

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.011.004

期权市场老练散户交易行为分析^①

乔 帅¹, 郑振龙^{2*}, 陈志英³

(1. 华中科技大学经济学院, 武汉 430074; 2. 厦门大学管理学院, 厦门 361005;
3. 西南政法大学经济学院, 重庆 401120)

摘要: 使用台指期权市场散户的日内逐笔交易和持仓高频数据, 研究是否存在可以稳定获得正回报的老练散户. 鉴于交易绩效可能受到幸运女神的垂青, 应用“False Discovery Rate”的统计方法对散户的投资绩效做了多重假设检验, 发现约 2.21% 的散户为老练投资者. 他们偏好做多期权的策略, 特别是看涨期权, 以追求无限获利的可能性. 接着分析其获利的来源. 基于老练散户的委托档数据, 构建了委托单深度失衡变量, 发现它可以显著预测期权未来的价格, 而且在更长期的预测中无价格反转, 说明他们善于捕捉和分析全市场信息. 进一步的研究表明, 他们主要善于掌握期权价格上涨的信息, 还发现约 47% 的老练散户表现出处置效应, 而且他们可通过强化交易纪律提升交易绩效.

关键词: 老练散户; 运气; 信息; 处置效应

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)11-0063-15

0 引 言

按投资者类型划分, 研究者认为散户缺少投资的专业知识和经验, 并且非理性地将噪音当作信息进行交易, 使得证券价格偏离其真实价值^[1,2]. 但是, 近期的实证研究开始挑战这一观点, 他们在欧美等成熟股票市场发现散户的交易可以预测股票未来的价格变动^[3-6], 而且他们的交易有助于提高市场效率^[6].

与欧美成熟市场不同, 散户是新兴市场的主要参与者, 大多数投资者未曾经历经济周期的考验和大浪淘沙的过程. Barber 等^[7]、Chang 等^[2]和 Han 等^[8]均认为新兴市场的散户在信息获取上不具优势, 因此他们的交易带来的是负的报酬. 但是, Lee 等^[9]认为不应将所有的散户投资者等同视之. 在中国台湾, 散户免征资本利得税, 这会吸

引部分资金实力雄厚、交易经验丰富的期货交易员离开期货公司, 自行开户交易. 此外, 基于税制和相对较轻的处罚力度等原因, 部分机构投资者也可能利用散户的身份交易. Lee 等^[9]的实证研究发现中国台湾市场大额散户的交易具有最高的信息含量. 此外, Lin 等^[10]和 Chang 等^[11]的研究也发现部分散户可能是信息交易者, 因为他们在台指期权市场的交易分别能够预测台股期货的收益率和标的指数波动率. 基于此, 本文旨在通过计算台指期权市场散户投资者的交易绩效筛选出可以稳定获得正回报的老练散户, 并深入分析其交易行为及其获利的来源.

台指期权的标的是中国台湾证券交易所发行量加权股价指数, 其交易量分别占中国台湾期货市场^②和中国台湾期权市场总交易量的七成和

① 收稿日期: 2017-11-14; 修订日期: 2018-08-08.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(72071168; 71871190; 71790601); 国家自然科学基金青年基金资助项目(71903061); 中国博士后科学基金资助项目(2019M652662).

通讯作者: 郑振龙(1966—), 男, 福建平潭人, 教授, 博士生导师. Email: zzheng@xmu.edu.cn

② 在中国台湾, 期货市场是期货和期权市场的统称.

九成五左右. 在本文的样本期间内, 台指期权的日均交易量超过 390 000 手, 在全球指数期权的交易中排第 6 位, 市场流动性充沛, 其中散户的交易约占 56%^③, 是市场的主要的参与者. 与股票市场不同, 期权市场是保证金交易. 因此, 参考了 Fische 和 Smith^[12] 的方法, 利用散户的逐笔成交和持仓数据计算其交易绩效, 并据之筛选出老练散户.

Fische 和 Smith^[12] 与唐涯等^[13] 的研究表明, 市场中部分投资者的交易绩效可能得益于幸运女神的垂青. 基于此, 本文采用了近年来学术界提出的“False Discovery Rate”(FDR) 方法对散户的投资绩效做了多重假设的检验. 发现, 经调整运气因素的影响后, 约 2.21% 的散户投资者仍可持续获得正的交易报酬, 本文称之为老练散户.

老练散户偏好做多期权的交易策略, 多头交易的占比超过九成, 该比例比全市场散户的比例高出三成, 说明相对于有限的权利金, 老练散户更担心由卖期权可能引发的无限损失. 相对于看跌期权, 他们更偏爱做多看涨期权. 因为看涨期权多头可以提供无限的获利可能, 但是损失却有限. 这与彩票的性质相似. 从这个角度说, 散户在一定程度上具有博彩偏好.

根据以往的研究, 期权市场的赌博偏好会给投资者带来负回报^[14-16]. 与预期一致, 老练散户在高偏度深价外期权上的交易绩效的确较差. 但是, 由于深价外期权的交易占比较低, 而且老练散户交易深价外期权的目的是避险, 因此上述损失对老练散户整个投资组合的绩效影响不大.

还研究了老练散户获利可能的来源. Dorn 等^[3] 与 Kelley 和 Tetlock^[5] 将散户订单流对股价变动的显著预测力归结为信息优势. Kelley 和 Tetlock^[5] 与 Kelley 和 Tetlock^[17] 进一步总结了散户获取信息优势的渠道, 包括地理邻近的优势、与公司雇员的关系和对消费者偏好的了解等. 与机构投资者相比, 散户的交易较少受到委托代理问题、职业生涯声誉和流动性约束等因素的影响. 此外, 他们还可以通过为机构投资者提供流动性获得正的回报. 不同于上述聚焦在股票市场的研究, 本文的研究对象为台指期权市场, 其价格变动主要受到全市场信息而非公司特质信息的影响; 而

且, 期权市场同时提供了指数收益率和波动率交易的场所. 因此, 本文的研究是在检验老练散户是否拥有全市场的 delta 和 vega 的信息优势.

利用老练散户的委托档数据, 构建了看涨和看跌期权市场对应的委托单深度失衡变量, 发现老练散户的委托单深度失衡能够显著预测看涨和看跌期权未来的价格变动, 而且在更长期的预测中并未发现价格反转, 说明委托单深度失衡变量提供的预测力来源于信息不对称而非流动性压力^[10,18], 从而散户的交易绩效源于其信息优势^[4]. 进一步, 台指期权市场的老练散户对期权价格上涨和下跌消息的分析和判断上呈现不对称的现象. 与 Cao 等^[19] 与 Lin 等^[10] 中的机构投资者不同, 他们对期权价格上涨信息的判断更准确.

除了信息优势, 投资者的处置效应也可能影响其交易绩效^[20-22]. 发现台指期权市场约 47% 的老练散户表现出处置效应, 即投资者倾向于继续持有亏损的期权头寸, 而过早地结清获利的期权头寸. 本文的实证结果表明, 投资者的处置效应和交易绩效存在显著的负相关关系. 即使考虑了交易经验的影响, 二者的关系仍然稳健. 这意味着台指期权市场的老练散户可通过强化交易纪律, 提升交易绩效.

