PCA Combination) 的组合方法, 对中国股票市场进行预测。表 7 中最后两行分别给出两种组合预测的结果。可以看出, 两种预测方法得到的 β 系数依然是负的, 且在 1% 的显著水平下统计显著, 与单一偏度风险指标的预测结果是一致的。此外, 两种组合预测模型得到的 $adj R^2$ 分别为 9.21% 和 7.62%, 明显大于采用单一偏度风险变量的预测结果, 说明组合预测能力得到明显提升, 这与 Rapach et al. (2010), Ludvigson and Ng (2007), 以及 Ludvigson and Ng (2009) 的结论是一致的。两种组合模型同样具有很强的样本外预测能力, 分别产生了 8.09% 和 9.82% 的 R_{OS}^2 , 且统计显著。

表 7 基于不同已实现偏度构造方法的稳健性检验

	Panel A: In - sample			Panel B: Out - of - sample		
	β	NW - t	$adj R^2$	R^2_{os}	MSFE - adj	p - value
<i>RSkew_Drift</i>	-2.51 ***	-4.18	6.77	6.76 ***	2.68	0.00
<i>RSkew_30m</i>	-1.79 **	-2.54	3.10	2.96 **	1.72	0.04
<i>RSkew_BPV</i>	-2.63 ***	-6.06	7.55	6.03	1.12	0.13
Mean Combination	-2.89 ***	-5.92	9.21	8.09 **	2.10	0.02
PCA Combination	-2.65 ***	-6.04	7.62	9.82 ***	2.45	0.01

注: 表中的 $adj R^2$ 是调整后的 R^2 , $adj R^2$ 和 R^2_{os} 均以百分比形式给出。***, **, * 分别代表 1%, 5% 和 10% 的统计显著性。样本内检验的样本期为 2003 : 01 - 2014 : 12, 共 144 个观测值。样本外检验窗口为 2006 : 01 - 2014 : 12, 共 108 个观测值。

2. 上海股票市场

接下来,为了说明偏度风险对中国股票市场预测能力的稳健性,本文将进一步考察上海股票市场,以检验是否具有和深圳股票市场类似的结果。上海股票市场的已实现偏度是由上证指数 5 分钟高频数据根据模型(1) - (4)构造的。上海股票市场收益率是上证指数收益率减去无风险利率。样本期为 2003 年 1 月至 2014 年 12 月。表 8 中给出了四种已实现偏度指标以及组合模型对上海股票市场超额收益率的预测结果,其中面板 A 中报告了样本内结果,而面板 B 中报告了样本外结果。首先,样本内结果显示,四种已实现偏度均可以显著预测未来上海股票市场收益率, β 参数估计值为负,且统计显著, $adj R^2$ 为 0.95% 至 6.81%。两种组合模型的预测能力进一步加强, $adj R^2$ 分别为 7.76% 和 6.85%。其次,四种已实现偏度均产生了正的 R^2_{os} ,为 0.26% 至 6.77%,其中 *RSkew_Drift* 与 *RSkew_30m* 的样本外 R^2_{os} 统计显著。组合模型的样本外 R^2_{os} 分别为 6.61% 和 6.85%,且统计显著,说明组合预测具有更好的样本外预测能力。表 8 中的结果说明,已实现偏度对上海股票市场收益率的预测能力与深圳市场是一致的,十分稳健。另外,与深圳股票市场的预测结果进行对比(表 2 和表 4 中的结果),我们可以发现已实现偏度对深圳股票市场的预测能力略强,表现为 $adj R^2$ 以及 R^2_{os} 更高。其原因是深圳股票市场上“中小盘”股比较多,而上海股票市场上“大盘股”较多,已实现偏度对“中小盘”股票的预测能力更强,该结论可以通过下面一节中的检验结果得出。

