

互联网金融特征、投资者情绪与 互联网理财产品回报^{*}

陈荣达 林 博 何诚颖 金骋路

内容提要: 互联网金融投资者情绪 (IFIS) 和互联网理财产品回报的互动关系是亟待解决的问题, 本文基于互联网金融投资者情绪对互联网理财产品市场回报独特的影响机制, 创新性地分别采用四个类股市指标表征 IFIS 的直接作用、六个反映互联网金融特征的指标表征其间接作用, 协同构建互联网金融投资者情绪指数。应用从 2014 年 1 月到 2017 年 12 月的 Wind 数据库和网贷之家数据库的月度数据进行实证分析, 结果表明: IFIS 与互联网理财产品回报之间呈负向关系, 并且 IFIS 造成的系统性风险独立于宏观经济与其他互联网理财产品市场系统性风险, 会额外通过互联网理财产品价格波动影响预期收益, 得到风险补偿, 这与基于股市投资者情绪的研究结果一致。IFIS 对互联网理财产品回报呈现单向因果关系。还有一个有趣的发现是, 与国内外股市投资者情绪相关研究的结论相反, IFIS 与由类比 IPO 数量而采用的新增平台数量呈负向关系, 这可以通过互联网理财产品市场阶段性监管政策得到解释。本文结论稳健, 为研究互联网金融、互联网理财产品市场以及互联网金融投资者行为提供一个新工具。

关键词: 互联网金融特征 互联网理财产品回报 投资者情绪 综合情绪指标

一、引 言

互联网理财产品泛指所有通过互联网管理的理财产品, 这类以 P2P 网贷模式为代表的创新理财方式受到了广泛的关注和认可。互联网理财产品最早起源于美国, 然而其真正的发展和壮大却在中国。2013 年 6 月蚂蚁金服集团联手天弘基金推出“余额宝”, 标志着中国互联网理财产品的发展进入了快车道。普益标准金融数据平台显示, 2016 年和 2017 年中国互联网理财产品成交量分别达 2.0 万亿元和 2.8 万亿元; 截至 2017 年底, 中国互联网理财产品交易总规模已接近 15 万亿元, 接近于 2017 年 GDP 总量的 20%。互联网理财产品能在短短五年间取得如此发展主要得益于其相较于原有理财模式, 突破了高门槛、赎回期长等限制, 实现透明、平等理财(吴悠悠, 2015; 李克穆, 2016), 而这符合中国现有体量较大的低收入长尾人群的投资偏好(王馨, 2015)。

投资者情绪是影响金融资产均衡价格的系统性风险, 但是现有的投资者情绪研究主要关注股票等传统的证券市场。De Long(1990) 最早提出投资者情绪会导致对金融资产的错误定价无法完全消除, 之后大量的国外学者主要基于股票市场, 论证了投资者情绪是系统性因子, 是资产定价过程中需要考虑的重要因素(Baker & Wurgler, 2006; Da et al., 2014; Huang et al., 2015; Daniel & Hirshleifer, 2015; Benhabib et al., 2016; Shen et al., 2017; Aboody et al., 2018)。近些年, 国内学者也加

^{*} 陈荣达, 浙江财经大学金融学院, 邮政编码: 310018, 电子信箱: rongdacheng@163.com; 林博, 浙江财经大学金融学院, 邮政编码: 310018, 电子信箱: linbo_93@163.com; 何诚颖(通讯作者), 广西大学中国-东盟金融开放门户研究院, 邮政编码: 530004, 电子信箱: szhecy@tom.com; 金骋路, 浙江财经大学金融学院, 邮政编码: 310018, 电子信箱: chenglu.jin@outlook.com。本研究得到了国家自然科学基金重点项目(71631005) 和国家自然科学基金面上项目(71471161, 71773105) 资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见和建议, 文责自负。

大了对投资者情绪的研究,基于中国股市,张强和杨淑娥(2009)同样从噪音交易入手,指出投资者情绪在中国的重要意义;李广子等(2011)研究中国 A 股股票名称与股票价格非理性联动关系,发现投资者情绪变化对该联动关系起到了放大作用;鲁训法和黎建强(2012)实证检验了中国股市指数与投资者情绪指数的相互关系;贺志芳等(2017)拓展研究了投资者情绪与时变风险补偿系数的相互影响;姚尧之等(2018)采用的混频投资者情绪构建方法,讨论其与股票价格波动的关系。