中国大陆和中国台湾地区同源同种, 两岸文化和习惯相似. 两岸不仅均是散户为主的新兴市场, 而且市场“牛散”迭出, 广受媒体关注; 此外, 两岸的金融监管机构都倡导保护中小投资者. 本文的研究对政策制定者的参考意义在于避免将所有散户等视之, 研究如何有效保护散户的同时, 还需考虑如何消除假散户.

1 数 据

选中国台湾证券交易所股价指数期权(简称: 台指期权)作为研究对象, 样本期间为 2007-01-02~2012-11-30, 共 1 474 个交易日. 数据包括台指期权的日内逐笔委托档、成交档和持仓档的资料, 记录了所有投资者的委托(成交/持仓)时间、投资者类型、合约类型(看涨/看跌期权)、

③ 该统计结果是在去除了做市商的交易量后计算而得.

到期月份、执行价、委托(成交)价格和委托(成交/持仓)量等信息。根据投资者类型,本文筛选出散户的逐笔委托、成交和持仓数据。

台指期权一般交易时段的交易时间为 8:45 ~ 13:45,最后交易日的交易时间为 8:45 ~ 13:30。台指期权市场是委托单驱动的,并采用连续竞价的撮合方式。与大多数新兴市场一样,中国台湾期货交易场所采用的是预缴保证金制度,机构投资者和部分散户采用 SPAN 系统计算结算保证金。台指期权的原始保证金、维持保证金和结算保证金对应的风险保证金(A 值)分别为 22 000 圆、17 000 圆和 16 000 圆(新台币),最低值(B 值)分别为 11 000 圆、9 000 圆和 8 000 圆(新台币)^④。根据中国台湾期货交易场所的规定,投资者交易期

权需要缴纳交易所手续费和期权交易税。其中,交易所手续费为期货商或经纪商向交易所缴交的费用,而期货商或经纪商实际向交易人收取的费用水平则由双方自行议定。期权交易税根据权利金额 × 税率(0.001)计算,如果到期以现金结算差价者,按结算的市场价格计算^⑤。

样本期间内,台指期权的日均交易量约为 391 500 手。与我国大陆期权市场一样,台指期权市场同样采用做市制度。表 1 给出了样本期内不同类型投资者在台指期权市场交易量的占比,从中可以看出散户是台指期权市场的主要参与者。样本期间内,其交易占比维持在 33.05% ~ 41.30% 之间;如果去除做市商的交易量,散户的交易占比高达 55.97%。

表 1 不同类型投资者期权交易量的占比统计/%

Table 1 Summary statistics on the percentages of option trading volume by investor classes/%

年份	散户	境外机构投资者	境内机构投资者	做市商
2007	34.11	5.25	22.67	37.97
2008	33.05	5.49	23.90	37.55
2009	41.30	6.76	18.79	33.15
2010	40.22	5.67	23.11	30.99
2011	37.90	6.15	24.09	31.86
2012	40.55	8.51	22.46	28.48

2 实证分析

2.1 老练散户的筛选

2.1.1 投资者的交易绩效

截至 2012 年 11 月 30 日,中国台湾期货交易场所开户数共计 1 465 270 户,其中散户有 1 456 339 户,机构投资者是 8 931 户。在本文的样本期间内,台指期权市场实际交易的散户投资者共 275 506 户^⑥。

参考 Fische 和 Smith^[12]的方法,为计算散户投资者的交易绩效,令 $\{SH_{i,k,j,t}: SH_{i,k,0,t}, SH_{i,k,1,t}, \dots, SH_{i,k,J_k,t}\}$ 表示投资者 i 在第 t 个交易日第 j ($j = 0, 1, 2, \dots, J_k$) 次交易后持有期权合约 k ($k =$

$1, 2, \dots, K$) 的数量。若其为正值,则意味着投资者 i 做多期权合约 k ;反之,则为做空合约 k 。加总投资者第 t 个交易日不同到期月份和行权价的期权上的交易,可得到其当日的交易损益

$$\pi_{i,t} = \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^{J_k} SH_{i,k,j,t} (P_{k,j+1,t} - P_{k,j,t}) \quad (1)$$

式中 $P_{k,j,t}$ 表示在第 t 个交易日投资者第 j 次交易合约 k 时的成交价格; $P_{k,0,t}$ 和 $P_{k,J_k+1,t}$ 分别代表在第 t 个交易日合约 k 当天的开盘价(或前一日收盘价)与收盘价。因数据限制, Fische 和 Smith^[12]无法观察到投资者的日内持仓数据,故他们将投资者的损益拆解成两部分:前一天收盘后投资者的持仓部位经过 1 个交易日产生的部位损益和持仓部位的变化带来的交易损益。但是,如果存在日

④ 更多关于台指期权市场保证金制度的内容可参考 <https://www.taifex.com.tw/chinese/5/IndexMargining.asp>。

⑤ 更多关于台指期权交易费用的内容可参考 <https://www.taifex.com.tw/chinese/4/FeeSchedules.asp>。

⑥ 数据来源:中国台湾期货双月刊。

内回转交易,而且其部位不变,那么可能会错估投资者的交易绩效.本文的数据能够提供投资者的逐笔交易和持仓信息,因此能更准确计算其交易绩效.

本文未采用 Barber 等^[23]等研究股票市场投资者交易绩效的方法的主要原因是期权市场是保证金交易.投资者卖出期权前需预先向期货商缴纳初始保证金,初始保证金的水平以结算保证金为基准,进一步按中国台湾期货交易所制定的乘数加成计算.中国台湾期货交易所实施 SPAN 至投资者端时,规定期货商根据其个人的信用、交易量和资金实力等因素评估是否允许散户使用 SPAN 系统计算结算保证金.此外,如果散户从事日内回转交易,中国台湾期货交易所收取的保证金减半.基于以上原因,利用式(1)计算投资者每日的交易损益.

基于投资者的每日交易损益,构造了如下的交易绩效指标判断其是否可以稳定获得正的回报

$$\theta_{i,t} = \begin{cases} 1 & \pi_{i,t} > 0 \\ 0 & \text{否则} \end{cases} \quad (2)$$

Fishe 和 Smith^[12]认为,如果投资者不是根据信息进行策略性的交易,而是随机买入或卖出,则其在当天只有 50% 的概率可获得正回报.参考 Fishe 和 Smith^[12]、徐龙炳和张大方^[24]做法,将在一半以上交易日中可以获利的绩优散户定义为老练散户.

使用 $\theta_{i,t}$ 而非其获利水平的大小衡量交易绩效的主要原因在于:第一,投资者每日的交易回报可能存在厚尾的现象,该数据生成过程可能会影响 t 统计量的有效性;第二,投资者不同时期的损益无法直接比较,需要剔除通货膨胀的影响.因为本文的样本期间长达 6 年,通货膨胀的影响无法忽略.

表 2 统计了样本内老练散户的年度占比.从表中可以看出,台指期权市场约 40% 的散户投资者是老练散户.总体来说,与直觉不同,这一比例似乎过高,可能是因为还没有去除交易不活跃的散户.

