



隐含波动率与实际波动率的关系： 中美比较

郑振龙^{1 2} 秦明¹

¹ 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005

² 厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005

摘要: 上证50ETF期权上市至今, 中国期权市场表现出很多与美国市场显著不同的特征, 由此引申出关于美国的经验是否适用于中国、中国期权市场定价是否有效的争论。

基于2015年4月16日至2017年12月29日的中国上证50ETF期权数据和美国S&P500期权数据, 以股指收益率与波动率的相关系数以及股指收益率的历史分布为工具, 从整体特征和横截面特征两个维度, 研究隐含波动率与实际波动率的理论关系; 以使用期权市场数据计算得到的隐含波动率数据、波动率微笑和实际波动率数据、 Δ 组合的超额收益为工具, 研究隐含波动率与实际波动率的实际关系; 针对上述理论关系和实际关系进行中美比较。由于理论关系研究中未使用期权数据, 因此通过比较上述两个维度下的理论关系与实际关系的差异, 可以对中国期权市场的绝对定价效率和相对定价效率进行探究。

研究结果表明, 在整体特征上, 美国期权市场中隐含波动率与实际波动率的理论关系与实际关系相符, 美国期权市场在绝对定价效率维度上有效; 中国市场, 尤其是牛市样本中, 隐含波动率与实际波动率的理论关系与实际关系不相符, 中国期权市场在绝对定价效率维度上被高估。在横截面特征上, 美国期权市场中隐含波动率与实际波动率的理论关系与实际关系相符, 美国期权市场在相对定价效率维度上有效; 中国市场, 尤其是牛市样本中, 隐含波动率与实际波动率的理论关系与实际关系不相符, 中国期权市场在相对定价效率维度上无效, 低行权价的期权被低估、高行权价的期权被高估。在上述两个特征的研究中, 相应构造的 Δ 组合(策略)同样支持上述结论。

通过中美两国隐含波动率与实际波动率的理论关系与实际关系的研究, 发现中美两国的市场状况存在差异, 在中国期权市场上的研究和交易不能简单照搬美国经验, 要仔细研究和利用中国市场的当前特征。监管层也应完善中国股票和期权市场制度, 降低期权交易成本, 实行股票现货交易($t+0$)制度, 完善股票现货做空机制, 以使套利机制可以正常发挥作用, 改善当前上证50ETF期权市场被高估的现象, 使期权的保险功能正常发挥作用。

关键词: 隐含波动率; 实际波动率; 波动率微笑; 收益率分布; 中美比较

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

doi: 10.3969/j.issn.1672-0334.2018.06.005

文章编号: 1672-0334(2018)06-0058-16

引言

2015年2月9日, 上证50ETF期权的上市开启了中国期权时代。从运行至今3年多的实践看, 中国期

权市场表现出了很多与美国市场显著不同的特征, 特别是波动率微笑的形状与美国存在很大差异, 由此引申出关于美国的经验是否适用于中国、中国期

收稿日期: 2018-03-11 修返日期: 2018-10-02

基金项目: 国家自然科学基金(71871190, 71790601, 71471155)

作者简介: 郑振龙, 金融学博士, 厦门大学经济学院和管理学院教授, 研究方向为金融工程和数量金融等, 代表性学术成果为“AVIX: an improved VIX based on stochastic interest rates and an adaptive screening mechanism”, 发表在2017年第4期《The Journal of Futures Markets》, E-mail: zllzheng@xmu.edu.cn

秦明, 厦门大学经济学院博士研究生, 研究方向为金融工程等, E-mail: qinmingfe@163.com

权市场定价是否有效的争论。

期权的定价效率是指市场价格与其合理的理论价格之间是否存在差别。在最经典、业界使用最广泛的BS期权定价公式中^[1], 决定期权价格的因素有标的资产价格、行权价、剩余期限、无风险利率、红利和波动率, 波动率是唯一不可观测的, 因为这里的波动率是指标的资产在期权剩余期限内的波动率, 是未知的。因此研究期权市场的定价效率就有两种思路, 一种是通过各种办法预测波动率, 并代入期权定价公式求出期权的理论价格, 与期权的实际价格对比, 据此评估期权是否被高估; 另一种更常被采用的思路, 是把期权价格代入期权定价公式, 倒求出波动率(称为隐含波动率, 简称IV), 并与标的资产在期权剩余期限内的实际波动率(简称RV)对比, 据此评估期权是否被高估。因此, 研究期权的定价效率其核心便是研究隐含波动率与实际波动率的关系。

由于大量实证研究已经证实期权市场存在波动率微笑现象(不同行权价对应不同的隐含波动率), 因此隐含波动率与实际波动率的关系存在两个可研究的维度。一是隐含波动率与实际波动率在市场中的整体关系, 研究这一整体特征, 同时也是在研究期权的绝对定价效率, 即期权的平均定价水平与标的资产价格之间的关系是否合理; 二是隐含波动率与实际波动率的关系在不同行权价上的变化, 由于对于相同剩余期限的期权来说, 其对应的实际波动率是相同的, 因此研究这一横截面特征, 本质上也是在比较不同行权价的期权的隐含波动率之间的关系, 是在研究期权的相对定价效率。

本研究从整体特征和横截面特征两个维度研究隐含波动率与实际波动率的关系, 并进行中美比较, 试图解决美国的经验是否适用于中国、中国期权市场定价是否有效等问题。

1 相关研究评述

已有研究中对于隐含波动率与实际波动率的比较主要集中在预测未来波动率时, 到底是隐含波动率还是实际波动率更有预测力以及二者信息含量的差别^[2-4]。本研究视角与之不同, 本研究专注于通过研究隐含波动率与实际波动率的理论关系和实际数量关系, 对期权的绝对定价效率和相对定价效率展开研究。

另外一个涉及到隐含波动率与实际波动率关系的研究角度是基于波动率风险溢价。由于波动率是随机的, 而且波动率与标的资产的相关性也是随机的, 在这种情况下, 波动率本身就是风险源, 因此需要考虑波动率的风险溢价。估计波动率风险溢价有4种常见的方法, 包括测度转换法^[5-7]、Delta中性法^[8-9]、随机波动率模型法^[10-11]和横截面回归定价因子法^[12-13]。测度转换法下对波动率风险溢价的研究在实质上相当于研究隐含波动率与实际波动率关系的整体特征。在风险中性世界中, 人们只关心收益, 对风险无所谓, 因此在这个世界中任何风险都

不需要风险补偿。但在现实世界中人们通常是风险厌恶的, 对于任何系统性风险(指通过充分分散化组合仍旧无法消除的风险)都需要相应的风险溢价来补偿。因此, 这两个世界的波动率预期之差就是波动率风险溢价。研究表明, 隐含波动率代表风险中性世界对未来波动率的预期^[14], 在估计波动率风险溢价时, 为了避免不同行权价期权的隐含波动率不同, 国外研究中一般使用VIX指数作为市场整体的隐含波动率水平进行计算。而对于现实世界的波动率预期, 学术研究中一般假定市场符合理性预期, 在这种假设下, 一般用实际波动率代替现实世界对未来波动率的预期。因此, 在测度转换法下, 波动率风险溢价便是实际波动率与市场整体的隐含波动率水平之差, 即研究隐含波动率与实际波动率关系的整体特征。

与其他3种方法相比, 测度转换法的模型依赖度最低, 同时理论基础充分, 因此在CARR et al.^[5]和BOLLERSLEV et al.^[6]较早开始使用这一方法之后, 测度转换法逐渐成为估计波动率风险溢价最常用的方法。近年来, 国外学者在研究中逐步拓展改进隐含波动率和实际波动率的计算方法, 使用测度转换法计算更精确的波动率风险溢价, 在波动率风险溢价的预测力上也进行了更进一步的细致研究, 同时对波动率风险溢价的经济含义和信息含量进行深入挖掘。

在改进隐含波动率和实际波动率的计算方法上, BEKAERT et al.^[15]改进实际波动率的估计方法, 发现波动率风险溢价对股指收益率有显著预测力, 但对未来产出增长的预测力不足; BOLLERSLEV et al.^[16]基于新的无模型估计方法计算隐含波动率, 发现波动率风险溢价的预测能力主要由跳跃风险溢价引起; ERAKER et al.^[17]基于创新的非线性扩散模型为VIX建模, 计算隐含波动率, 利用测度转换法重新定义波动率风险溢价, 同样发现其对股指收益率具有预测力。在其他波动率风险溢价预测力的研究中, BOLLERSLEV et al.^[18]从理论模型出发, 基于波动率时变的资产定价模型, 为波动率风险溢价对短期回报与股利增长率具有预测力提供了新证据; CARR et al.^[19]将研究视角拓展至波动率曲面维度, 发现基于创新的波动率曲面得到的收益率风险溢价中波动率风险溢价的占比对超额收益具有更好的预测力。在波动率风险溢价信息含量的进一步挖掘中, FEUNOU et al.^[20]的研究将波动率风险溢价按股指收益率的正负进一步分解为上下两部分, 并发现下方波动率风险溢价对股指超额收益更具预测力; ERAKER et al.^[21]研究VIX衍生品的负收益, 并通过均衡模型进一步证明这一负收益来自于负的波动率风险溢价。在波动率风险溢价经济含义的相关研究中, BALI et al.^[22]将波动率风险溢价作为经济不确定性的代理变量, 研究发现, 与波动率风险溢价相关性更高的股票组合具有更高的风险溢价。国外学者在估计波动率风险溢价时大量使用测度转换法, 表明这一方法是有效、稳健的。

中国也有学者使用测度转换法对波动率风险溢价进行研究,但由于中国市场期权上市较晚,已有研究大多使用美国和港台数据。陈蓉等^[7]的研究使用香港恒指期权数据和美国S&P500指数期权数据,刘杨树等^[23]的研究使用香港恒指期权数据,郑振龙等^[24-25]的研究使用美国S&P500指数期权数据和台湾台指期权数据。目前还未有学者针对中国50ETF期权市场隐含波动率与实际波动率的关系进行深入研究。

根据资产定价基本原理,波动率的风险溢价应取决于波动率与随机贴现因子的相关性,但对随机贴现因子的估计一直比较困难,测度转换法使用较容易估计得到的隐含波动率和实际波动率,避免了对随机贴现因子的估计。但这一方法的重要前提是期权市场定价有效率,如果期权价格存在高估或低估,测度转换法估计得到的波动率风险溢价与通过波动率与随机贴现因子的相关性求得的波动率风险溢价将出现不一致,如果仍旧将测度转换法视为正确的波动率风险溢价估计方法,将得到错误的结论。