经典金融理论和行为金融理论都认为金融产品的回报是与其风险密切相关的,这在互联网理财产品市场同样适用。一方面,宏观经济波动对互联网理财产品回报的影响路径与传统金融市场相似,即作为“基本因素”直接影响互联网理财产品的现金流状况(苏小松等 2018;刘京军 2018;战明华等 2018)。但是,中国作为全球最大的互联网理财产品市场,在金融市场去杠杆、降低流动性风险的宏观议题之下,互联网理财平台数量大幅下降,融资标的也逐渐走向小额、分散,但行业成交量和贷款余额不降反增,这种现象不能完全被市场宏观因素所解释,却可以通过当互联网理财产品市场处于上行阶段中投资者盲目跟随、羊群效应等非理性行为来解释(Berkovich 2011;冯博等, 2017;陈荣达等 2018)。另一方面,当互联网理财产品市场出现负面信息,容易出现投资者挤兑事件和互联网理财产品市场化违约事件。例如,据普益标准金融数据平台数据显示仅 2018 年 7 月 2—8 日的一周内,中国“爆雷”的 P2P 平台达 40 家,涉及资金超 1200 亿元。互联网理财平台的密集“爆雷”直接引起互联网金融投资者情绪恐慌,要求各个平台提前兑付,又进一步加剧平台资金负担,这充分说明互联网金融投资者情绪极易波动。研究中国互联网金融投资者情绪及其带来的非理性行为与互联网理财产品回报的互动关系正是中国金融监管机构和学术界亟待解决的问题。王靖一和黄益平(2018)、张皓星和黄益平(2018)等学者引用金融科技媒体等信息,刻画了反映投资者基于金融科技发展的情绪指数,并论证了其对于网贷市场,特别是违约率与反向挤兑等问题的影响。但是,较少文献通过构建基于互联网理财产品市场的指标体系,刻画体现中国互联网金融特征的投资者情绪。

对投资者情绪的衡量是研究投资者情绪的基础,现有文献普遍选择股票市场主要是由于其发展相对成熟、各指标体系完善、数据易得,相比之下刻画互联网理财产品市场的投资者情绪难度较大。现有的文献中投资者情绪指标主要可以分为主观指标、客观指标、综合指标。第一,主观指标指通过调查得到反映投资者心理状态的指标,刻画投资者对当前以及未来市场趋势的预期。例如:投资者看跌或看涨指数(Waggle & Agrawal 2015; Renault 2017)、机构分析指数(Fisher & Statman, 2000; Wu et al. 2018)、投资者智力情绪指数(Lutz 2015; Galarotis et al. 2018)、消费者信心指数(Frugier 2016; Shen et al. 2017; Meier 2018),以及国内文献包括选取央视看盘指数(王美今和孙建军 2004)、股评分析(部慧等 2018)等。第二,客观指标指反映金融市场交易数据特征的指标,通过整理分析间接刻画出投资者情绪及相应行为。这一类指标应用较多,自 Baker & Wurgler(2006)的指标体系开始,诸多研究如 Huang et al. (2015)、Benhabib et al. (2016)等均采用了封闭式基金折价率、IPO 数量及 IPO 首日收益率、换手率、新增开户数、成交量等指标;Aboody et al. (2018)增加了隔夜收益率这一客观指标构建基于公司特征的投资者情绪指数;国内学者如伍燕然和韩立岩(2007)、文凤华等(2014)以及许海川和周炜星(2018)等沿用了封闭式基金折价率、IPO 数量及 IPO 首日收益率等客观指标刻画中国股市投资者情绪。第三,综合情绪指标指选取多个主客观指标复合成综合情绪指标,这是研究投资者情绪的发展趋势。比如,在 BW 客观指标基础上,结合互联网日搜索数据构建的恐慌指数(Da et al. 2014)、结合路透社文本情绪构建的情绪指数(Sun et al., 2016),以及国内相关文献,包括结合投资者信心指数构建的中国股市投资者情绪综合指数(易志高和茅宁 2009)结合负面媒体语气构建的投资者情绪研究(汪昌云和武佳薇 2015)等。