表 2 各年度老练散户占比的统计

Table 2 Annual statistics on the proportions of sophisticated retail investors

年份	平均值/%	标准差	最小值/%	中位数/%	最大值/%	偏度
2007	39.88	0.082 7	20.75	41.08	57.21	-0.52
2008	44.48	0.049 3	32.27	44.11	61.21	0.36
2009	43.49	0.041 7	35.49	42.97	56.14	0.45
2010	41.99	0.043 5	32.73	41.21	55.74	0.61
2011	42.21	0.045 8	34.45	41.57	59.00	0.73
2012	41.23	0.041 8	32.28	40.88	58.07	0.36

因为台指期权市场的主要参与者为散户,在筛选老练散户时,面临着新兴市场共有的问题,即多数散户的交易是间歇性的,极少数的散户甚至仅交易 1 天.为了筛选交易活跃的散户,仅选取了样本内每年至少参与交易 5 天以上的散户投资者.同时,鉴于期货商仅批准交易相对活跃的散户采用 SPAN 系统进行保证金结算^⑦,因此进一步筛选出采用 SPAN 结算系统的活跃散户,最终老练散户共 8 904 户.经统计,他们每年平均交易的天数在 75.37 天至 99.20 天,中位数为 56 天至 86 天之间.

2.1.2 投资者交易绩效中运气因素的调整

对于散户而言,交易绩效实际反映了其投资管理技巧和运气的综合影响.“运气”即期权交易损益中偶然因素而非投资者真实能力的反映.Fishe 和 Smith^[12]和唐涯等^[13]指出,美国商品期货市场的机构投资者和我国基金的业绩均有受到运气成分的影响.

统计上,可以通过比较投资者绩效变量对应的 p 值和预设的显著性水平判断其交易绩效是否受到幸运女神的垂青.但是,几千户散户的检验会使本文遇到多重检验的问题.为此,采用 FDR 的

⑦ 截止 2012 年 9 月,共有 31 654 户散户投资者被核准使用 SPAN 系统.

方法剔除运气因素的影响。

假设市场中有 3 种类型的投资者: 获得零报酬的噪音交易者、获得正回报的信息交易者和获得负回报的非信息交易者, 其中噪音交易者的占比为 π_0 。根据式(2), $\theta_{i,t}$ 每天的数值呈现为二项分布, 通过加总投资者对应的 $\theta_{i,t}$, 就可构造统计量 Z_i , 而且 Z_i 近似服从正态分布^⑧。接着, 假设在给定的显著性水平下, 投资者 i 对应的统计量的值落入了拒绝域, 即拒绝了其是噪音交易者的原假设, 那么 FDR 指的是投资者 i 事实上为噪音交易者的概率, 即犯第一类错误的概率。参考 Fische 和 Smith^[12] 的设定, 令其等于 5%, 即最终筛选出的老练散户最多有 5% 是噪音交易者。根据 FDR 的定义, 对于投资者 j 而言有

$$\begin{aligned} FDR(c) &= \Pr(j \in \{null\} \mid z_j > c) \\ &= \frac{\Pr(z_j > c \mid j \in \{null\}) \Pr(j \in \{null\})}{\Pr(z_j > c)} \\ &= \frac{\Pr(z_j > c \mid j \in \{null\}) \pi_0}{\Pr(z_j > c)} \quad (3) \end{aligned}$$

估计 π_0 的基本思想是, 由于噪音交易者的绩效变量 z_j 对应的 p 值较大, 因此需选定一个足够大的 λ , 当投资者对应的 p 值大于 λ 时, 即可视其为噪音交易者。本文采用了 Fische 和 Smith^[12] 的方法, 选择 λ 的数值为 0.5^⑨。

经调整运气因素后, 最终得到 6 080 户老练散户投资者, 占全市场散户的比例为 2.21%。

本文的结果表明, 与 Kaniel 等^[4] 等欧美股票市场的研究结论一致, 即使在知识和技术门槛更高的期权市场, 新兴市场的散户也可以稳定获得正的回报。同时, 也证实了 Lin 等^[10] 和 Chang 等^[11] 的结论, 台指期权市场的确存在具有信息优势的散户投资者。但是, 本文的结果也并非完全推翻了 Barber 等^[7] 和 Han 等^[8] 的结论, 即散户整体上可能是噪音交易者。欧美市场的散户投资者经历了大浪淘沙的过程, 交易经验丰富, 而且交易占比相对较小。但是, 散户是新兴市场的主要参与者, 他们在资金实力、信息获取、交易经验和交易纪律等方面存在很强的异质性。因此, 本文的研究

也表明, 不应将新兴市场的散户等同视之, 更应该关注他们之间的异质性。

2.2 老练散户的来源和交易行为

2.2.1 老练散户的来源

期权是非线性的衍生产品, 定价、风险管理和交易策略都非常复杂, 从而构成了对普通投资者进入的技术壁垒。但是, 本文的发现表明, 即使在专业门槛很高的期权市场老练散户仍可以持续地获取正的回报。有趣的问题是, 台指期权市场的老练散户主要由哪些投资者构成。

首先, 由于中国台湾的散户免征资本利得税, 因此一些资金实力比较雄厚的个人自行开户交易。此外, 也有相当部分的老练散户是交易经验丰富的专业投资者。他们多数曾经是期货或证券公司自营部的交易员, 具有专业的知识和多年期权交易的经验。还有一部分也可能是“假散户”。基于税制等因素, 部分机构可能开设“人头户”, 以散户的身份进行交易。尽管不合法, 但是, 相对于欧美和新加坡等市场, 中国台湾的处罚力度较轻, 机构投资者的机会成本相对较低。

为验证上述的猜想, 统计了老练散户的交易特征, 并与 Lin 等^[10] 提供的关于台指期权市场机构投资者的交易特征做了对比。发现在交易超过 500 天的老练散户中, 约两成散户的日均交易量超过 100 手, 这一数值已超过台指期权市场机构投资者日均交易量的中位数水平, 其中, 5% 的散户的日均交易量超过 390 手, 即台指期权日均交易量的 1%。这表明台指期权市场确实存在部分专业的期权投资者, 他们的交易非常活跃。还统计了他们在不同在值程度的期权合约中交易的分布(见表 3)。从中可以看出, 他们的交易特征与机构投资者也非常相似, 老练散户在价外期权上的交易量特别大, 特别是在金融危机期间。由于价外期权能够提供给投资者更高的杠杆, 因此信息交易者偏爱通过交易价外期权实现其信息优势^[10]。此外, 在价外期权中, 老练散户交易看跌期权合约的比重更大, 而且二者的差异在金融危机期间陡升。

⑧ 由于老练散户的平均交易天数高于 75 天, 因此该结论较为合理。

⑨ 唐涯等^[13] 的研究表明, 不同方法筛选出的 λ 对最终结果的影响非常小。

表 3 老练散户在不同在值程度期权合约上交易量的占比/%

Table 3 Percentages of trading volume by moneyless from sophisticated retail investors/%

在值程度		年 份					
		2007	2008	2009	2010	2011	2012
看 涨 期 权	深价内	0.28	0.25	0.39	0.60	0.45	0.35
	价内	2.18	2.91	4.56	2.63	1.90	2.99
	平价	45.11	26.34	38.64	57.13	50.05	57.36
	价外	48.25	57.00	51.95	38.35	44.21	38.33
	深价外	4.19	13.50	4.45	1.29	3.39	0.96
看 跌 期 权	深价内	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.00
	价内	2.04	2.33	2.02	1.22	2.00	1.62
	平价	41.82	26.38	29.48	46.98	41.60	46.24
	价外	51.05	58.58	55.94	48.10	48.39	47.51
	深价外	5.07	12.69	12.55	3.70	8.02	4.63