美国等境外成熟期权市场定价效率较高,因此测度转换法与相关性方法的结论是一致的,测度转换法估计得到的波动率风险溢价基本为负,同时波动率与股指收益率(随机贴现因子可以通过股指收益率进行线性因子化)之间的负相关也被广泛证实^[26-27]。对于中国市场的研究,本研究认为,由于波动率与股指收益率的相关性并不被期权市场的定价效率所影响,因此应该将相关性方法下得到的隐含波动率与实际波动率的关系视为二者关系中整体特征的理论关系,而将测度转换法下得到的二者关系视为二者关系中整体特征的实际关系,以理论关系为基准,通过比较整体特征的实际关系与理论关系是否相符来判断中国期权市场的绝对定价效率。

对于相同剩余期限的期权来说,其对应的实际波动率是相同的,因此隐含波动率与实际波动率关系的横截面特征本质上取决于隐含波动率的横截面特征,即波动率微笑特征。所谓波动率微笑是指隐含波动率与期权行权价之间的关系,因外汇期权市场上两者的关系酷似微笑的形状而得名。自LATTANE et al.^[28]首次通过BS公式反推出BS隐含波动率后,大量实证研究表明,如果将相同剩余期限、不同协议价格的股票指数期权价格对应的BS隐含波动率与行权价的关系绘制成曲线,该曲线往往呈现类似“假笑”的形状,即虚值期权(尤其是虚值看跌期权)的BS隐含波动率往往高于平值期权。对于这一现象,学者们从众多角度对其进行解释,如波动率的随机性^[29-31]、标的资产价格的跳跃性^[32-33]、市场摩擦^[34-35]等,但最为根本也最为广泛接受的解释是标的资产对数收益率的隐含分布^[36-38],这些研究认为,波动率微笑的形状与股指收益率分布的偏度和峰度的组合息息相关。本研究认为,由于股指收益率的分布并不受期权市场的定价效率影响。因此,本研究以股指收益率的分布作为波动率微笑形状

理论基础,即作为隐含波动率与实际波动率的关系中横截面特征的理论关系,以实际波动率微笑的形状作为隐含波动率与实际波动率关系中横截面特征的实际关系,通过比较横截面特征的实际关系与理论关系是否相符判断中国期权市场的相对定价效率。

综上所述,与已有研究不同,本研究从整体特征和横截面特征两个维度,研究隐含波动率与实际波动率的关系,并进行中美比较,以判断中国期权市场的绝对定价效率和相对定价效率,从而解决美国的经验是否适用于中国、中国期权市场定价是否有效等问题。

2 隐含波动率与实际波动率的理论关系

2.1 整体特征

GONZÁLEZ-URTEAGA et al.^[39]仿照CARR et al.^[5]对方差互换的分析,基于波动率互换,使用随机贴现因子框架,给出风险中性世界对未来波动率的预期、现实世界对未来波动率的预期和波动率风险溢价三者之间的理论关系。

$$E_t^Q[RV_{t,T}] = \frac{E_t^P[M_{t,T}RV_{t,T}]}{E_t^P[M_{t,T}]} \\ = E_t^P[RV_{t,T}] + \frac{\text{cov}_t^P(M_{t,T}, RV_{t,T})}{E_t^P[M_{t,T}]} \quad (1)$$

其中, t 和 T 为时间, $E_t[\cdot]$ 为 t 时刻某测度下的条件期望, Q 为风险中性测度, P 为现实测度, $RV_{t,T}$ 为从 t 时刻到 T 时刻标的资产的实际波动率, $M_{t,T}$ 为从 t 时刻到 T 时刻的随机贴现因子。进一步,类似CARR et al.^[5]对方差风险溢价的定义,GONZÁLEZ-URTEAGA et al.^[39]将(1)式的最后一项的相反数定义为波动率风险溢价。后文为方便叙述,省去时间下标。

根据前文的叙述,隐含波动率可代表风险中性世界对未来波动率的预期,在理性预期的假设下,可以用实际波动率代替现实世界对未来波动率的预期。同时根据COCHRANE^[40]的研究,随机贴现因子可以通过股指收益率进行线性因子化,二者之间存在 $M = a - bR$ R 为股指收益率, a 和 b 为常数,且 $b > 0$ 。因此,可以得到隐含波动率与实际波动率之间的理论关系,即

$$RV - IV = C_0 \cdot \text{corr}(R, RV) \quad (2)$$

其中, $C_0 = b \frac{\sigma_R \sigma_{RV}}{E^P[M]} > 0$ σ_R 为股指收益率的标准差, σ_{RV} 为实际波动率的标准差; $\text{corr}(R, RV)$ 为股指收益率与实际波动率的相关系数。(2)式右侧即是波动率风险溢价。

根据前文所述,在美国等成熟期权市场,由于期权定价效率高,因此判断波动率风险溢价的正负,既可以通过(2)式右侧求相关系数来判断,也可以通过(2)式左侧计算实际波动率与隐含波动率的差值实现。然而一旦期权市场定价无效率、价格不合理,使用 $(RV - IV)$ 计算波动率风险溢价将带来误导性的后果。因此,本研究认为,由于波动率与股指收益率的相关性并不受期权市场的定价效率影响,应该从(2)

式右侧出发,将通过相关性方法得到的隐含波动率与实际波动率的关系视为二者关系中整体特征的理论关系;而从(2)式左侧出发,将通过测度转换法得到的二者关系视为二者关系中整体特征的实际关系。以理论关系为基准,通过比较整体特征的理论关系与实际关系是否相符,便可以判断中国期权市场的绝对定价效率。

具体地,本研究以命题1总结隐含波动率与实际波动率的关系中整体特征的理论关系。

命题1 若股指收益率与实际波动率相关系数为正,则波动率的系统性风险为正,波动率风险溢酬为正,在定价合理的期权市场中,实际波动率应大于隐含波动率;若股指收益率与实际波动率相关系数为负,则波动率的系统性风险为负,波动率风险溢酬为负,在定价合理的期权市场中,实际波动率应小于隐含波动率。

具体说,如果波动率的系统性风险为正,波动率就不是好东西,人们就不愿意无补偿地购买与波动率正相关的产品,这类产品的价格就应较低,因此波动率风险溢酬应为正,隐含波动率应低于现实世界中的波动率预期。相反,如果波动率的系统性风险为负,波动率就是好东西,人们就愿意购买与波动率正相关的产品,这类产品的价格就应较高,因此波动率风险溢酬应为负,隐含波动率应高于现实世界中的波动率预期。

根据命题1,可以通过股指收益率与实际波动率的相关系数判断隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的理论关系。进一步,可以得到推论1。

推论1 若使用期权市场数据计算得到的隐含波动率与实际波动率的实际关系与命题1中的理论关系不相符,则证明期权市场的绝对定价效率低,存在定价偏误。

若股指收益率与实际波动率相关系数为正,而使用期权市场数据发现实际波动率小于隐含波动率,则说明期权价格在绝对定价效率维度上被高估;若股指收益率与实际波动率相关系数为负,而使用期权市场数据发现实际波动率大于隐含波动率,则说明期权价格在绝对定价效率维度上被低估。

然后,本研究将通过计算股指收益率与实际波动率的相关系数,得到中美两国隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的理论关系。由于方差和波动率本质上应具有同样的风险源,而已有相关研究

中也同样既有基于波动率的分析,也有基于方差的分析^[5],因此本研究也将计算股指收益率与实际方差(RV^2)的相关系数,以保证对隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的理论关系识别的稳健性。

本研究选择美国最有代表性的S&P500指数收益率作为美国股指收益率的代表,选择中国唯一有期权交易的上证50ETF收益率作为中国股指收益率的代表。由于后文中要使用美国VIX指数和中国IVIX指数分别代表两国的隐含波动率,考虑到VIX和IVIX测量的都是股指未来30个日历日的预期波动,因此本研究在实际波动率的计算上选择使用 t 日后 n 个交易日的对数收益率日数据,具体为

$$RV_t = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=t}^{t+n-1} (r_i - \bar{r})^2 N} \tag{3}$$

其中, i 为 t 日后的某个交易日, n 为 t 日后的交易日个数, N 为年总交易日个数; r_i 为日对数收益率; \bar{r} 为 t 日后 n 个交易日收益率的均值, $\bar{r} = \frac{1}{n} \sum_{i=t}^{t+n-1} r_i$ 。为了与隐含波动率的时间度量范围相匹配,计算美国的实际波动率时, $n=21$, $N=252$;计算中国的实际波动率时, $n=20$, $N=242$ 。这样做可大致使隐含波动率与实际波动率衡量的时段一致。

尽管上证50ETF期权2015年才上市,但为了保证对隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的理论关系识别的可靠性,本研究基于可获得的最早数据,并区分样本中的不同市况,对中美两国股指收益率与实际波动率的相关系数进行检验。上证50ETF可获得的数据最早始于2005年2月23日,在到2017年12月29日为止的样本期内,美国股市经历的最大熊市为次贷危机,本研究将2007年10月9日至2009年3月9日划分为美国股市的熊市样本,其他时段为牛市样本。在这一样本期内,中国市场也同样在次贷危机期间经历了熊市,本研究将2007年10月31日至2008年12月31日划分为中国股市的第1段熊市样本;除此之外,中国股市在2015年6月8日至2015年8月25日经历了因配资交易、杠杆交易被查处引发的“股灾”,在2015年12月21日至2016年1月28日经历了下跌与熔断机制、涨跌停板复合引起的暴跌,本研究将这两段时间划分为中国股市的第2段和第3段熊市样本;其他时段为牛市样本。表1给出2005年2月23日至2017年12月29日,中美股市不同市况下,股指收益率与实际波动率和实际方差的相关系数,数据来

表1 中美两国股指收益率与实际波动率和实际方差的相关系数(2005-02-23-2017-12-29)
Table 1 Correlation Coefficients between R and RV , R and RV^2 of China and U. S. (2005-02-23-2017-12-29)

相关系数	中国			美国		
	全样本	熊市样本	牛市样本	全样本	熊市样本	牛市样本
$corr(R, RV)$	-0.056 ***	-0.080	0.058 ***	-0.123 ***	-0.122 **	-0.072 ***
$corr(R, RV^2)$	-0.077 ***	-0.084	0.051 ***	-0.120 ***	-0.123 **	-0.063 ***