表 8 已实现偏度对上海股票市场的预测能力

	Panel A: In - sample			Panel B: Out - of - sample		
	β	NW - t	$adj R^2$	R^2_{os}	MSFE - adj	p - value
<i>RSkew</i>	-1.07 *	-1.94	0.95	0.26	0.92	0.18
<i>RSkew_Drift</i>	-1.97 ***	-3.42	4.92	4.41 ***	2.64	0.00

续表

	Panel A: In - sample			Panel B: Out - of - sample		
	β	NW - t	$adj R^2$	R^2_{os}	MSFE - adj	p - value
<i>RSkew_30m</i>	- 1. 65 **	- 2. 48	3. 24	2. 91 **	1. 75	0. 04
<i>RSkew_BPV</i>	- 2. 27 ***	- 3. 56	6. 81	6. 77	1. 08	0. 14
Mean Combination	- 2. 41 ***	- 3. 57	7. 76	6. 61 **	1. 83	0. 03
PCA Combination	- 2. 28 ***	- 3. 56	6. 85	6. 85 **	1. 83	0. 03

注: 表中的 $adj R^2$ 是调整后的 R^2 , $adj R^2$ 和 R^2_{os} 均以百分比形式给出。***, **, * 分别代表 1%、5% 和 10% 的统计显著性。样本内检验的样本期为 2003 : 01 - 2014 : 12, 共 144 个观测值。样本外检验窗口为 2006 : 01 - 2014 : 12, 共 108 个观测值。

3. 对不同投资组合的预测

虽然本文发现偏度风险对整体股票市场具有显著的预测能力, 但是这种预测能力是否只存在于某类股票中, 还是对市场中大部分的成分股股票都具有预测能力。因此, 本文最后检验已实现偏度对市场成分股的不同投资组合收益率的预测能力。参考姜富伟等(2011), 我们按照公司不同的特征将整体股票市场的成分股划分为不同的投资组合: 根据公司规模(Size) 从大到小划分的 10 组投资组合、按照账面价值市值比(BM) 从大到小划分的 10 组投资组合、按照动量因子(Mom) 从大到小划分的 10 组投资组合。实证结果如下: 第一、已实现偏度对市场中的所有成分股股票投资组合都具有显著的预测能力。第二、按照公司规模(Size) 从大到小划分的 10 组投资组合中, 已实现偏度的预测能力呈现逐渐递增的趋势, 说明已实现偏度对“中小盘”股票的预测能力更强。第三、对于账面价值市值比(BM) 划分的 10 组投资组合以及按照动量因子(Mom) 划分的 10 组投资组合, 已实现偏度的预测能力没有明显的差异, 均可以显著预测各组收益率。¹⁰

四、结 论

本文主要检验了中国股票市场的已实现偏度对股票市场收益率的预测能力。检验结果显示, 已实现偏度可以显著地预测未来一个月的股票市场超额收益率, 这种预测能力在控制了其它中国股票市场的预测变量后, 依然显著。并且, 在已有预测变量的回归基础上加入已实现偏度之后, R^2 得到明显提升, 说明已实现偏度中包含其它预测变量所不具备的预测信息。充分考虑这些预测信息可以提升我国股票市场的可预测性。样本外检验中, 已实现偏度依然表现十分稳健, 具有很强的样本外预测能力, 且这种预测能力可以有效提高资产配置的收益。为了解释已实现偏度的预测能力, 本文发现已实现偏度减小, 即

¹⁰ 由于篇幅所限, 这部分实证结果没有汇报出来, 可以来函索取。

市场下跌风险增加,股票市场的交易活跃程度减弱,表现为换手率降低和流动性减弱。而预期的市场交易活跃程度下降导致正的风险溢价,即较高的股票市场超额收益率。最后,稳健性检验中,本文利用其它三种可替代的构造方法计算已实现偏度,发现结果基本是一致的,即已实现偏度可以显著预测未来中国股票市场收益率。并且,将不同构建方法得到的已实现偏度指标进行组合,模型产生了更强的样本内和样本外预测能力。此外,已实现偏度对深圳和上海两个股票市场都具有很强的预测能力。