注：参考郑振龙等^[25]的方法，以 2% 和 10% 为界将看涨和看跌期权分为深价内、价内、平价、价外和深价外 5 组。

2.2.2 老练散户的期权交易策略

期权市场的交易策略主要包括单式产品和复式组合策略两大类。本文的统计发现，台指期权市场的投资者主要选择单式产品策略，其中散户选择复式组合策略比例为 3.74%。尽管老练散户选择复式组合策略的比例略高，但其比例也仅为 3.96%^⑩。鉴于此，本文聚焦在老练散户的 4 种单式产品策略，包括：做多看涨期权、做多看跌期权、做空看涨期权和做空看跌期权，以揭示其策略偏好和交易特征。

Pan 和 Posteshman^[26]认为，投资者拥有信息时，他们倾向于开新仓而非平仓；因为平仓交易的前提是投资者已持有仓位。郑振龙等^[25]和 Lin 等^[27]在研究期权交易量的信息含量时均发现台指期权新开仓的交易对未来标的指数能够提供最佳的预测力。基于此，利用老练散户新开仓的期权交易数据，统计他们在不同交易策略上的交易分布（见表 4）。

从表 4 可知，老练散户明显偏好做多期权的交易策略，占比超过九成，并在 2010 年达到最高为 96.01%；该数值比全部散户对应的比例高出约三成。这说明，相对于有限的权利金，老练散户更担心因卖期权可能引发的无限损失。另一方面，与其他散户相比，老练散户卖期权的比例非常小，可能的原因是相对而言老练散户更少地表现过度

自信。因为卖期权承担的方向性风险非常大，需要利用台股期货对冲。散户在资金实力、知识和经验上的劣势可能阻止他们执行做空期权的策略。事实上，郑振龙等^[28]的研究发现散户在做空看涨期权的交易中会发生亏损。

相对于看跌期权，台指期权市场的老练散户更偏爱做多看涨期权。即使在金融危机期间，该结论依然成立。看涨期权多头意味着有限的损失和无限的获利可能。根据 Blau 等^[29]的研究，看涨期权的交易占比可以反映投资者的赌博偏好。从这个角度分析，这说明台指期权市场的老练散户一定程度上具有博彩偏好。根据以往的研究，期权市场的赌博偏好会给投资者带来负回报^[14-16]。为进一步证实上述推论，计算了老练散户在具有高偏度的深价外期权上交易的绩效^⑪。与预期一致，平均而言，他们在深价外期权上的交易获得正回报的比例比交易全部期权合约对应的比例显著减少 11.52%。

虽然他们在深价外期权上的交易绩效欠佳，但是老练散户在深价外期权上交易的占比不足 5%，对其整个组合绩效的影响不大。此外，老练散户在深价外期权上的交易主要集中在看跌期权，根据 Holowczak 等^[30]和 Lin 等^[31]的分析，他们的目的可能是对冲市场的大跌风险。在这种情况下，他们在其他合约上的盈利也会冲抵其在深价外期权上的损失。

⑩ 附录的表 A1 提供了老练散户选择价差组合、差期组合、跨式组合和勒式组合策略的交易统计。

⑪ 郑振龙等^[28]对期权市场偏度风险的特征、定价和信息含量做了系统的研究。

表 4 老练散户单式产品策略交易量占比/%

Table 4 Percentages of trading volume by single option strategies from sophisticated retail investors/%

单式产品 策略	老练散户						散户 全样本
	年份						
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
做多看涨期权	58.24	60.27	51.73	54.13	52.74	53.07	34.61
做多看跌期权	34.40	32.94	42.18	41.88	42.56	42.30	26.74
做空看涨期权	4.14	4.16	3.53	2.21	2.42	2.23	19.02
做多看跌期权	3.23	2.63	2.57	1.78	2.28	2.40	19.63

2.3 老练散户的获利来源——信息检验

尝试检验老练散户获利的来源. Chang 等^[2]、Hu^[18]和 Lin 等^[10]认为投资者在期权市场可以获得超额报酬的原因是他们拥有标的价格未来变动的信息,即他们是信息交易者.同时,Dorn 等^[3]和 Kelley 和 Tetlock^[5]将散户订单流对股价变动提供的显著预测力归结为信息优势.基于此,旨在通过构建老练散户的订单流不平衡变量检验信息优势是否有助于解释其获利来源.

2.3.1 选择期权合约

期权市场的典型特征之一是同一个标的对应着数百个不同行权价和到期期限的期权合约. Holowczak 等^[30]指出投资者交易不同类别期权合约的目的亦不相同.例如,投资者购买深价外看跌期权的目的可能是对冲市场的大跌或崩盘风险.根据本文的统计,台指期权市场的数据也支持上述的结论.在 VIX 持续大于 25 的期间内,价外和深价外期权的交易比重从 40.43% 升至 64.68%^[31].除了不同的在值程度,郑振龙等^[25]和 Lin 等^[31]的实证结果表明:看涨和看跌期权交易在信息含量上也存在差异.加之,还发现散户更偏好交易看涨期权.因此,如何选择合适的期权合约进行分析成为非常重要的问题.

具有吸引力的方法是仅挑选一对交易量最大的看涨和看跌期权合约^[30-32],该方法主要考虑了市场流动性和深度等因素.为了降低交易成本和价格冲击,信息交易者偏爱交易流动性最好的合约^[30,33].对应地,该方法可能的缺点是可能丢掉隐含在其他期权合约交易量中的信息.幸运的是,Holowczak 等^[30]在 QQQQ 期权市场的实证分析发现,仅挑选一对交易量最大的看涨和看跌期权合约导致的信息损失非常少. Lin 等^[31]在台指期权市场研究期权交易量隐含的方向性信息的结

果表明,该方法的表现甚至优于等权重加总全部期权合约的方法.此外,Zheng 等^[34]在 50 ETF 期权市场的研究发现选择交易量最大的合约有助于构建更好的隐含波动率指数 AVIX.因此,本文参考 Chan 等^[32]和 Lin 等^[31]等的研究,在每个交易日挑选一对交易量最大的看涨和看跌期权合约,并研究台指期权市场的老练散户获利是否源于信息优势.

2.3.2 信息变量和模型

Cont 等^[35]构建的委托簿模型建立了委托单深度失衡变量(order flow imbalance)和证券价格变动间的理论关系.本文采用委托单深度失衡变量作为信息变量,其定义为

$$OFI_{k,t} = (O_{k,b,t} - M_{k,s,t} - C_{k,b,t}) - (O_{k,s,t} - M_{k,b,t} - C_{k,s,t}) \quad (4)$$

式中 $O_{k,b,t}$ ($O_{k,s,t}$) 表示所有老练散户在第 t 个时间间隔内交易期权合约 k 时提交的全部委托买(卖)单; $M_{k,b,t}$ ($M_{k,s,t}$) 和 $C_{k,b,t}$ ($C_{k,s,t}$) 对应的是他们提交的市价单和撤单的数量.

现有研究信息交易的文献使用的信息变量主要是交易不平衡变量^[18,30,31].二者的差异在于,交易不平衡变量是基于成交档的数据计算的,而委托单深度失衡变量利用的是委托单的信息.因此,委托单深度失衡变量的信息含量更高;而且,上述差异在日内回转交易和高频交易的环境中日趋扩大^[36].

如果台指期权市场的老练散户拥有看涨和看跌期权未来价格向上(下)变动的私有信息,那么他们会做多(空)期权合约.因此,预期委托单深度失衡变量的回归系数显著为正.