注:***为1%的显著性水平,**为5%的显著性水平,下同。

源于Wind数据库。

由表1可知,无论是股指收益率与实际波动率之间,还是股指收益率与实际方差之间,无论是牛市或熊市,美国市场都呈负相关,且相关系数显著不为0。

而在中国市场,不同的市况下,相关系数的情况并不一致。无论是股指收益率与实际波动率之间,还是股指收益率与实际方差之间,牛市样本中市场呈正相关,相关系数显著不为0;熊市样本中市场呈负相关,但相关系数不显著不为0;在全样本中市场呈负相关,相关系数显著不为0。同样是相关系数显著不为0的牛市样本和全样本,其相关性的方向却相反,这可能是由于相关性本就较弱,熊市样本的负相关影响在全样本中将会放大,导致牛市样本与全样本相关性的方向相反。

由于上证50ETF存在卖空限制,自2015年4月16日上证50指数期货上市之后,上证50ETF期权才有了比较方便的对冲套利工具,考虑到中美比较的一致性和可靠性,后文使用2015年4月16日至2017年12月29日的样本期作为全样本。鉴于表1中美国市场在不同市况下相关性的一致稳定性,后文的实际关系分析中不对美国市场样本区分分子样本;而中国市场的熊市样本包含2015年6月8日至2015年8月25日和2015年12月21日至2016年1月28日两段,其余时段为牛市样本。表2给出2015年4月16日至2017年12月29日中美股市不同市况下股指收益率与实际波动率和实际方差的相关系数,数据来源于Wind数据库。

表2 中美两国股指收益率与实际波动率和实际方差的相关系数
(2015-04-16-2017-12-29)

Table 2 Correlation Coefficients between R and RV , R and RV^2 of China and U. S.
(2015-04-16-2017-12-29)

相关系数	中国			美国
	全样本	熊市样本	牛市样本	全样本
$\text{corr}(R, RV)$	-0.132***	-0.037	0.127***	-0.153***
$\text{corr}(R, RV^2)$	-0.151***	-0.034	0.135***	-0.165***

表2的结果与表1的结果具有一致性,说明2015年4月16日至2017年12月29日的样本期选择具有代表性。根据命题1,本研究可以得到关于中美两国隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的理论关系,即美国市场的相关性表明,在美国市场的全样本内,波动率的系统性风险为负,波动率风险溢酬为负,在定价合理的期权市场中,实际波动率应小于隐含波动率。中国市场的相关性表明,在中国市场的熊市样本内,波动率并不是系统性风险因子,在定价合理的期权市场中,实际波动率与隐含波动率应没有差别;牛市样本内,波动率的系统性风险为正,波动率风险溢酬为正,在定价合理的期权市场中,实际

波动率应大于隐含波动率;全样本内,波动率的系统性风险为负,波动率风险溢酬为负,在定价合理的期权市场中,实际波动率应小于隐含波动率。

2.2 横截面特征

由于对于相同剩余期限的期权来说,其对应的实际波动率是相同的,因此隐含波动率与实际波动率关系的横截面特征本质上取决于隐含波动率的横截面特征,即波动率微笑特征。

BENNETT^[37]和HULL^[38]都认为,波动率微笑的形状与标的资产对数收益率的隐含分布息息相关。他们的研究表明,从理论上说,如果标的资产对数收益率的隐含分布为正态分布,波动率微笑曲线将是一条水平线;如果隐含分布存在负偏现象(3阶矩),也就是说投资者预期未来标的资产价格大幅下降的概率较大,则波动率微笑曲线将是一条斜向下的直线,正偏则斜向上;如果隐含分布存在尖峰厚尾现象(4阶矩),也就是说投资者预期未来标的资产价格大幅下降和大幅上涨的概率均较大,则波动率微笑曲线将是一条对称的、两侧等幅向上弯曲的曲线,即标准的“微笑”。在实际中,波动率微笑各种各样的形状便是隐含分布的偏度和峰度不同组合造成的结果。

隐含分布由期权价格信息倒推得到,因此本质上是投资者对未来标的资产对数收益率分布的风险中性预期,在理性预期的假设下,投资者对未来标的资产对数收益率分布的预期主要来自收益率的历史分布。BENNETT^[37]和HULL^[38]的研究表明,在美国等成熟期权市场上,由于期权定价效率高,因此股指期权波动率微笑的形状与美国收益率的历史分布的偏度和峰度特征符合。然而一旦期权市场定价无效率,价格不合理,隐含分布的形状和波动率微笑的形状将同样存在不合理,如果照搬美国的经验,以这种不合理的波动率微笑形状进行研究和交易,将带来误导性的后果。

本研究认为,由于股指收益率的历史分布并不受期权市场的定价效率影响。因此,本研究以股指收益率的历史分布作为波动率微笑形状的理论基础,即作为隐含波动率与实际波动率的关系中横截面特征的理论关系,以实际波动率微笑的形状作为隐含波动率与实际波动率的关系中横截面特征的实际关系。以理论关系为基准,通过比较横截面特征的理论关系与实际关系是否相符,便可以判断中国期权市场的相对定价效率。

具体地,本研究以命题2总结隐含波动率与实际波动率的关系中横截面特征的理论关系。

命题2 若股指收益率的历史分布为正态分布,在定价合理的期权市场中,波动率微笑的形状应是一条水平线, $(RV-IV)$ 在不同行权价间应没有差别,同样为一条水平线。

若股指收益率的历史分布有负偏特征,在定价合理的期权市场中,波动率微笑的形状在整体上应具有斜向下特征, $(RV-IV)$ 应具有斜向上特征。

若股指收益率的历史分布有正偏特征,在定价

合理的期权市场中,波动率微笑的形状在整体上应具有斜向上特征, $(RV-IV)$ 应具有斜向下特征。

若股指收益率的历史分布有尖峰特征,在定价合理的期权市场中,波动率微笑的形状在整体上应具有两侧向上弯曲的特征,即会出现先下降后上升的特征, $(RV-IV)$ 应具有先上升后下降特征。

若股指收益率的历史分布有矮峰特征,在定价合理的期权市场中,波动率微笑的形状在整体上应具有两侧向下弯曲的特征,即会出现先上升后下降的特征, $(RV-IV)$ 应具有先下降后上升特征。

根据命题2,本研究可以通过股指收益率的历史分布,判断隐含波动率与实际波动率关系中横截面特征的理论关系。进一步,本研究可以得到推论2。

推论2 若使用期权市场数据计算得到的波动率微笑,即隐含波动率与实际波动率的实际关系与命题2中的理论关系不相符,则证明期权市场的相对定价效率低,存在定价偏差。

若股指收益率的历史分布有负偏特征,但波动率微笑的形状在整体上具有斜向上特征,则说明低行权价的期权被低估,高行权价的期权被高估。

若股指收益率的历史分布有正偏特征,但波动率微笑的形状在整体上具有斜向下特征,则说明低行权价的期权被高估,高行权价的期权被低估。

若股指收益率的历史分布有尖峰特征,但波动率微笑的形状在整体上具有先上升后下降的特征,则说明两侧行权价的期权被低估,中间行权价的期权被高估。

若股指收益率的历史分布有矮峰特征,但波动率微笑的形状在整体上具有先下降后上升的特征,则说明两侧行权价的期权被高估,中间行权价的期权被低估。

本研究通过股指收益率的历史分布,得到中美两国隐含波动率与实际波动率关系中横截面特征的理论关系。与前文类似,本研究同样使用2005年2月23日至2017年12月29日和2015年4月16日至2017年12月29日两段样本分别计算股指收益率的历史分布,以保证隐含波动率与实际波动率关系中横截面特征的理论关系的稳健性。表3分别给出两段样本期内的股指月收益率的历史分布描述性统计,数据来源于Wind数据库。

由表3可知,中美两国股指月收益率在两段样本内的特征是各自一致的,中美两国市场中均具有负偏、尖峰的特征。这也再次说明2015年4月16日至2017年12月29日的样本期选择具有代表性。

根据命题2,中美两国隐含波动率与实际波动率关系中横截面特征的理论关系为:美国的波动率微笑呈斜向下、先下降后上升的特征,中国的波动率微笑呈斜向下、先下降后上升的特征。

3 隐含波动率与实际波动率的实际关系

3.1 整体特征

前文已经介绍本研究使用的实际波动率的计算

表3 中美两国股指月收益率历史分布的描述性统计结果

Table 3 Results for Descriptive Statistics of Monthly Yields Distribution of China and U. S.

2005年2月23日至2017年12月29日						
	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
S&P500	0.005	0.102	-0.186	0.040	-1.060	6.144
50ETF	0.008	0.289	-0.321	0.090	-0.463	5.054
2015年4月16日至2017年12月29日						
	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
S&P500	0.008	0.080	-0.065	0.028	-0.110	4.458
50ETF	0.002	0.167	-0.202	0.068	-0.706	4.943

方法,而要得到隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的实际关系,还需要采用合理的隐含波动率数据。隐含波动率的选择是否合理,主要考虑是否能够解决以下两个问题,一是由于任何时刻同一标的资产的期权种类众多,同一标的资产的隐含波动率就很多,因此需要找到能够反映市场整体隐含波动率水平的合理隐含波动率;二是包括BS公式在内的任何期权定价公式都有许多非常严格的假设,这些假设与现实世界存在很大差异,这就决定了期权定价公式本身存在误差。而期权定价公式是将期权价格翻译成隐含波动率的翻译器,如果翻译器有误差,翻译的结果自然就有误差。为了解决这两个问题,很多学者仅从无套利条件出发推导隐含波动率,并取得成功^[4,41-42],人们将通过这一方法求出的隐含波动率叫做无模型隐含波动率。由于无模型隐含波动率只要求无套利条件,不需要其他严苛的条件约束,因此更为准确。同时,无模型隐含波动率在计算过程中利用了所有流动性较好的期权(如虚值期权)的信息,因此任何时刻同一标的资产只有一个无模型隐含波动率,能够反映市场整体隐含波动率水平。在已有使用测度转换法计算波动率风险溢酬的研究中,最常被使用的隐含波动率数据便是这种无模型隐含波动率。

芝加哥期权交易所于1993年推出世界上第一个波动率指数VIX,用于测量S&P500指数未来30日的预期波动,并于2003年将其计算方法更改为基于方差互换的方法,这一方法也被JIANG et al.^[43]证明等价于BRITTEN-JONES et al.^[41]和CARR et al.^[5]的方法。由于其具有较强代表性,且计算方法被学界和业界广泛认可,本研究选择VIX代表美国市场隐含波动率。

2015年6月26日,上海证券交易所根据方差互换原理,结合上证50ETF期权的实际运作特点,发布了中国波指(IVIX),用于测量上证50ETF未来30日的预期波动,本研究选择IVIX代表中国市场隐含波动率。