在股市等传统金融市场,投资者情绪可以直接影响股票的交易决策,从而作用于预期收益率,互联网金融投资者情绪对互联网理财产品回报的影响机制与传统市场的投资者情绪与收益率之间的影响机制有相似之处,主要表现为:互联网金融投资者情绪也是因投资者个人情感或者认识偏差而无意识下产生的,是基于互联网理财产品市场交易者投机倾向的表达,同样可以具体通过噪音交易或者非理性投资导致互联网理财产品市场预期收益率的估计偏差。但是,互联网金融投资者情绪对互联网理财产品回报的影响机制更具有独特性,主要由于互联网理财产品交易模式与传统模式不同,互联网金融市场很大程度上是间接融资市场的网络化,投资平台作为新的金融中介,为投资者和借款人提供交易平台。投资者并不能直接决定这些募集资金的最终用途和收益,因此互联网金融市场中投资者情绪在很大程度上间接地影响互联网理财产品回报。理论机制上的区别导致互联网金融投资者情绪引起的风险无法简单地用某个或者某些市场风险因子衡量。上述的金融科技情绪指数(王靖一和黄益平,2018)主要采用主观指标构建法,而本文旨在采用综合情绪指标构建法,综合反映中国互联网金融投资者的真实情绪变化。

综上所述,相较于传统金融市场,对于互联网金融市场的投资者情绪研究是相对有限的。中国互联网理财产品市场发展迅猛,但是近期负面消息频出,研究中国互联网金融投资者情绪对互联网理财产品市场回报是否还存在宏观经济影响外的系统性风险补偿意义重大。因此,对反映互联网金融特征的投资者情绪方面的研究仍待进一步推进,尤其是研究基于互联网金融特征的投资者情绪与互联网理财产品回报互动方面还待进一步突破。

鉴于此,本文选取中国互联网理财产品市场进行研究。基于上述分析的互联网金融投资者情绪对互联网理财产品市场回报的影响机制与传统的影响机制有相似之处也有独特性,分别采用四个类股市指标表征互联网金融投资者情绪的直接作用、六个反映互联网金融特征的指标表征其间接作用,协同构建互联网金融投资者情绪指数,并利用此指数反映互联网金融投资者情绪,实证研究互联网金融投资者情绪与互联网理财产品回报的互动关系。本文的主要贡献在于:(1)将投资者情绪理论拓展到互联网理财产品市场,引入现有文献中未涉及的反映中国互联网金融市场特征的资金净流入、投资人数、选择互联网理财的比例、个人可投资总额、互联网金融指数、网贷人气指数作为互联网金融投资者情绪代理变量。(2)构建了从2014年3月到2017年12月的月度中国互联网金融投资者情绪指数(数据来源:Wind数据库、网贷之家),为研究互联网金融、互联网理财产品市场以及互联网金融投资者行为提供了一个新的工具。(3)改进了现有文献中对投资者情绪因子的回归方程,考虑到收益序列的聚集性,应用GARCH(1,1)-M模型得到相关参数的无偏估计,证实互联网金融投资者情绪是在宏观经济变量(M2)基础上,额外影响互联网理财产品回报的一个显著因子,且其与互联网理财产品回报呈负向关系。(4)应用Granger因果检验,进一步发现了互联网金融投资者情绪对互联网理财产品回报呈现单向因果影响。还有一个有趣的发现是,由类比IPO数量而采用的新增平台数量与互联网投资者情绪呈负向关系,这与国内外股市投资者情绪相关研究的结论相反,但是本文通过互联网理财市场阶段性监管政策加以解释。

本文的结构安排如下:第二节介绍基于互联网金融特征的投资者情绪的刻画,并验证互联网金融投资者情绪的有效性;第三节实证检验互联网金融投资者情绪与互联网理财产品回报的互动关系;第四节进行稳健性检验;第五节为文章的结论。

二、基于互联网金融特征的投资者情绪

(一) 互联网金融投资者情绪变量的选取

本文在选取变量、构建互联网金融投资者情绪指标体系时,考虑到互联网金融投资者情绪对互联网理财产品市场回报的影响机制与传统的影响机制有相似之处,选取了四个“类股市指标”;另

针对互联网理财产品市场独特性选取六个“基于互联网金融特征的指标”。具体选取依据如下:

1. 类股市指标

上述研究股市投资者情绪的文献主要采用 BW 指标构建法,包括封闭式基金折价率、股利溢价、股票换手率、IPO 数量、市场成交量、新增开户数等指标。考虑到尚未有基于互联网理财产品市场的封闭式基金且理财产品没有股利分配机制,本文类比股票换手率、IPO 数量、市场成交量、新增开户数选取以下四项指标作为互联网金融投资者情绪的代理指标,即“类股市指标”:

(1) 换手率(Turnover rate, *TURN*)。作为一个流动性指标,换手率是证券市场上最常用的投资者情绪的代理变量指标,一般通过当期成交量除以市场流通总股数得到,即成交数量在总的数量上的占比来反映市场的流通性。但是,这个指标在互联网理财产品市场难以直接得到,本文通过间接的方法来得到换手率。在股票市场上,上市公司作为融资方,股票的总流通股数即是上市企业对投资者的偿还余额的间接反映。股市换手率 = 成交量 / 总流通股数,是通过数量上的占比来反映流动性。在互联网理财产品市场,将借款人和上市公司类比,待还余额是借款人对投资者剩余还款情况的直接反映,所以本文定义互联网理财产品换手率 = 成交额 / 待还余额,通过数额上的占比来构建出衡量互联网理财产品市场流动性的指标。当行业不景气时,互联网金融投资者情绪低落,由于恐慌心理,他们将愿意转让自己的互联网理财产品来规避风险,减少损失,导致互联网理财产品的换手率就越高,预计该指标与互联网金融投资者情绪呈负向关系。

(2) 新增平台数量(Newly added platform, *NAP*)。这是由 BW 指标构建体系中的 IPO 数量衍生而来。新增平台数量是衡量互联网理财产品市场活跃程度的指标。理论上,在互联网金融投资者情绪高涨时,交易需求也会增加,为了迎合这种需求,市场上的平台数量会增加,二者之间呈正向关系。但是新增平台数量与 IPO 数量在相应市场所受的监管不同,在研究窗口期内互联网理财产品行业监管措施趋严,会使得平台的设立更加趋于规范,新增平台数量将会趋缓。本文推测互联网金融投资者情绪与互联网理财产品新增平台数量的关系可能受政策的影响较大,与基于股票市场得出的结果不会始终一致。

(3) 成交额(Volume, *VOL*)。在股票市场,成交量是反映交易行为的客观指标,而在互联网理财产品市场,成交额是分析交易行为最客观的因素,也是判断互联网理财产品市场走势的重要依据。一般来说,在互联网金融投资者情绪高涨的时候,互联网理财产品成交额增加,预计二者呈正向关系。

(4) 资金净流入量(net inflow of funds, *NIF*)。Huang et al.(2015) 研究发现投资者情绪对于股票收益率的预测能力似乎源于投资者对未来现金流量的心理偏见。故文献中经常选取日度或者月度新增开户数作为情绪的指标,反映股市未来现金流量。考虑数据可得性,本文直接采用资金净流入量作为指标,这是一个反映资金流向的指标,当互联网投资者情绪高涨,对互联网理财产品市场看好时,流入的资金就会迅速增多,这就能很好地反映互联网投资者情绪的变化。预计该指标与互联网金融投资者情绪呈正向关系。

2. 基于互联网金融特征的指标

另外,本文综合选取以下六个反映互联网金融特征的指标,包括:

(1) 新增问题平台数量(newly added problematic platform, *NAPP*)。相较于股市等传统金融市场,互联网理财产品市场“爆雷”事件频发,即频繁出现新增问题平台。互联网金融投资者情绪上涨会引起平台数量增加,即使保持违约率、政策等其他因素不变,也会有更多的平台发生违约和跑路等情况。因而,预计该指标和互联网金融投资者情绪呈正向关系。

(2) 投资人数(numbers of investors, *NI*)。代表互联网理财产品平台月投资人数。基于股市的研究很少直接计量投资人数,但相关文献表明在股票市场中机构投资者会助推股票收益的变化(陈国进等 2010; 韩金晓和张丽 2018)。互联网理财产品市场由于其易操作性、门槛低,个体投资

者占绝对比例,投资人数可以直接反映市场活跃程度,体现出了互联网金融独有特征,投资人数越多,表明互联网金融投资者情绪越高涨,预计该指标与互联网金融投资者情绪呈正向关系。