为了检验上述议题,参考 Cont 等^[35]设计了如下的模型

$$R_{k,t}^C = \alpha + \beta_1 OFI_{k,t-1}^C + \sum_{j=1}^3 R_{k,t-j}^C + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$R_{k,t}^P = \alpha + \beta_1 OFI_{k,t-1}^P + \sum_{j=1}^5 R_{k,t-j}^P + \varepsilon_t \quad (6)$$

式中 $R_{k,t}^C$ ($R_{k,t}^P$) 为看涨 (看跌) 期权合约 k 在第 t 个时间间隔内对应的对数收益率; $OFI_{k,t-1}^C$ ($OFI_{k,t-1}^P$) 是在 t 个时间间隔内根据老练散户提交的看涨 (看跌) 期权合约 k 对应的委托单数据计算的委托单深度失衡变量. 考虑到看涨和看跌期权收益率序列的相关性, 在 Cont 等^[35] 原有模型的基础上, 加入了收益率序列的滞后项.

在回归前, 还需确定模型的时间间隔. 理论

上, 时间间隔的选择需要考虑信息的传递速度. 本文统计了样本期间内, 台指期权市场投资者提交委托单后在给定时间间隔内成交 (包含部分成交) 的比例, 结果见表 5. 从表 5 中看出, 台指期权市场中 60% 以上的委托单在 5 s 内成交, 即大部分信息可在 5 s 内通过交易反映到期权价格中. 如果将时间间隔延长至 20 s, 成交的比例提高至 75% 左右. 此外, 鉴于 Holowczak 等^[30] 选取的时间间隔也从 5 s 至 1 min, 本文选取时间间隔为 5 s. 为了检验本文结论的稳健性, 还将时间间隔延长至 10 s、15 s 和 20 s 分别估计了模型 (5) 和模型 (6).

表 5 给定时间间隔内委托单成交比例/%
Table 5 Order fill rates in given time intervals/%

年份	时间间隔/s							
	5	10	20	30	60	120	300	900
2007	63.52	69.02	74.96	78.17	83.36	87.82	92.37	96.11
2008	67.33	72.63	78.47	81.57	86.32	90.14	93.91	96.99
2009	63.99	69.27	75.27	78.61	83.90	88.36	92.87	96.49
2010	61.98	66.87	72.44	75.73	81.15	86.00	91.12	95.48
2011	63.31	68.34	73.81	76.98	82.09	86.63	91.46	95.62
2012	58.70	63.54	69.24	72.71	78.54	83.87	89.64	94.71

2.3.3 老练散户信息检验的实证结果及分析

1) 主要的实证结果

表 6 面板 A 的第 1 列和第 3 列分别给出了模型 (5) 和模型 (6) 的回归结果, 发现看涨和看跌期权市场对应的委托单深度失衡变量的回归系数均显著为正, 分别为 1.75×10^{-5} 和 1.40×10^{-5} , 其对应的 t 值分别为 19.66 和 16.74, 即老练散户对应的委托单深度失衡变量可以显著预测看涨和看跌期权的收益率. Dorn 等^[3] 指出散户还可以利用自己的资金通过为机构投资者提供流动性获得补偿, 这也会造成证券价格暂时偏离其真实价值. 因此, 检验了滞后两期的委托单深度失衡变量对期权价格的预测力. 发现第 2 列和第 4 列委托单深度失衡变量的回归系数均非显著为负, 即无价格反转的现象. 根据 Hu^[18] 和 Lin 等^[31] 的分析逻辑, 这意味着老练散户的确拥有看涨和看跌期权价格未来变动的私有信息.

接着, 参考 Lin 等^[31] 选取了金融危机期间市场

波动剧烈的子区间 (2008-09-15 ~ 2009-09-17), 检验了上述结论的稳健性, 对应的回归结果如面板 B 所示. 与本文的预期一致, 两个回归模型对应的委托单深度失衡变量的系数在 1% 的显著性水平上仍显著为正. 这意味着即使在市场剧烈波动和大跌期间, 老练散户仍可凭借信息优势获利.

2) 老练散户对期权价格上涨和下跌信息不对称反应的检验

根据前文的分析, 委托单深度失衡变量揭示了私有信息, 它可以预测期权价格未来的变动, 价格有涨跌. Kelley 和 Tetlock^[5] 和 Cao 等^[19] 的研究表明美国股票市场的散户和基金经理们对股市好消息和坏消息的掌握上存在不对称的现象, 他们的交易绩效主要源于其对市场下跌风险的管理. 在美国个股期权市场, Hu^[18] 发现负的期权交易不平衡变量对标的股票价格提供了最佳的预测力. Lin 等^[10] 的实证分析则表明台指期权市场的机构投资者仅善于掌握市场的坏消息.

表 6 老练散户信息检验的实证结果
Table 6 Regression results for testing the information role of sophisticated retail investors

面板 A: 老练散户的信息检验				
变量	看涨期权		看跌期权	
	1	2	3	4
OFI_{t-1}	$1.75 \times 10^{-5} ***$ (19.66)		$1.40 \times 10^{-5} ***$ (16.74)	
OFI_{t-2}		1.38×10^{-6} (1.68)		$3.51 \times 10^{-6} ***$ (4.24)
R_{t-1}	-0.334 *** (-17.38)	-0.334 *** (-17.37)	-0.180 *** (-18.42)	-0.179 *** (-18.39)
R_{t-2}	-0.140 *** (-8.23)	-0.140 *** (-8.22)	-0.007 04 (-0.88)	-0.006 77 (-0.84)
R_{t-3}	-0.044 3 * (-2.51)	-0.044 2 * (-2.50)	-0.011 2 (-1.28)	-0.011 0 (-1.26)
R_{t-4}			-0.000 893 (-0.13)	-0.000 677 (-0.10)
R_{t-5}			0.019 8 * (2.57)	0.020 0 ** (2.59)
R^2	0.102 0	0.101 9	0.032 7	0.032 5
面板 B: 稳健性检验(2008-09-15 ~ 2009-09-17)				
变量	看涨期权		看跌期权	
OFI_{t-1}		$3.52 \times 10^{-5} ***$ (12.76)		$3.07 \times 10^{-5} ***$ (11.67)
R^2		0.183 7		0.061 7

注：本文所有的回归均采用稳健标准误差。为节省篇幅，面板 B 仅报告了 OFI 的回归结果；括号内数字为 t 值；*、** 和 *** 分别表示在 5%、1% 和 1% 的显著性水平下显著。

为了检验上述老练散户对期权价格上涨和下跌消息的掌握和分析是否存在不对称的现象，设计了如下的模型

$$R_{k,t}^C = \alpha + \beta_1 \text{Max}(OFI_{k,t-1}^C, 0) + \sum_{j=1}^3 R_{k,t-j}^C + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$R_{k,t}^C = \alpha + \beta_1 \text{Min}(0, OFI_{k,t-1}^C) + \sum_{j=1}^3 R_{k,t-j}^C + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$R_{k,t}^P = \alpha + \beta_1 \text{Max}(OFI_{k,t-1}^P, 0) + \sum_{j=1}^5 R_{k,t-j}^P + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$R_{k,t}^P = \alpha + \beta_1 \text{Min}(0, OFI_{k,t-1}^P) + \sum_{j=1}^5 R_{k,t-j}^P + \varepsilon_t \quad (10)$$