参 考 文 献

- [1] 陈国进和张貽军, 2009,《异质信念、卖空限制与我国股市的暴跌现象研究》,《金融研究》第 4 期,第 80~91 页。
- [2] 姜富伟、涂俊、David E. Rapach、Jack K. Strauss 和周国富, 2011,《中国股票市场可预测性的实证研究》,《金融研究》第 9 期,第 107~121 页。
- [3] 张崢、李怡宗、张玉龙和刘翔, 2013,《中国股市流动性间接指标的检验——基于买卖价差的实证分析》,《经济学(季刊)》第 13 卷第 1 期,第 233~262 页。
- [4] 张崢和刘力, 2006,《换手率与股票收益: 流动性溢价还是投机性泡沫》,《经济学(季刊)》第 5 卷第 3 期,第 871~892 页。
- [5] 郑振龙和孙清泉, 2013,《彩票类股票交易行为分析: 来自中国 A 股市场的证据》,《经济研究》第 5 期,第 128~140 页。
- [6] 郑振龙、王磊和王璐璐, 2013,《特质偏度是否被定价》,《管理科学学报》第 16 卷第 5 期,第 1~12 页。
- [7] Amaya, D., P. Christoffersen, K. Jacobs and A. Vasquez, 2015, “Does Realized Skewness Predict the Cross – Section of Equity Returns?”, *Journal of Financial Economics*, 118(1): 135~167.
- [8] Amihud, Y., 2002, “Illiquidity and Stock Returns: Cross – Section and Time – Series Effects”, *Journal of Financial Markets*, 5(1): 31~56.
- [9] Andersen, T. G. and T. Bollerslev, 1998, “Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts”, *International Economic Review*, 39(4): 885~905.
- [10] Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold and H. Ebens, 2001, “The Distribution of Realized Stock Return Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 61(1): 43~76.
- [11] Bakshi, G., N. Kapadia and D. Madan, 2003, “Stock Return Characteristics, Skew Laws, and the Differential Pricing of Individual Equity Options”, *Review of Financial Studies*, 16(1), pp. 101~143.
- [12] Ben – Rephael, A., O. Kadan and A. Wohl, 2015, “The Diminishing Liquidity Premium”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(1–2): 197~229.
- [13] Bollerslev, T., D. Osterrieder, N. Sizova and G. Tauchen, 2013, “Risk and Return: Long – Run Relations, Fractional Cointegration, and Return Predictability”, *Journal of Financial Economics*, 108(2): 409~424.
- [14] Boyer, B., T. Mitton and K. Vorkink, 2010, “Expected Idiosyncratic Skewness”, *Review of Financial Studies*, 23(1): 169~202.
- [15] Campbell, J. Y. and S. B. Thompson, 2008, “Predicting Excess Stock Returns out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average?”, *Review of Financial Studies*, 21(4): 1509~1531.
- [16] Carpenter, J. N., F. Lu, R. F. Whitelaw, 2015, “The Real Value of China’s Stock Market”, NBER working paper, No. 20957.
- [17] Chang, B. Y., P. Christoffersen and K. Jacobs, 2013, “Market Skewness Risk and the Cross Section of Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 107(1): 46~68.