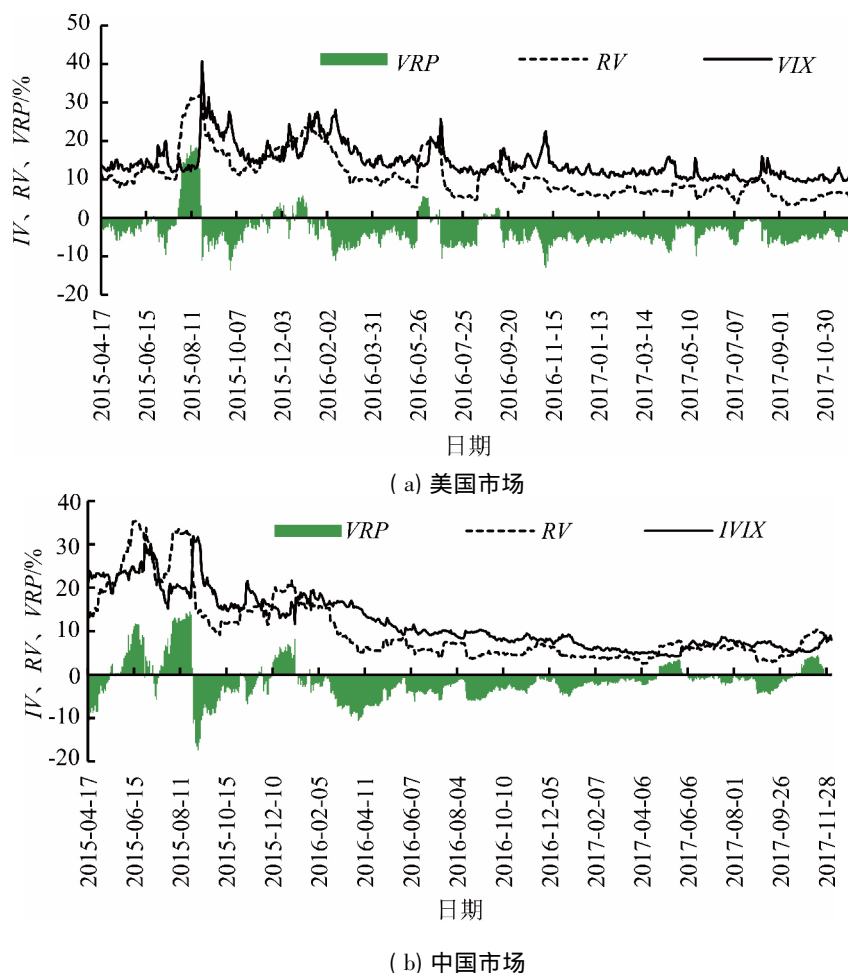


图1 美国市场和中国市场隐含波动率与实际波动率在整体特征上的实际关系

Figure 1 Empirical Relationship between IV and RV
on Overall Characteristic of U. S. Market and China Market

本研究使用上述数据,分析中美两国各自隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的实际关系。图1给出美国和中国的隐含波动率与实际波动率在整体特征上的实际关系,以及基于测度转换法计算的波动率风险溢价(VRP),数据来源于Wind数据库。由图1(a)可知,在美国市场上,全样本期内实际波动率大多小于隐含波动率,测度转换法计算的波动率风险溢价也大多为负。由图1(b)可知,在中国市场上,全样本期内实际波动率大多小于隐含波动率,测度转换法计算的波动率风险溢价也大多为负;在2015年6月8日至2015年8月25日和2015年12月21日至2016年1月28日这两段熊市样本期的绝大多数时间内,明显出现大量实际波动率大于隐含波动率、测度转换法计算的波动率风险溢价也大多为正的情况;在熊市样本之外的牛市样本内,基本上实际波动率始终小于隐含波动率,测度转换法计算的波动率风险溢价也基本为负。

进一步,表4上半部分给出中美两国隐含波动率均值、实际波动率均值和测度转换法下计算的波动率风险溢价均值,并对波动率风险溢价均值进行显著性检验,数据来源于Wind数据库。

表4 中美两国隐含波动率和
实际波动率的均值、标准差和 VRP 均值
Table 4 Means, Standard Deviations of IV ,
 RV and Means of VRP of China and U. S.

	中国			美国
	全样本	熊市样本	牛市样本	全样本
RV 均值	0.208	0.517	0.161	0.110
IV 均值	0.240	0.407	0.216	0.145
VRP 均值	-0.033 ***	0.110 ***	-0.054 ***	-0.035 ***
RV 标准差	0.159	0.136	0.099	0.058
IV 标准差	0.128	0.089	0.113	0.044

对比均值的大小可以发现,与图1的结论一致。因此,中美两国隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的实际关系为:在美国市场上,隐含波动率的均值高于实际波动率,波动率风险溢价均值为负,显著不为0。在中国市场上,全样本内,隐含波动率的均值高于实际波动率,波动率风险溢价均值为负,显

著不为0; 熊市样本内, 隐含波动率的均值低于实际波动率, 波动率风险溢价均值为正, 显著不为0; 牛市样本内, 隐含波动率的均值高于实际波动率, 波动率风险溢价均值为负, 显著不为0。

根据推论1, 对比中美两国隐含波动率与实际波动率关系中整体特征的理论关系与实际关系, 得到关于中美两国期权市场绝对定价效率的结论为: 在美国市场上, 股指收益率与实际波动率相关系数为负, 且显著不为0, 同时使用期权市场数据发现实际波动率普遍小于隐含波动率, 二者之差的均值显著不为0, 理论关系与实际关系相符, 因此美国期权市场在绝对定价效率维度有效。而在中国市场上, 熊市样本内, 股指收益率与实际波动率相关系数为负, 但不显著不为0, 同时使用期权市场数据发现实际波动率普遍大于隐含波动率, 二者之差的均值显著不为0, 理论关系与实际关系不相符, 因此熊市样本内, 中国期权市场在绝对定价效率维度被低估; 牛市样本内, 股指收益率与实际波动率相关系数为正, 且显著不为0, 同时使用期权市场数据发现实际波动率普遍小于隐含波动率, 二者之差的均值显著不为0, 理论关系与实际关系不相符, 因此牛市样本内, 中国期权市场在绝对定价效率维度被高估。

表4下半部分给出中美两国实际波动率与隐含波动率的标准差情况, 对比标准差的大小可以发现, 除中国市场牛市样本外, 中美市场都存在实际波动率的标准差高于隐含波动率的现象, 这是已有研究中从未被关注过的问题, 本研究从隐含波动率和实际波动率的形成机制出发, 对这一现象进行解释。

本质上讲, 标的资产的交易者仅能够通过价格表达自己对于价格1阶矩的预期, 而无法通过对标的资产的交易表达对于2阶矩的预期。实际波动率作为标的资产2阶矩信息的测量变量, 反映标的资产价格客观的波动状况, 是一个统计结果, 并不是由投资者交易得出; 相反, 由于期权价格既受标的资产价格变动的影响, 也受波动率变动的影响, 因此期权的交易者不仅能够通过期权的交易表达自己对于价格1阶矩的预期, 也能表达对于2阶矩的预期。而隐含波动率正是由期权价格倒推得到, 是投资者交易的结果, 反映了投资者对未来波动率的预期。同时由于波动率均值回归的现象被大量投资者所熟知, 因此在预期形成的过程中, 作为一段时间平均值的隐含波动率便会在一定程度上抹平实际波动率变动的幅度, 从而使隐含波动率的标准差小于实际波动率。由表4下半部分可知, 中国市场牛市样本呈现与上述分析相反的特征, 隐含波动率的标准差大于实际波动率。这可能是由于中国期权市场门槛较高, 期权市场上的投资者都是更专业、更具信息的投资者, 他们在牛市中对未来市场走势的判断更为谨慎, 对未来波动率的判断受市场中瞬息万变的信息影响更大, 而非盲目相信牛市的稳定持续, 从而导致作为投资者预期的隐含波动率的标准差更大。

形成机制的不同也反映出实际波动率与隐含波

动率在本质上并不对应同样的风险源, 前者刻画了波动率本身, 后者则反映了市场定价和预期, 因此尤其是在实际应用中更应注意二者的适用场合, 不能混用。隐含波动率应该应用在需要风险中性波动率预期的场合, 如奇异期权的定价等; 而实际波动率适合应用在只需要客观刻画波动情况的场合, 如计算在险值等风险管理方面。

为了进一步验证上述关于绝对定价效率的结论, 本研究通过构造每日0Delta组合的方式从经济显著性的角度对绝对定价效率进行判定。

从理论上讲, 标的资产价格变化的风险和波动率变化的风险是影响期权价格的最重要风险源, 人们将期权价格对标的资产价格的偏导数以希腊字母Delta命名, 用来测量标的资产价格变化对期权价格的影响。如果使用标的资产对期权进行对冲, 构建0Delta组合, 该组合将仅受波动率这一主要风险源的影响。如果波动率的系统性风险为正, 波动率风险溢价应为正, 因此在定价合理的期权市场中, 0Delta组合将获取正的超额收益; 如果波动率的系统性风险为负, 波动率风险溢价应为负, 因此在定价合理的期权市场中, 0Delta组合将获取负的超额收益。BAK-SHI et al.^[8]和陈蓉等^[9]在随机波动率模型框架下, 给出0Delta组合与波动率风险溢价上述对应关系的详细数学证明。

本研究采用陈蓉等^[9]提出的离散方法, 在每个交易日以收盘价分别买入市场全部期权, 并按BS期权定价公式计算Delta, 每只期权分别卖出对应Delta份的标的资产, 剩余资金按无风险利率获取无风险收益(或按无风险利率借入所缺资金), 从而针对每只期权构建0Delta组合。将该组合持有至下一交易日并清算, 便可得到0Delta组合的超额收益。将每日全部0Delta组合的超额收益进行平均, 便得到0Delta组合超额收益的时间序列。

在本研究涉及到0Delta组合的具体计算中, 使用美国市场数据为2015年4月16日至2017年12月29日的S&P500指数和指数期权收盘价, 无风险利率为每日对应期限的伦敦同业拆借利率(LIBOR), 红利率则根据标普公司网站所公布的数据, 2015年内平均为2.110%, 2016年内平均为2.030%, 2017年内平均为1.840%。S&P500指数收盘价和LIBOR数据来自Wind数据库, S&P500指数期权收盘价来自Datastream数据库。由于上证50ETF存在卖空限制, 本研究使用上证50期货对50ETF期权进行对冲, 因此使用的中国市场数据为2015年4月16日至2017年12月29日的上证50期货和上证50ETF期权收盘价, 无风险利率为每日对应期限的银行间市场质押式回购利率。中国市场的市场数据均来自Wind数据库。