式中 $\text{Max}(OFI_{k,t-1}^C, 0)$ ($\text{Max}(OFI_{k,t-1}^P, 0)$) 仅选择了看涨(看跌)期权市场委托单深度失衡变量为

非负的数据。根据 Hu^[18] 的分析，如果其对应的回归系数为正，这意味着老练散户善于分析和掌握期权价格上涨的信息。同理，如果 $\text{Min}(0, OFI_{k,t-1}^C)$ 和 $\text{Min}(0, OFI_{k,t-1}^P)$ 的回归系数显著为正，这意味着他们在期权价格下跌信息的获取上具有优势。

表 7 分别列示了上述 4 个模型的回归结果。第 2 列和第 4 列展示了 $\text{Min}(OFI, 0)$ 是否能够预测看涨和看跌期权未来价格变动的回归结果。可以看出，二者对应的回归系数均显著为负。但是，检验第 1 列和第 3 列展示了不一样的图景。发现 $\text{Max}(OFI, 0)$ 的回归系数均显著为正，回归系数分别为 4.31×10^{-4} ($t = 16.00$) 和 4.29×10^{-4} ($t = 21.39$)，说明老练散户对应的委托单深度失衡变量对期权价格变动的预测力主要源于 $\text{Max}(OFI, 0)$ ，即他们仅善于分析和判断期权价格上涨的相关信息。

表 7 老练散户对期权价格上涨和下跌信息的不对称反映

Table 7 Sophisticated retail investors' asymmetry response to positive and negative news

参数	看涨期权		看跌期权	
	1	2	3	4
Max(<i>OFI</i> ,0)	$4.31 \times 10^{-4} ***$ (16.00)		$4.29 \times 10^{-4} ***$ (21.39)	
Min(<i>OFI</i> ,0)		$-4.29 \times 10^{-4} ***$ (-16.00)		$-4.28 \times 10^{-4} ***$ (-21.39)
R^2	0.102 1	0.102 0	0.032 9	0.032 7

注: *** 表示在 1% 的显著性水平下显著; 括号内数字为 t 值。

3) 更多地检验

为进一步确认上述结论的稳健性, 将时间间隔延长至 10 s、15 s 和 20 s 并重复 1) 的分析。表 8 的面板 A 和面板 B 分别展示了看涨期

权和看跌期权市场的回归结果, 发现委托单深度失衡变量的回归系数均显著为正。这表明, 即使考虑了不同的时间间隔的影响, 结论依然稳健。

表 8 不同时间间隔下老练散户的信息检验

Table 8 The information hypothesis tests under different time intervals for sophisticated retail investors

变量	时间间隔/s		
	10	15	20
	面板 A: 看涨期权		
<i>OFI</i>	$1.66 \times 10^{-5} ***$ (16.45)	$1.13 \times 10^{-5} ***$ (9.82)	$8.29 \times 10^{-6} ***$ (6.19)
R^2	0.217 4	0.279 4	0.286 0
	面板 B: 看跌期权		
<i>OFI</i>	$1.37 \times 10^{-5} ***$ (14.99)	$0.23 \times 10^{-5} *$ (2.25)	$6.21 \times 10^{-6} ***$ (5.69)
R^2	0.310 2	0.439 6	0.520 4

注: * 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 的显著性水平下显著; 括号内数字为 t 值。

2.4 老练散户的获利来源——处置效应

除了信息优势, 大量的研究还表明投资者的交易纪律是影响其交易绩效的重要原因。参考 Odean^[20] 与 Choe 和 Eom^[22] 等的研究, 以投资者的处置效应衡量投资者的交易纪律。处置效应指投资者倾向于继续持有账面损失的证券, 而去实现资本利得的证券。

尽管现有的文献表明股票市场和期货市场散户投资者的交易行为均呈现出显著的处置效应^[20,22], 但是他们在期权市场的表现尚缺乏足够的证据。此外, 虽然 Odean^[20] 与 Choe 和 Eom^[22] 等的研究还表明投资者的处置效应对其绩效有显著

影响, 但是 Locke 和 Mann^[21] 却发现了相反的结论。因此, 基于老练散户的逐笔成交与持仓档资料, 首先检验台指期权市场的老练散户是否表现出处置效应, 如果有, 还将研究处置效应对其交易绩效的影响。

2.4.1 处置效应

Odean^[20] 的方法, 通过比较投资者持有期权合约的平均价格和收盘价格来判断其绩效^②。进一步, 当日交易结束后, 如果投资者的持仓量增加^③, 则其对应的账面盈利变量 (paper gain, PG) 或损失变量 (paper loss, PL) 的数值增加 1; 否则,

② 本文对 Odean^[20] 方法做了些许调整, 第一, 用每日收盘价取代合约当日最高价、最低价与平均价格比较以判断盈利或损失; 第二, 期权市场中可以做空看涨和看跌期权, 因而平均价格的更新不仅发生在持仓量绝对值增加时, 当投资者由做空(多)转为做多(空)时, 也需要更新平均价格。

③ 持仓量为负值表示做空该合约, 此处的增加意味着投资者持仓量的绝对值增加。

其对应的已实现的盈利或损失 (RG 或 RL) 的数值增加 1^⑭。根据 Odean^[20] 的定义, 在样本交易期间内, 投资者已实现盈利比例 (proportion of gains realized, PGR) 和已实现损失比例 (proportion of losses realized, PLR) 分别对应为

$$PGR_i = \frac{RG_i}{RG_i + PG_i} \quad (11)$$

$$PLR_i = \frac{RL_i}{RL_i + PL_i} \quad (12)$$

投资者对应的处置效应变量 DE_i 的定义为

$$DE_i = PGR_i - PLR_i \quad (13)$$

如果 DE_i 显著大于 0, 这表示投资者倾向去过早地卖掉获利的证券, 却不会及时止损, 即其交易行为呈现显著的处置效应; 反之, 则其具有较好的交易纪律。另外, 标准差 ($PGR_i - PLR_i$) 的定义为

$$PGR_i - PGR_i = \sqrt{\frac{PGR_i(1 - PGR_i)}{n_{rg} + n_{pg}} + \frac{PLR_i(1 - PLR_i)}{n_{rl} + n_{pl}}} \quad (14)$$

式中 n_{rg} 、 n_{pg} 、 n_{rl} 和 n_{pl} 分别表示投资者在样本期间内已实现盈利、账面盈利、已实现损失和账面损失发生的次数。

在计算投资者的处置效应变量时, Odean^[20]

仅使用了投资者的成交数据, Locke 和 Mann^[21] 则假设投资者每日持仓数量为零。得益于详实的成交和持仓数据, 本文提供了投资者已实现盈利比例和已实现损失比例的精确度量, 从而使得计算的处置效应变量可以更准确地反映投资者的交易纪律。

2.4.2 实证分析

本节旨在详细分析两个议题: 第一, 台指期权市场的老练散户是否具有处置效应的现象; 第二, 就所有的老练散户而言, 交易纪律是否会影响其交易绩效。

以 5% 的显著性水平为界, 发现约 46.99% 的老练散户呈现显著的处置效应, 说明散户, 即使是老练散户在期权市场的交易仍然倾向于急售利得、惜售亏损。这一结果为台指期权市场的散户存在处置效应提供了支持性的证据。为了分析存在处置效应的老练散户的交易特征, 图 1 展示了老练散户对应的处置效应变量的分布图。从中可以看出, 上述分布的右尾较厚。鉴于处置效应为已实现盈利比例和已实现损失比例之差, 这意味着, 相对于惜售损失, 上述具有处置效应的老练散户更倾向于快速实现盈利。