(3) 选择互联网理财的比例(the proportion in Internet financial products, *PIFP*)。这充分体现了互联网理财产品市场区别于传统市场的特征。本文定义选择互联网理财的比例=成交额/个人可投资总额。市场上进行投资的方式是多种多样的,其中较为典型的就包括股票、债券、互联网理财产品等,通过投资者选择互联网理财产品的比例,即可显而易见地分析出互联网金融投资者情绪高低,预计该指标与互联网金融投资者情绪呈正向关系。

(4) 个人可投资总额(total individual investment, *TI*)。因为互联网理财产品属于消费金融,个人可投资总额是消费金融的重要指标。相比于股市等传统市场,互联网理财产品市场由于其不设投资规模的特性逐渐成为消费者“小额闲散”资金的主要投资方向,所以加入该指标充分体现互联网金融特征。一般来说,个人可投资总额增加,投资者投资需求也会增加,互联网金融投资者情绪会高涨,预计该指标与互联网金融投资者情绪呈正向关系。

(5) 互联网金融指数(internet Finance Index, *IFI*)。这是以第三方支付平台、金融软件企业、部分电商平台及其他通过互联网进行金融创新的相关企业为成分股编制的指数,该指数是反映互联网金融经济趋势的重要指标,由 Wind 数据库提供。一般来说,互联网金融投资者情绪高涨时,互联网金融发展程度更高,预计该指标与互联网金融投资者情绪呈正向关系。

(6) 网贷人气指数(net Loan Popularity Index, *NLPI*)。网贷人气指数也是由 Wind 数据库提供的旨在反映出互联网理财产品市场的消费者信心情况的指数。鉴于易志高和茅宁(2009)、Frugier(2016)及 Meier(2018)发现消费者信心指数可以用来预测股票市场收益,是投资者情绪的较好代表,本文将 *NLPI* 作为主观变量加入互联网金融投资者情绪因子的构建,预计其与互联网金融投资者情绪呈正向关系。

综上所述,四个类股市指标依然是客观指标,而本文额外选取的上述反映互联网特征指标中的新增问题平台数量、投资人数、选择互联网理财的比例、个人可投资总额也是衡量互联网金融投资者情绪的客观指标,另外互联网金融指数和网贷人气指数是主观指标。

(二) 互联网金融投资者情绪指数构建

本文实证分析过程中样本期间为 2014 年 1 月到 2017 年 12 月,^①各指标数据来源为 Wind 数据库和网贷之家数据库,^②均选用月度数据,其中个人可投资总额原始数据是年度数据,因此采用三次样条插值法^③转化为月度数据。另外,互联网理财产品回报数据取用网贷之家数据库的互联网理财产品综合收益率。根据上述数据发现,互联网金融投资者情绪代理指标存在相关性。鉴于此,本文检验所选指标的 KMO 值,结果为 0.853 大于 0.5,说明变量之间具有信息重合度,同时 Bartlett 球形检验显著性小于 0.05,拒绝各变量独立的原假设,即满足主成分分析的条件。

另外,投资者情绪的各代理变量本身可能存在一定的领先或者滞后效应,使得这些变量不同时期都能反映投资者情绪(Baker & Wurgler 2006; 熊伟和陈浪南 2015; Benhabib et al., 2016; Aboody

^① 由于中国互联网金融产品市场以 2013 年为发展元年,数据统计均从 2013 年后期到 2014 年初开始,且主要为月度数据,甚至部分为年度数据。本文样本一共有 48 组,在后文中实证研究的每一步 OLS 回归时均对所得残差进行了 Jarque-Bera(JB)检验,结果表明,所有残差均呈正态分布,即本文的样本容量符合实证检验的要求。

^② 本文选取的网贷之家互联网理财平台(www.wdzj.com)是目前中国网络借贷行业最大、最权威的第三方资讯平台,并曾为上海市政府对行业调研提供咨询参考,同时网贷之家数据库也被发表在核心期刊的文章(刘翱等,2017;张文等,2018)引用数据,从这政府和学术的层面上来说,本文选取的网贷之家数据库都受到认可,数据具有可靠性。