- [18] Clark, T. E. and K. D. West, 2007, "Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models", *Journal of Econometrics*, 138(1): 291 ~ 311.
- [19] Colacito, R., E. Ghysels, J. Meng, and W. Siwasarit, 2016, "Skewness in Expected Macro Fundamentals and the Predictability of Equity Returns: Evidence and Theory", *Review of Financial Studies*, 29(8): 2069 ~ 2109.
- [20] Conrad, J., R. F. Dittmar and E. Ghysels, 2013, "Ex Ante Skewness and Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 68(1): 85 ~ 124.
- [21] Corsi, F., N. Fusari and D. La Vecchia, 2013, "Realizing Smiles: Options Pricing with Realized Volatility", *Journal of Financial Economics*, 107(2): 284 ~ 304.
- [22] Fleming, J., C. Kirby and B. Ostdiek, 2003, "The Economic Value of Volatility Timing Using 'Realized' Volatility", *Journal of Financial Economics*, 67(3): 473 ~ 509.
- [23] Welch, I. and A. Goyal, 2008, "A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction", *Review of Financial Studies*, 21(4): 1455 ~ 1508.
- [24] Harvey, C. R. and A. Siddique, 2000a, "Conditional Skewness in Asset Pricing Tests", *Journal of Finance*, 55(3): 1263 ~ 1295.
- [25] Harvey, C. R. and A. Siddique, 2000b, "Time - Varying Conditional Skewness and the Market Risk Premium", *Research in Banking and Finance*, 1: 25 ~ 58.
- [26] Jiang, F., J. Lee, X. Martin and G. Zhou, 2017, "Manager Sentiment and Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, forthcoming.
- [27] Kozhan, R., A. Neuberger and P. Schneider, 2013, "The Skew Risk Premium in the Equity Index Market", *Review of Financial Studies*, 26(9): 2174 ~ 2203.
- [28] Ludvigson, S. C. and S. Ng, 2007, "The Empirical Risk - Return Relation: A Factor Analysis Approach", *Journal of Financial Economics*, 83(1): 171 ~ 222.
- [29] Ludvigson, S. C. and S. Ng, 2009, "Macro Factors in Bond Risk Premia", *Review of Financial Studies*, 22(12): 5027 ~ 5067.
- [30] Mei, J., J. A. Scheinkman and W. Xiong, 2009, "Speculative Trading and Stock Prices: Evidence from Chinese A - B Share Premia", *Annals of Economics and Finance*, 10(2): 225 ~ 255.
- [31] Merton, R. C., 1980, "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation", *Journal of Financial Economics*, 8(4): 323 ~ 361.
- [32] Mitton, T. and K. Vorkink, 2007, "Equilibrium Underdiversification and the Preference for Skewness", *Review of Financial Studies*, 20(4): 1255 ~ 1288.
- [33] Neuberger, A., 2012, "Realized Skewness", *Review of Financial Studies*, 25(11): 3423 ~ 3455.
- [34] Newey, W. K. and K. D. West, 1987, "A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55(3): 703 ~ 708.
- [35] Rapach, D. E. and G. Zhou, 2013, "Forecasting Stock Returns", *Handbook of Economic Forecasting 2A*: 328 ~ 383.
- [36] Rapach, D. E., J. K. Strauss and G. Zhou, 2010, "Out - of - Sample Equity Premium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy", *Review of Financial Studies*, 23(2): 821 ~ 862.
- [37] Rapach, D. E., M. Ringgenberg and G. Zhou, 2016, "Short Interest and Aggregate Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 121(1): 46 ~ 65.

Realized Skewness of Chinese Stock Market and the Predictability of Stock Return

CHEN Jian ZHANG Yifan

(Department of Finance , School of Economics , Xiamen University;
Hebei Branch , The Export – Import Bank of China)

Abstract: With high frequent stock index data , this paper constructs the realized skewness of Chinese stock market and test its predictive power for aggregate stock market excess return. Results show that the realized skewness significantly predicts the next month excess return on Chinese stock market. In – sample and out – of – sample R^2 are 3.39% and 2.24% , respectively. After controlling for a set of variables , this conclusion still holds. In addition , based on alternative 4 constructing methods , the realized skewness significantly predicts excess returns on both of Shanghai and Shenzhen stock markets. The predictive power is further improved when combine all 4 skewness measures together. Economically , the predictive power of realized skewness for stock market return comes from its ability to predict future trading activity of the Chinese stock market.

Key words: Realized Skewness , China Stock Market , Out – of – sample Predictability

(责任编辑: 王 鹏) (校对: WH)