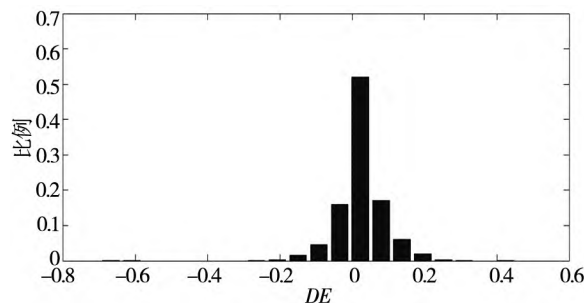


图 1 老练散户交易的处置效应

Fig. 1 The disposition effect from sophisticated retail investors' trading

为检验处置效应对投资者交易绩效影响, 本文构建了如下估计模型

$$Performace_i = \alpha + \beta_1 DE_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

式中 $Performace_i$ 表示投资者 i 在样本期间内获得正交易报酬的交易天数的比例, DE_i 为第 i 个老练散户对应的处置效应变量的值。如果处置效应是需要付出成本的行为偏误, 那么 DE_i 的回归系数应该显著为负。

表 9 的第 1 列展示了对应的回归结果, 与

Odean^[20] 与 Choe 和 Eom^[22] 的结果一致, DE 的回归系数显著为负 (系数 = -0.122 , $t = -10.51$)。这表明在台指期权市场, 处置效应这种行为偏误会老练散户的交易绩效产生不利的影响。

作者在模型 (15) 的基础上, 增加了工具变量 IV 。如果投资者表现 (未表现) 出显著的处置效应, 则 IV 的取值为正 (负) 1。对应的回归结果见表 9 的第 2 列, 从中可以看出, $IV \times DE$ 的回归系

⑭ 同上, 此处指投资者持仓量的绝对值。

数为 -0.0172 , 而且其在 1% 的显著性水平上显著, 说明表现出处置效应的老练散户平均来说获得正回报天数的比例减少 1.72%, 即处置效应是需要投资者付出代价的行为偏误。

适应性假说认为, 投资者会犯错, 但是他们会学习和适应^[37]。基于此, 在上述模型的基础上加入了投资者交易天数^⑤这一控制变量。与适应性

假说的预期一致, 投资者交易天数对应的回归系数显著为正。这表明台指期权市场的老练散户的确可以通过交易获取经验, 进而提升交易绩效。同时发现: 加入控制变量后, 变量 DE 和 $IV \times DE$ 的回归系数仍然显著为负, 即控制了投资者交易经验这一影响因素后, 处置效应仍然会对投资者的交易绩效产生负面的影响。

表 9 处置效应对老练散户交易绩效的影响

Table 9 Regression results on examining the impact of disposition effect on sophisticated retail investors' performance

变量	Performance		
	1	2	3
DE	-0.122^{***} (-10.51)	-0.0885^{***} (-8.33)	-0.091^{***} (-3.10)
$IV \times DE$		-0.0172^{***} (-12.69)	-0.047^{***} (-7.52)
交易天数			$9.06 \times 10^{-5}^{***}$ (31.60)
R^2	0.0166	0.0182	0.1675

注: *** 表示在 1% 的显著性水平下显著; 括号内数字为 t 值。

3 结束语

本文利用台指期权市场散户的逐笔成交和日内持仓数据计算其每日的交易损益, 我们发现约 3.23% 交易活跃的散户能够稳定地获得正回报。Fishe 和 Smith^[12] 与唐涯等^[13] 提出部分投资者或基金的优异绩效可能得益于幸运女神的垂青。基于此, 作者采用了 FDR 的方法对上述散户的交易绩效做了多重假设的检验, 最终发现约 2.21% 的散户为老练投资者。

结果表明, 与 Kaniel 等^[4] 与 Kelley 和 Tetlock^[5] 等研究的结论一致, 新兴市场的散户可以在知识和技术门槛更高的期权市场获得正的报酬。因为中国台湾对散户免征资本利得税, 这些老练散户可能主要来自资金实力雄厚的个人投资者、具有专业的知识, 并且在期货、证券公司从事多年期权交易工作的资深交易员和假冒散户身份交易的机构投资者。

进一步的统计发现, 老练散户偏好做多期权的交易策略, 交易的占比超过九成, 说明相对于有限的权利金, 他们更担心因卖期权可能引发的无

限损失。相比看跌期权, 他们更偏好做多看涨期权。此外, 平均而言, 老练散户在具有高偏度的深价外期权上的交易带来的是负回报。

本文还研究了老练散户获得正回报的可能原因。基于老练散户提交的逐笔委托单数据, 构造了委托单深度失衡变量。相对于交易不平衡变量, 它使用的是委托单的数据, 而且考虑了投资者撤单的影响, 因此它的信息含量更高。发现老练散户的委托单深度失衡能够显著地预测看涨和看跌期权未来的价格, 而且该结论在金融危机和不同的时间间隔的回归中仍是稳健的。这意味着老练散户的确拥有关于期权价格变动的私有信息, 这也是其稳定获利的原因之一。此外, 进一步的分析表明: 与 Lin 等^[10] 和 Cao 等^[19] 中的机构投资者不同, 台指期权市场的老练散户仅善于捕捉、分析期权价格上涨的信息。

最后还发现: 约 47% 的老练散户的交易表现出处置效应, 即倾向于继续持有亏损的期权头寸, 而过早地结清获利的期权头寸; 而且相对于惜售损失, 他们更倾向于急售利得。此外, 与 Odean^[20]、Choe 和 Eom^[22] 的结果一致, 老练散户的处置效应与交易绩效间存在显著的负向关

⑤ 以投资者的交易量作为控制变量, 回归结果类似。

系. 这些结果表明, 一方面, 散户可以通过投资者教育培养较佳的交易纪律以提升交易绩效; 另一方面, 一半以上老练散户的交易绩效得益于其较佳的交易纪律. 综上所述, 老练散户的信息优势和良好的交易纪律均有助于提升其交易绩效.

参 考 文 献:

- [1] Barber B, Odean T. Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(2): 773 – 806.
- [2] Chang C C, Hsieh P F, Lai H N. Do informed option investors predict stock returns? Evidence from the Taiwan stock exchange[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2009, 33(4): 757 – 764.
- [3] Dorn D, Huberman G, Sengmueller P. Correlated trading and returns[J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(2): 885 – 920.
- [4] Kaniel R, Saar G, Titman S. Individual investor sentiment and stock returns[J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(1), 273 – 310.
- [5] Kelley E, Tetlock P. How wise are crowds? Insights from retail orders and stock returns[J]. *Journal of Finance*, 2013, 68(3): 1229 – 1265.
- [6] Dahlquist M, Martinez J V, Söderlind P. Individual investor activity and performance[J]. *Review of Financial Studies*, 2017, 30(3): 866 – 899.
- [7] Barber B, Lee Y T, Liu Y J, et al. Just how much do individual investors lose by trading? [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(2): 609 – 632.
- [8] Han B, Lee Y T, Liu Y J. Investor trading behavior and performances: Evidence from Taiwan stock index options[J/OL]. *McCombs Research Paper Series*, 2009, No. FIN – 06 – 09. Available at SSRN; <http://ssrn.com/abstract=1343270>.
- [9] Lee Y T, Lin J C, Liu Y J. Trading patterns of big versus small players in an emerging market: An empirical analysis[J]. *Journal of Banking and Finance*, 1999, 23(5): 701 – 725.
- [10] Lin W, Tsai S C, Zheng Z, et al. Does options trading convey information on futures prices? [J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 2017a, 39: 182 – 196.
- [11] Chang C C, Hsieh P F, Wang Y H. Informed content of options trading volume for future volatility: Evidence from the Taiwan options market[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2010, 34(1): 174 – 183.
- [12] Fische R P, Smith A D. Identifying informed traders in futures markets[J]. *Journal of Financial Markets*, 2012, 15(3): 329 – 359.
- [13] 唐 涯, 刘玉珍, 杨 逸. 中国基金业绩中的运气——来自 FDR 方法的证据[J]. *金融学季刊*, 2014, 8(1): 149 – 170.
Tang Ya, Liu Yuzhen, Yang Yi. Measuring luck in mutual fund performance evidence from false discovery ratio method [J], *Quarterly Journal of Finance*, 2014, 8(1): 149 – 170. (in Chinese)
- [14] Boyer B H, Vorkink K. Stock options as lotteries[J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(4): 1485 – 1527.
- [15] Byun S J, Kim D H. Gambling preference and individual equity option returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 122(1): 155 – 174.
- [16] Li X D, Subrahmanyam A, Yang X W. Can financial innovation succeed by catering to behavioral preferences? Evidence from a callable options market[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 128(1): 38 – 65.
- [17] Kelley E, Tetlock P. Retail short selling and stock prices[J]. *Review of Financial Studies*, 2017, 30(3): 801 – 834.
- [18] Hu J. Does option trading convey stock price information? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111(3): 625 – 645.
- [19] Cao C, Goldie B, Liang B, et al. What is the nature of hedge fund manager skills? Evidence from the risk-arbitrage strategy[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(3): 929 – 957.
- [20] Odean T. Are investors reluctant to realize their losses? [J]. *Journal of Finance*, 1998, 53(5): 1775 – 1798.
- [21] Locke P R, Mann S C. Professional trader discipline and trade disposition[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 76(2): 401 – 444.

- [22] Choe H, Eom Y. The disposition effect and investment performance in the futures market[J]. *Journal of Futures Markets*, 2009, 29(6): 496 – 522.
- [23] Barber B, Lee Y T, Liu Y J, et al. The cross section of speculator skill: Evidence from day trading[J]. *Journal of Financial Markets*, 2014, 18: 1 – 24.
- [24] 徐龙炳, 张大方. 中国股票市场“聪明投资者”行为研究[J]. *财经研究*, 2017, 43(4): 96 – 108.
Xu Longbing, Zhang Dafang. Sophisticated investors in China's stock market[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2017, 43(4): 96 – 108. (in Chinese)
- [25] 郑振龙, 吕 恺, 林苍祥. 交易量的信息含量: 台湾期权市场的证据[J]. *金融研究*, 2012, 34(6): 178 – 192.
Zheng Zhenlong, Lü Kai, Lin Cangxiang. Information content of volume, evidence from the TXO market [J]. *Journal of Financial Research*, 2012, 34(6): 178 – 192. (in Chinese)
- [26] Pan J, Poteshman A. The information in option volume for future stock prices[J]. *Review of Financial Studies*, 2006, 19(3): 871 – 908.
- [27] Lin W, Tsai S C, Zheng Z, et al. Retrieving aggregate information from option volume[J]. *International Review of Economics and Finance*, 2018, 55: 220 – 232.
- [28] 郑振龙, 孙清泉, 吴 强. 方差和偏度的风险价格[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(12): 110 – 123.
Zheng Zhenlong, Sun Qingquan, Wu Qiang. Risk prices of variance and skewness[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(12): 110 – 123. (in Chinese)
- [29] Blau B M, Bowles T B, Whitby R J. Gambling preferences, options markets, and volatility[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(2): 515 – 540.
- [30] Holowczak R, Hu J, Wu L. Aggregating information in option transactions[J]. *Journal of Derivatives*, 2014, 21(3): 9 – 23.
- [31] Lin W, Tsai S C, Chiu P. Do foreign institutions outperform in the Taiwan options market? [J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 2016, 35: 101 – 115.
- [32] Chan K, Chung Y P, Fong W M. The informational role of stock and option volume[J]. *Review of Financial Studies*, 2002, 15(4): 1049 – 1075.
- [33] Chen C, Lung P, Tay N. Information flow between the stock and option markets: Where do informed traders trade? [J]. *Review of Financial Economics*, 2005, 14(1): 1 – 23.
- [34] Zheng Z, Jiang Z, Chen R. AVIX: An improved VIX based on stochastic interest rates and an adaptive screening mechanism[J]. *Journal of Futures Markets*, 2017, 37(4): 374 – 410.
- [35] Cont R, Kukanov A, Stoikov S. The price impact of order book events[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 12(1): 47 – 88.
- [36] O' Hara M. High frequency market microstructure[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 116(2): 257 – 270.
- [37] 周孝华, 宋庆阳, 刘 星. 适应性市场假说及其在中国资本市场的实证[J]. *管理科学学报*, 2017, 20(6): 111 – 126.
Zhou Xiaohua, Song Qingyang, Liu Xing. Adaptive markets hypothesis and evidence from China's capital markets[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(6): 111 – 126. (in Chinese)

Analysis of the trading activities of sophisticated retail investors in options market

QIAO Shuai¹, ZHENG Zhen-long^{2*}, CHEN Zhi-ying³

1. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China;

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

3. School of Economics, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China

Abstract: Using the intraday transaction and inventory data of retail investors in Taiwan index options market,

this paper studies whether there are sophisticated retail investors (SRIs) who can earn sustainable positive profits. Taking account of the possibility that investors' trading performance benefits from luck, this paper uses a statistical method, "False Discovery Rate", to conduct this multiple hypothesis testing on retail investors' trading performance. It is found that about 2.21% retail traders are sophisticated investors. Inspired by the possibility of unlimited profit, they prefer to perform strategies of buying option contracts, especially for call options. The paper next studies the sources of their positive profits. Based on the intraday order book data from the SRIs, order flow imbalances are constructed and it is found that it could significantly predict options' prices. Besides, there is little price reversal in longer predicting horizons. These findings imply that the SRIs have advantages in accessing and analyzing market-wide information. Further investigation shows that the predictability of order flow imbalance mainly arises from SRIs' advantage in accessing the positive information on option prices. About 47% SRIs exhibit the disposition effect and they could improve their trading performances by enhancing trading disciplines.

Key words: sophisticated retail investors; luck; information; disposition effect

附录 老练散户选择复式组合策略的交易统计

表 A1 老练散户选择复式组合策略的交易统计/%

Table A1 Percentages of trading volume by complex option strategies (spreads and combinations) from sophisticated retail investors/%

价差组合 (spreads)		差期组合 (calendar spreads)		跨式组合 (straddle)		勒式组合 (strangle)	
60.32		0.42		8.17		31.09	
牛市	熊市	正向	反向	底部	顶部	底部	顶部
51.54	48.46	57.49	42.51	37.66	62.34	39.07	60.93