值得注意的是, 由于上证50ETF期权具有红利保护特征, 一旦上证50ETF派发红利, 交易所将相应调整期权的行权价和投资者持有的份额, 因此上证50ETF期权的定价和对冲本来应使用标的资产无红利的BS期权定价公式。但由于本研究对冲使用的上

证50期货并不具有红利保护特征,因此在样本期内,在受2016年11月29日和2017年11月28日两次上证50ETF派发红利影响的时间内,代入BS期权定价公式的上证50期货价格需做出相应调整。而S&P500期权可使用标的资产连续付红利的BS期权定价公式进行计算。

具体看,对于S&P500期权,看涨期权的Delta为 $e^{-q(A-a)}\Phi(d_1)$,看跌期权的Delta为 $-e^{-q(A-a)}\Phi(-d_1)$, q 为连续复利形式的红利率, A 为期权到期日, a 为当前时刻, $(A-a)$ 为期权剩余期限, $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布

累积分布函数, $d_1 = \frac{\ln \frac{S}{K} + (r - q + \frac{\sigma^2}{2})(A - a)}{\sigma\sqrt{A - a}}$,其中

S 为S&P500指数价格, K 为行权价, σ 为波动率,在计算中使用当天该期权对应的隐含波动率, r 为无风险利率。

对于上证50ETF期权,看涨期权的Delta为 $e^{-r(A-a)}\Phi(d_1)$,看跌期权的Delta为 $-e^{-r(A-a)}\Phi(-d_1)$, d_1

$= \frac{\ln \frac{F \cdot e^{-r(A-a)} + D \cdot e^{-r(\tau-a)}}{K} + (r + \frac{\sigma^2}{2})(A - a)}{\sigma\sqrt{A - a}}$, F 为上证

50期货价格, D 为期权剩余期限内支付的红利,若无红利支付 D 为0, τ 为期权剩余期限内支付红利的时刻, $(\tau - a)$ 为距红利支付的期限。

参考已有研究的做法,本研究对期权数据作如下处理。

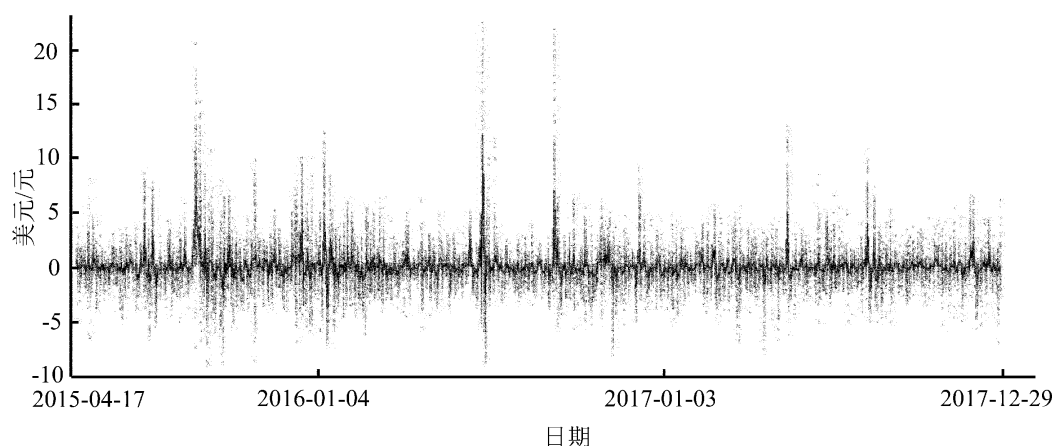
(1)剔除隐含波动率大于1和小于0.010的期权,以避免期权定价不合理的影响;

(2)剔除中国市场交易量小于5张的期权,剔除美国市场交易量小于20手的期权,以避免流动性不足对期权价格造成的影响;

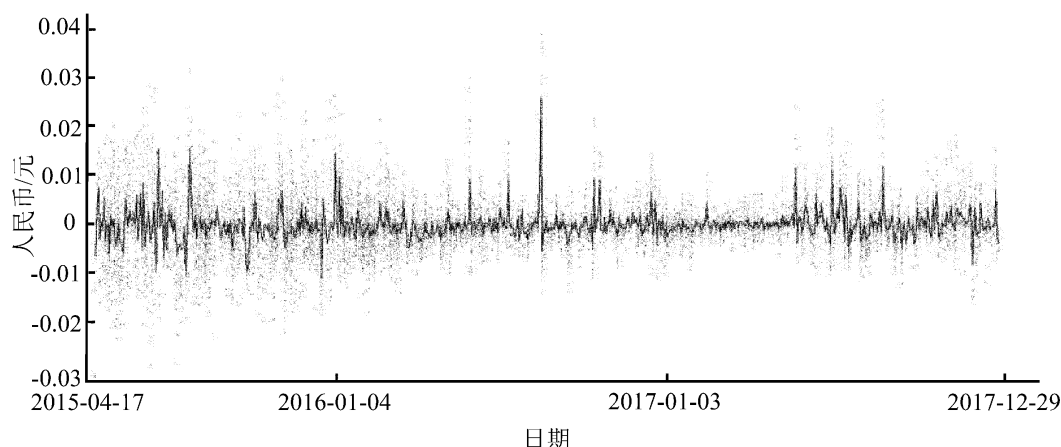
(3)剔除剩余期限小于7天和大于60天的期权,以避免期权临近到期换仓、行权等情况对价格造成的异常影响,以及随机利率和随机股利对长长期期权价格造成的影响。

在这样的数据处理操作下,可能出现某期权在连续两个交易日没有同时符合上述筛选条件的情况,导致该期权无法计算0Delta组合持有一天的超额收益,这一情况在深度虚值和深度实值期权中最为常见。

图2给出美国市场和国内市场0Delta组合超额收



(a) 美国市场(单位:美元)



(b) 中国市场(单位:人民币)

图2 美国市场和国内市场0Delta组合日均超额收益

Figure 2 Daily Average Excess Profits of 0Delta Portfolio of U. S. Market and China Market

益的时间序列,图中灰色的点为每日每个0Delta组合的超额收益,每天全部点的平均值相连,构成图中黑色实线。由图2可知,无论是美国的全样本还是中国的熊市样本和牛市样本,除少数个别日期出现较大的正的0Delta组合超额收益均值,大多数日期的0Delta组合超额收益均值均在0附近,且负值居多。表5进一步给出美国市场和中国市场0Delta组合超额收益的均值统计结果,并进行显著性检验。

表5 中美两国0Delta组合日均超额收益
Table 5 Daily Average Excess Profits of 0Delta Portfolio of China and U. S.

	中国			美国
	全样本	熊市样本	牛市样本	全样本
日均超额收益	-2.4e-04*	-5e-05	-2.4e-04**	-0.106***

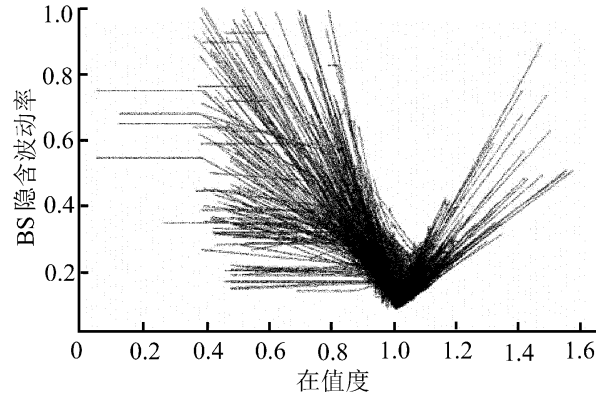
注: *为10%的显著性水平,下同。

由表5可知,与图2的结论一致,在美国市场上,0Delta组合日均超额收益的均值为负且显著不为0。在中国市场上,0Delta组合日均超额收益的均值,在全样本内为负且显著不为0,在熊市样本内为负但不显著不为0,在牛市样本内为负且显著不为0。由于前文表2的结论已经表明,在中国牛市样本内波动率为正的系统性风险意味着,在已有的投资组合基础上,可以选择每日卖出全部期权的0Delta组合,每卖出一单位的全部期权的0Delta组合,既可以获得0Delta组合空头带来的负系统性风险,降低全部投资组合的整体风险,又能获得日均0.00024元人民币的超额收益。

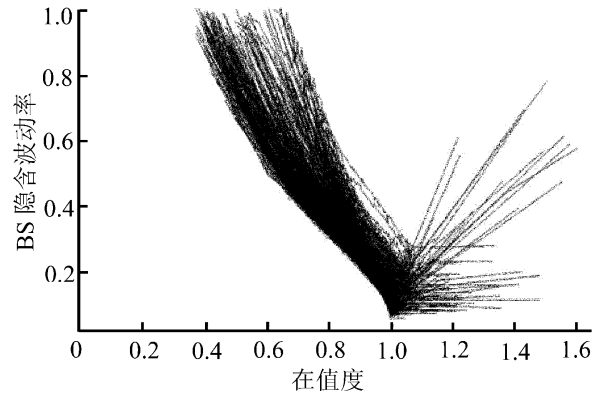
通过构建每日0Delta组合的方式,从经济显著性的角度再次证明在牛市样本内,中国期权市场在绝对定价效率维度被高估。

3.2 横截面特征

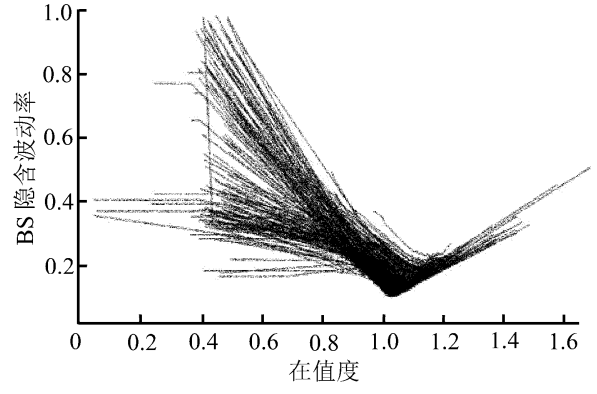
如前文所述,本研究以波动率微笑的形状作为隐含波动率与实际波动率的关系中横截面特征的实际关系的判定依据。图3给出美国市场近月和远月的看涨和看跌的每日波动率微笑形状的叠加图,图4给出中国市场全样本近月和远月的看涨和看跌的每日波动率微笑形状的叠加图,图5给出中国市场熊市样本近月和远月的看涨和看跌的每日波动率微笑形状的叠加图,图6给出中国市场牛市样本近月和远月的看涨和看跌的每日波动率微笑形状的叠加图。图中的每一条线代表每日的波动率微笑,颜色更深(线更密集)的区域即代表波动率微笑的普遍形状。在图3~图6中,近月期权指剩余期限为7天~30天的期权合约,远月期权指剩余期限为31天~60天的期权合约,横轴为在值度 $\frac{K}{F}$,纵轴为BS隐含波动率数值,图中所用数据源于Datastream数据库。根据图3~图6的



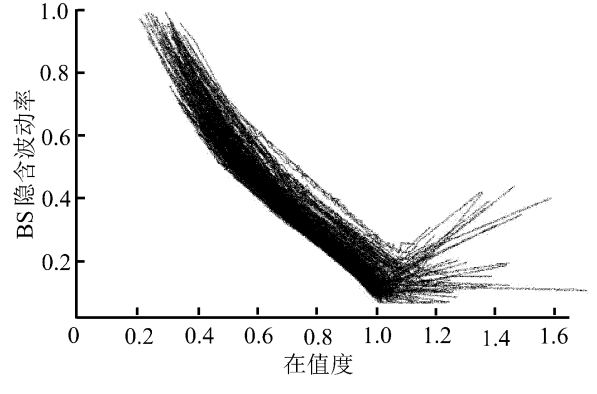
(a) 近月看涨期权



(b) 近月看跌期权



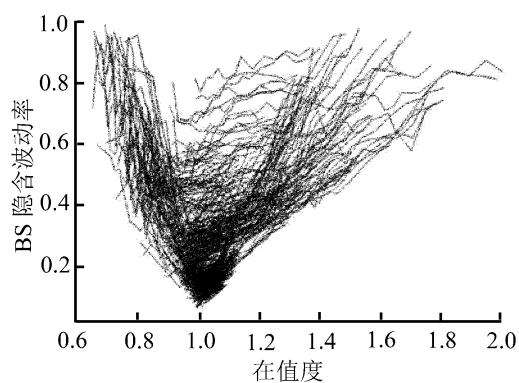
(c) 远月看涨期权



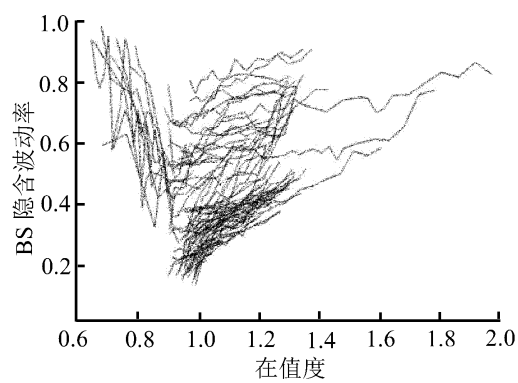
(d) 远月看跌期权

图3 美国市场波动率微笑

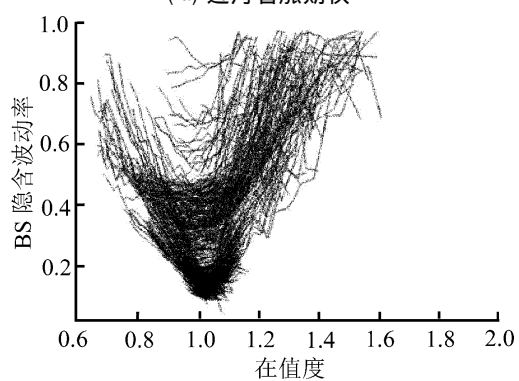
Figure 3 Volatility Smile in U. S. Market



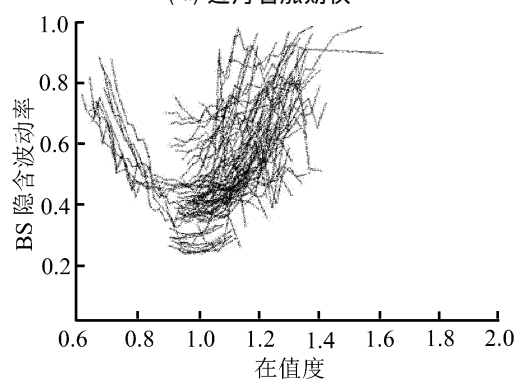
(a) 近月看涨期权



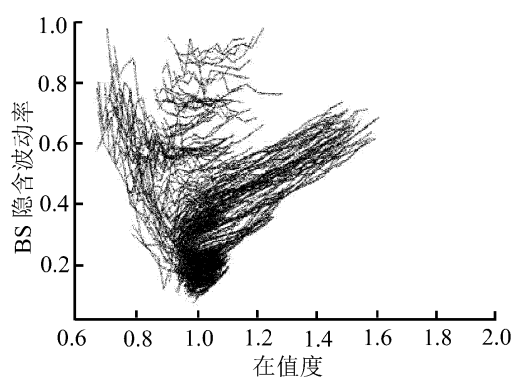
(a) 近月看涨期权



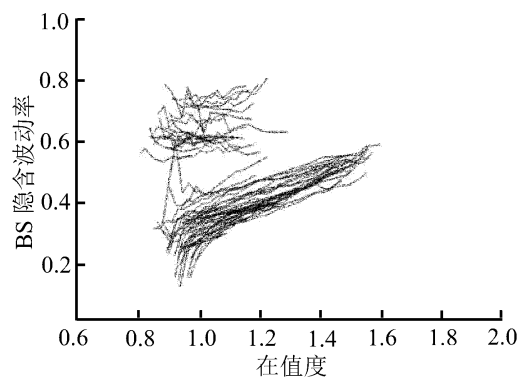
(b) 近月看跌期权



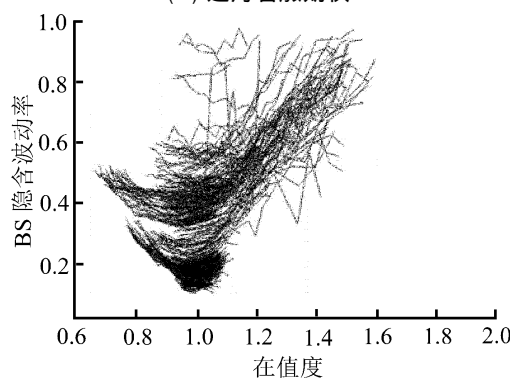
(b) 近月看跌期权



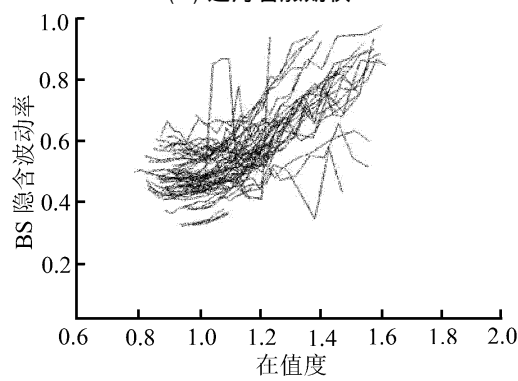
(c) 远月看涨期权



(c) 远月看涨期权



(d) 远月看跌期权



(d) 远月看跌期权

图4 中国市场波动率微笑(全样本)

Figure 4 Volatility Smile in China Market
(Full Sample)

图5 中国市场波动率微笑(熊市样本)

Figure 5 Volatility Smile in China Market
(Bear Market Sample)

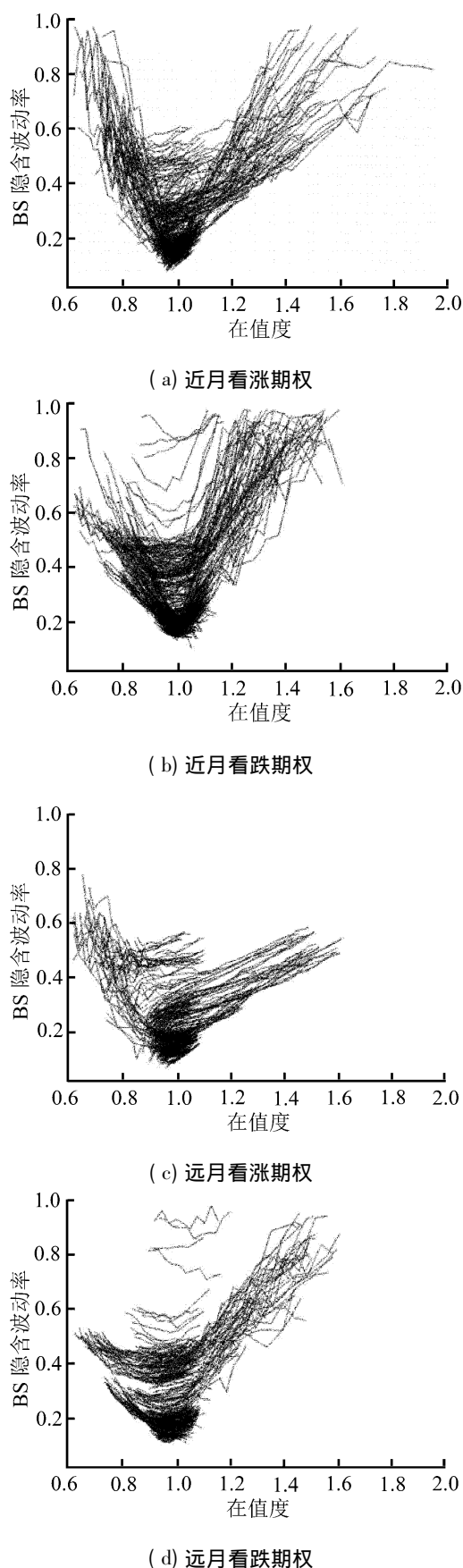


图6 中国市场波动率微笑(牛市样本)

Figure 6 Volatility Smile in China Market
(Bull Market Sample)

波动率微笑形状,得到关于中美两国隐含波动率与实际波动率关系中横截面特征的实际关系为:在美国市场上,无论是看跌期权还是看涨期权,波动率微笑均呈现清晰的斜向下、先下降后上升特征。在中国市场上,无论是哪种市况,看涨期权和看跌期权的波动率微笑在整体上均呈现出明显的先下降后上升的特征,而看涨期权大多呈现整体斜向上特征,看跌期权基本完全呈现斜向上特征。

进一步地,根据推论2,对比中美两国隐含波动率与实际波动率关系中横截面特征的理论关系与实际关系,得到关于中美两国期权市场相对定价效率的结论为:在美国市场上,股指收益率的历史分布具有负偏、尖峰的特征,同时使用期权市场数据发现,美国市场的波动率微笑呈现清晰的斜向下、先下降后上升特征,理论关系与实际关系相符,与BENNETT^[37]和HULL^[38]的结论一致,因此美国期权市场在相对定价效率维度有效。

在中国市场上,股指收益率的历史分布具有负偏、尖峰的特征,同时使用期权市场数据发现,中国市场的波动率微笑呈现较为明显的斜向上、先下降后上升特征,理论关系与实际关系不相符,因此中国期权市场在相对定价效率维度缺乏效率,低行权价的期权被低估,高行权价的期权被高估。

为了进一步验证上述关于中国市场相对定价效率的结论,本研究通过构建每日0Delta组合的方式从经济显著性的角度对中国市场相对定价效率进行判定。与前文不同的是,本研究在每个交易日并不买入全部期权的0Delta组合,而是以收盘价分别买入市场中在价值低于某一数值(用 m_1 表示)的全部期权的0Delta组合,构建 $+m_1$ 组合;卖出在价值高于某一数值(用 m_2 表示)的全部期权的0Delta组合,构建 $-m_2$ 组合。组合成为 $+m_1-m_2$ 策略,在0Delta组合的构建中使用的数据和计算方法与前文一致。为了消除 $+m_1$ 组合与 $-m_2$ 组合因期权数量不同造成的影响, $+m_1-m_2$ 策略的每日超额收益的计算方式为 $+m_1$ 组合和 $-m_2$ 组合各自每日超额收益的均值相加。 $+m_1-m_2$ 策略的本质即为买入在波动率维度被低估的期权,卖出在波动率维度被高估的期权,以期获得稳定的超额收益。表6给出中国市场 $+m_1-m_2$ 策略在不同 m_1 组合和 m_2 组合情景下的日均超额收益。

由表6可知,在中国市场中,尤其是牛市样本期间, $+m_1-m_2$ 策略基本可以获得稳定的日均超额收益,每日买入市场中在价值低于0.800的全部期权的0Delta组合、并卖出在价值高于1.025的全部期权的0Delta组合会获得最高的收益。通过构建每日0Delta组合,并进一步构建 $+m_1-m_2$ 策略的方式,本研究从经济显著性角度再次证明中国市场中,尤其是在牛市样本内,中国期权市场在相对定价效率维度缺乏效率,低行权价的期权被低估,高行权价的期权被高估。

4 结论

本研究从整体特征和横截面特征两个维度,分

表6 中国市场 $+m_1-m_2$ 策略日均超额收益(单位:元)
Table 6 Daily Average Excess Profits of $+m_1-m_2$ Strategy of China Market(CNY)

		$m_1 = 0.800$			$m_1 = 0.900$			$m_1 = 0.975$		
		全样本	熊市样本	牛市样本	全样本	熊市样本	牛市样本	全样本	熊市样本	牛市样本
	1.025	0.029**	-0.002	0.030***	0.026**	-0.006	0.029***	0.013	-0.037	0.024**
m_2	1.100	0.010	0.001	0.011**	0.007	-0.002	0.010	-0.006	-0.034	0.004
	1.200	0.002	-0.005	0.004**	-0.002	-0.008	0.004	-0.015	-0.040*	-0.002

别研究中美两国市场中隐含波动率与实际波动率的理论关系和实际关系,并相应进行中美比较。由于理论关系的研究中未使用期权数据,因此通过比较上述两个维度下的理论关系与实际关系的差异,可以对期权市场的绝对定价效率和相对定价效率进行探究。本研究主要结论如下。

(1)在以股指收益率与波动率的相关系数作为判断隐含波动率与实际波动率的关系中整体特征的理论关系的基础上,本研究发现,美国市场全样本内的相关性为负且显著不为0,表明在美国市场全样本中,波动率的系统性风险为负,波动率风险溢酬为负,在定价合理的期权市场中,实际波动率应小于隐含波动率。中国市场牛市样本内的相关性为正且显著不为0,表明在中国市场牛市样本内,波动率的系统性风险为正,波动率风险溢酬为正,在定价合理的期权市场中,实际波动率应大于隐含波动率。

(2)在以使用期权市场数据作为计算并判断隐含波动率与实际波动率的关系中整体特征的实际关系的基础上,本研究发现,在美国市场全样本中,实际波动率普遍小于隐含波动率,二者之差的均值显著不为0,理论关系与实际关系相符,可以确定美国期权市场在绝对定价效率维度有效,本研究构建的0Delta组合的日均超额收益同样支持这一结论。在中国市场牛市样本中,实际波动率普遍小于隐含波动率,二者之差的均值显著不为0,理论关系与实际关系不相符,可以确定牛市样本内的中国期权市场在绝对定价效率维度被高估,本研究构建的0Delta组合的日均超额收益同样支持这一结论。

(3)在以股指收益率的历史分布作为判断隐含波动率与实际波动率的关系中横截面特征的理论关系的基础上,本研究发现,美国市场全样本内,股指月收益率具有负偏、尖峰的特征,在定价合理的期权市场中,美国市场的波动率微笑呈现斜向下、先下降后上升的特征,(RV-IV)具有斜向上、先上升后下降的特征;中国市场全样本内,股指月收益率具有负偏、尖峰的特征,在定价合理的期权市场中,中国市场的波动率微笑呈现斜向下、先下降后上升的特征,(RV-IV)具有斜向上、先上升后下降的特征。

(4)在以使用期权市场数据绘制波动率微笑作为判断隐含波动率与实际波动率的关系中横截面特征

的实际关系的基础上,本研究发现,在美国市场全样本内,波动率微笑呈现清晰的斜向下、先下降后上升的特征,理论关系与实际关系相符,表明美国期权市场在相对定价效率维度有效。在中国市场各样本内,波动率微笑呈现较为明显的斜向上、先下降后上升特征,理论关系与实际关系不相符,表明中国期权市场在相对定价效率维度缺乏效率,低行权价的期权被低估,高行权价的期权被高估。本研究基于0Delta组合构建的 $+m_1-m_2$ 策略同样支持中国期权市场相对定价效率无效的结论,低行权价的期权被低估、高行权价的期权被高估的现象在牛市样本中尤为严重。

中国上证50ETF期权被高估,与中国期权市场制度不完善有很大关系。众所周知,期权具有高杠杆、高正偏、低价格等彩票特征,中外实证研究都表明,投资者对具有彩票特征的金融产品具有天然的偏好^[44-46],这将导致期权被高估。如果期权制度设计较为完善,套利机制可以正常发挥作用,一旦期权价格偏离理论价格,市场套利力量就会卖出期权,并用期货与现货对冲,从而保证期权价格的基本合理。但中国期权制度设计存在诸多不完善之处,如保证金收取过高、交易费用高等,现货市场存在因融券难和融券贵导致的现货做空机制缺失现象,还存在股票交易($t+1$)和涨跌停板制度,致使中国的套利机制无法很好地发挥作用,从而无法平抑过高的期权价格。另外,中国机构投资者的绩效评价体系也存在问题,在考核各部门绩效时往往不是站在全公司的角度测量风险,而是测量各个部门的风险,从而使卖出期权者所享有的负的系统性风险的好处无法得到体现和认可,进一步抑制了套利者(主要是机构投资者)卖出期权的积极性。

期权被高估时,期权的保险功能将受到很大的削弱。本研究建议,应尽快实施更为科学的保证金制度,大幅降低交易成本,进一步开放市场,鼓励更多投资者入场,提高期权市场流动性,实行股票现货交易($t+0$)制度,适时用国际上通行的熔断机制取代目前的涨跌停板制度。这些措施的实施将使套利机制正常发挥作用,从而提高期权市场乃至整个资本市场的效率。

同时建议后续关于中国期权的研究,在进行中

美比较时,既要强调目前的差异,也要提醒未来可能的趋同。强调差异的原因是期权的期限一般较短,因此隐含波动率与实际波动率的关系等研究,以及投资、风险管理等只能基于当前的市场特征,不能简单照搬美国经验,要仔细研究和利用中国市场的当前特征。提醒趋同的原因是中国市场的很多特征还未定型,市场还不成熟,很多产品或交易规则与美国仍有差距,但随着中国金融市场的进一步发展,包括隐含波动率与实际波动率的关系在内的许多关系未来将会变化,美国的经验在长期值得借鉴。

本研究还存在不足之处。由于中国上证50ETF期权上市时间较短,且行权价间隔较大,因此目前中国市场可用的期权数据较少,对本研究方法和结论的稳健性造成一定的影响。本研究遵循学术研究中的一般假定,假设市场符合理性预期,如果市场并非理性预期,投资者情绪是否会对期权市场定价效率产生影响、产生何种影响,都是未来有意义的研究方向。

参考文献:

- [1] BLACK F, SCHOLES M. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 637-654.
- [2] CHRISTENSEN B J, PRABHALA N R. The relation between implied and realized volatility. *Journal of Financial Economics*, 1998, 50(2): 125-150.
- [3] JIANG G J, TIAN Y S. The model-free implied volatility and its information content. *The Review of Financial Studies*, 2005, 18(4): 1305-1342.
- [4] 黄蕙舟, 郑振龙. 无模型隐含波动率及其所包含的信息: 基于恒生指数期权的经验分析. 系统工程理论与实践, 2009, 29(11): 46-59.
HUANG Yizhou, ZHENG Zhenlong. Model-free implied volatility and its information content: evidence from Hang Seng index options. *Systems Engineering - Theory & Practice*, 2009, 29(11): 46-59. (in Chinese)
- [5] CARR P, WU L. Variance risk premiums. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(3): 1311-1341.
- [6] BOLLERSLEV T, GIBSON M, ZHOU H. Dynamic estimation of volatility risk premia and investor risk aversion from option-implied and realized volatilities. *Journal of Econometrics*, 2011, 160(1): 235-245.
- [7] 陈蓉, 曾海为. 波动率风险溢酬: 基于香港和美国期权市场的研究. 商业经济与管理, 2012(2): 53-59.
CHEN Rong, ZENG Haiwei. Volatility risk premium: a study on Hong Kong and American option markets. *Journal of Business Economics*, 2012(2): 53-59. (in Chinese)
- [8] BAKSHI G, KAPADIA N. Delta-hedged gains and the negative market volatility risk premium. *The Review of Financial Studies*, 2003, 16(2): 527-566.
- [9] 陈蓉, 方昆明. 波动率风险溢酬: 时变特征及影响因素. 系统工程理论与实践, 2011, 31(4): 761-770.
CHEN Rong, FANG Kunming. Volatility risk premium in Hong Kong stock market. *Systems Engineering - Theory & Practice*, 2011, 31(4): 761-770. (in Chinese)
- [10] CHERNOV M, GHYSELS E. A study towards a unified approach to the joint estimation of objective and risk neutral measures for the purpose of options valuation. *Journal of Financial Economics*, 2000, 56(3): 407-458.
- [11] DUAN J C, YE H C Y. Jump and volatility risk premiums implied by VIX. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2010, 34(11): 2232-2244.
- [12] ANG A, HODRICK R J, XING Y H, et al. The cross-section of volatility and expected returns. *The Journal of Finance*, 2006, 61(1): 259-299.
- [13] 郑振龙, 汤文玉. 波动率风险及风险价格: 来自中国A股市场的证据. 金融研究, 2011(4): 143-157.
ZHENG Zhenlong, TANG Wenyu. Volatility risk and its price: the evidence from Chinese A-share market. *Journal of Financial Research*, 2011(4): 143-157. (in Chinese)
- [14] 郑振龙. 资产价格隐含信息分析框架: 目标、方法与应用. 经济学动态, 2012(3): 33-40.
ZHENG Zhenlong. The implied information of financial assets prices: goals, approaches and applications. *Economic Perspectives*, 2012(3): 33-40. (in Chinese)
- [15] BEKAERT G, HOEROVA M. The VIX, the variance premium and stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 2014, 183(2): 181-192.
- [16] BOLLERSLEV T, TODOROV V, XU L. Tail risk premia and return predictability. *Journal of Financial Economics*, 2015, 118(1): 113-134.
- [17] ERAKER B, WANG J K. A non-linear dynamic model of the variance risk premium. *Journal of Econometrics*, 2015, 187(2): 547-556.
- [18] BOLLERSLEV T, XU L, ZHOU H. Stock return and cash flow predictability: the role of volatility risk. *Journal of Econometrics*, 2015, 187(2): 458-471.
- [19] CARR P, WU L R. Analyzing volatility risk and risk premium in option contracts: a new theory. *Journal of Financial Economics*, 2016, 120(1): 1-20.
- [20] FEUNOU B, JAHAN-PARVAR M R, OKOU C. Downside variance risk premium. *Journal of Financial Econometrics*, 2017, 16(3): 341-383.
- [21] ERAKER B, WU Y. Explaining the negative returns to volatility claims: an equilibrium approach. *Journal of Financial Economics*, 2017, 125(1): 72-98.
- [22] BALI T G, ZHOU H. Risk, uncertainty, and expected returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(3): 707-735.
- [23] 刘杨树, 郑振龙, 张晓南. 风险中性高阶矩: 特征、风险与应用. 系统工程理论与实践, 2012, 32(3): 647-655.
LIU Yangshu, ZHENG Zhenlong, ZHANG Xiaonan. Risk-neutral higher moments: characteristics, risks and applications. *Systems Engineering - Theory & Practice*, 2012, 32(3): 647-655. (in Chinese)
- [24] 郑振龙, 孙清泉, 吴强. 方差和偏度的风险价格. 管理科学学报, 2016, 19(12): 110-123.
ZHENG Zhenlong, SUN Qingquan, WU Qiang. Risk prices of variance and skewness. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(12): 110-123. (in Chinese)
- [25] 郑振龙, 郑国忠. 高阶矩风险溢酬: 信息含量及影响因素

- 素. 数理统计与管理, 2017, 36(3): 550–570.
- ZHENG Zhenlong, ZHENG Guozhong. The high-order moments risk premium: information content and influencing factors. *Journal of Applied Statistics and Management*, 2017, 36(3): 550–570. (in Chinese)
- [26] BEKAERT G, WU G J. Asymmetric volatility and risk in equity markets. *The Review of Financial Studies*, 2000, 13(1): 1–42.
- [27] CARR P, WU L R. Leverage effect, volatility feedback, and self-exciting market disruptions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52(5): 2119–2156.
- [28] LATANE H A, RENDLEMAN R J. Standard deviations of stock price ratios implied in option prices. *The Journal of Finance*, 1976, 31(2): 369–381.
- [29] HULL J, WHITE A. The pricing of options on assets with stochastic volatilities. *The Journal of Finance*, 1987, 42(2): 281–300.
- [30] HESTON S L. A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options. *The Review of Financial Studies*, 1993, 6(2): 327–343.
- [31] BAKSHI G, CAO C, CHEN Z W. Empirical performance of alternative option pricing models. *The Journal of Finance*, 1997, 52(5): 2003–2049.
- [32] PAN J. The jump-risk premia implicit in options: evidence from an integrated time-series study. *Journal of Financial Economics*, 2002, 63(1): 3–50.
- [33] CARR P, WU L R. Time-changed Lévy processes and option pricing. *Journal of Financial Economics*, 2004, 71(1): 113–141.
- [34] PENA I, RUBIO G, SERNA G. Why do we smile? On the determinants of the implied volatility function. *Journal of Banking & Finance*, 1999, 23(8): 1151–1179.
- [35] DENNIS P, MAYHEW S. Microstructural biases in empirical tests of option pricing models. *Review of Derivatives Research*, 2009, 12(3): 169–191.
- [36] BATES D S. Post-87 crash fears in the S&P500 futures option market. *Journal of Econometrics*, 2000, 94(1/2): 181–238.
- [37] BENNETT C. *Trading volatility: trading volatility, correlation, term structure and skew*. Seattle, CreateSpace Independent Publishing Platform, 2014: 201–209.
- [38] HULL J C. *Options, futures, and other derivatives*. 9th ed. Upper Saddle River: Pearson Press, 2014: 433–437.
- [39] GONZÁLEZ-URTEAGA A, RUBIO G. The cross-sectional variation of volatility risk premia. *Journal of Financial Economics*, 2016, 119(2): 353–370.
- [40] COCHRANE J H. *Asset pricing, revised edition*. Princeton: Princeton University Press, 2005: 103–106.
- [41] BRITTEN-JONES M, NEUBERGER A. Option prices, implied price processes, and stochastic volatility. *The Journal of Finance*, 2000, 55(2): 839–866.
- [42] ZHENG Z L, JIANG Z Y, CHEN R. AVIX: an improved VIX based on stochastic interest rates and an adaptive screening mechanism. *The Journal of Futures Markets*, 2017, 37(4): 374–410.
- [43] JIANG G J, TIAN Y S. Extracting model-free volatility from option prices: an examination of the VIX index. *The Journal of Derivatives*, 2007, 14(3): 35–60.
- [44] KUMAR A. Who gambles in the stock market?. *The Journal of Finance*, 2009, 64(4): 1889–1933.
- [45] 郑振龙, 孙清泉. 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*, 2013, 48(5): 128–140.
- ZHENG Zhenlong, SUN Qingquan. Lottery-like stock trading behavior analysis: evidence from Chinese A-share stock market. *Economic Research Journal*, 2013, 48(5): 128–140. (in Chinese)
- [46] KUMAR A, PAGE J K, SPALT O G. Gambling and comovement. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(1): 85–111.

Relationships between Implied Volatility and Real Volatility: Sino-US Comparison

ZHENG Zhenlong^{1, 2}, QIN Ming¹

¹ School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China

² School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China

Abstract: Since SSE 50ETF options listed, China options market has shown many different characteristics as compared with the U. S. market. So there are debates about whether we can use experience of U. S. in China and whether China options market is efficiently priced.

Based on data of SSE 50ETF options and S&P 500 options from April 16, 2015 to December 29, 2017, this paper uses the correlation coefficient between stock index returns and volatility and the historical distributions of the stock index returns to study the theoretical relations between the implied volatility and the real volatility from the dimensions of overall and cross-section char-

acteristics respectively. By using the implied volatility, volatility smile calculated from the options market data and the real volatility, excess profits of 0Delta portfolio, this paper studied the empirical relations between the implied volatility and the real volatility from the two dimensions above respectively. This paper also contrasts the theoretical and empirical relations between China and U. S. markets respectively. As the findings in theoretical relations are not from options data, so by comparing the theoretical and empirical relations of the two dimensions above, this paper studied the absolute and relative pricing efficiency of China options market.

The research results show that, on the overall characteristics, the theoretical and empirical relations between the implied volatility and real volatility are consistent in the U. S. options market. The U. S. options market is efficient in absolute pricing efficiency dimension. In Chinese market, especially based on the bull market sample, the theoretical and empirical relations between the implied volatility and real volatility are not consistent. China options market is overpriced in absolute pricing efficiency dimension. On the cross-section characteristics, the theoretical and empirical relations between the implied volatility and real volatility are consistent in the U. S. options market. The U. S. options market is efficient in relative pricing efficiency dimension. In China market, especially the bull market sample, the theoretical and empirical relations between the implied volatility and real volatility are not consistent. China options market is not efficient in relative pricing efficiency dimension. Options with lower strike prices are underpriced, while those with higher strike prices are overpriced. In the study of the above two characteristics, the corresponding 0delta portfolio (strategy) also supports these conclusions above.

By the study of the theoretical and empirical relations between the implied volatility and real volatility in the U. S. and China options markets, this paper has found that market conditions are different in both countries. When doing research or trading in China options market, it can't simply copy the U. S. experience. The researchers and traders should carefully study and follow the current characteristics of the Chinese market. Regulators should also improve the system of Chinese stocks and options market. The transactions cost of options should be lowered as well. The ($t+0$) trading rule should be introduced into stocks market. The short selling system of stocks should also be improved. These modifications will improve the arbitrage mechanism between stocks and options market and reduce the overpriced phenomenon in SSE 50ETF options market, which will make the insurance functions of options work properly.

Keywords: implied volatility; real volatility; volatility smile; distribution of yields; sino-US comparison

Received Date: March 11th, 2018 **Accepted Date:** October 2nd, 2018

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China(71871190, 71790601, 71471155)

Biography: ZHENG Zhenlong, doctor in finance, is a professor in the School of Economics and School of Management at Xiamen University. His research interests include financial engineering and quantitative finance. His representative paper titled "AVIX: an improved VIX based on stochastic interest rates and an adaptive screening mechanism" was published in *The Journal of Futures Markets* (Issue 4, 2017). E-mail: zzheng@xmu.edu.cn

QIN Ming is a Ph. D candidate in the School of Economics at Xiamen University. His research interest focuses on financial engineering. E-mail: qinmingfe@163.com

□