^③ 样条插值法可能会对实验结果的准确性造成影响,另外选择互联网理财的比例与个人可投资总额可能存在相关性问题。因此本文在第四节特设稳定性检验,在构建过程剔除“个人可投资总额”以及“选择互联网理财的比例”两个指标,结果显示本文的结论均稳健。

et al. 2018; 姚尧之等 2018)。本文借鉴现有文献方法,首先利用上述十个变量的当期以及其滞后一期共二十个代理指标进行主成分分析,然后使用第一、二主成分加权平均构建出反映互联网特征的投资者情绪指标时间序列,简称为 $IFIS_0$ ①(这里累计方差解释率为 87.463%),再将所构建的情绪指标与二十个原始代理变量进行相关性分析,选出相关性较大的十个指标 IFI_{-1} 、 $NLPI$ 、 NAP 、 $NAPP_{-1}$ 、 NI 、 VOL 、 NIF_{-1} 、 $TURN$ 、 $PIFP$ 、 TH 作为最终的情绪变量。为了消除量纲的影响,本文对所有变量进行了标准化处理。

由于主成分分析不能区分一般的情绪成分和一般的宏观经济周期成分(易志高和茅宁 2009; 姚尧之等 2018; Galariotis et al. 2018),互联网金融投资者情绪会随宏观经济周期而不同,我们旨在研究互联网金融投资者情绪高的真正原因。因此,本文进一步构建去除来自代理指标的宏观经济周期的波动并经过主成分分析的互联网金融投资者情绪指数。具体地说,我们用 M2 同比增长率(刘维奇和刘新新 2014; Galariotis et al. 2018)和 CPI 同比增长率(易志高和茅宁 2009; 文凤华等, 2014; Galariotis et al. 2018)作为宏观经济的代理变量对十个指标做回归分析。这个回归分析的残差,在右上角用符号“ \perp ”表示,可以更清楚地说明互联网金融投资者情绪指标。所得残差序列(IFI_{-1}^{\perp} 、 $NLPI^{\perp}$ 、 NAP^{\perp} 、 $NAPP_{-1}^{\perp}$ 、 NI^{\perp} 、 VOL^{\perp} 、 NIF_{-1}^{\perp} 、 $TURN^{\perp}$ 、 $PIFP^{\perp}$ 、 TH^{\perp})用跟上面一样的步骤进行主成分分析(KMO 和 Bartlett 球形检验已通过),最终将构建的前两个主成分加权(两个主成分方差的累计贡献率达 85.096%)。具体表现为:

$$IFIS = 0.307IFI_{-1}^{\perp} + 0.239NLPI^{\perp} + 0.011NAP^{\perp} + 0.287NAPP_{-1}^{\perp} + 0.299NI^{\perp} \\ + 0.283VOL^{\perp} + 0.293NIF_{-1}^{\perp} - 0.217TURN^{\perp} + 0.307PIFP^{\perp} + 0.252TH^{\perp}$$

所构建的指标情绪基本走势如图 1 所示:



图 1 互联网金融投资者情绪 IFIS 指标走势

由图 1 我们可以看出互联网金融投资者情绪从 2014 年 3 月到 2017 年 12 月呈上升趋势,②与现实情况相符,较为合理。为了研究互联网金融投资者情绪与各代理指标以及代理指标残差之间的相关性与理论分析是否具有一致性,进一步通过图 2 进行分析。

从图 2 我们发现除新增平台外,各指标与互联网金融投资者情绪之间的相关性都与理论分析具有一致性。股票市场上 IPO 数量与投资者情绪之间有很强的正向关系(Baker & Wurgler 2006; 易志

① 文献中普遍采用 IS(investor sentiment) 来简称投资者情绪,本文结合互联网金融特性,简称为 IFIS(internet financial investor sentiment)。本文将第一期基于当期指标以及一阶滞后项得到的投资者情绪指标时间序列称为 $IFIS_0$ 。后续会有剔除宏观因子后的基于主成分 1($IFIS1$)、主成分 2($IFIS2$) 以及最终综合主成分加权($IFIS$) 三项投资者情绪指标时间序列。其中 $IFIS$ 为本文最终采用的基于互联网特征的投资者情绪指数。

② 本文实证过程中处理滞后阶数据,故后文中的实证结果均基于自 2014 年 3 月至 2017 年 12 月的样本数据。

高和茅宁 2009; Stambaugh et al. 2012; 文凤华等 2014) ,IPO 数量在互联网理财产品市场对应的是新增平台数量 新增平台数量与互联网金融投资者情绪之间应该具有正向关系 ,而本文实证发现一个有

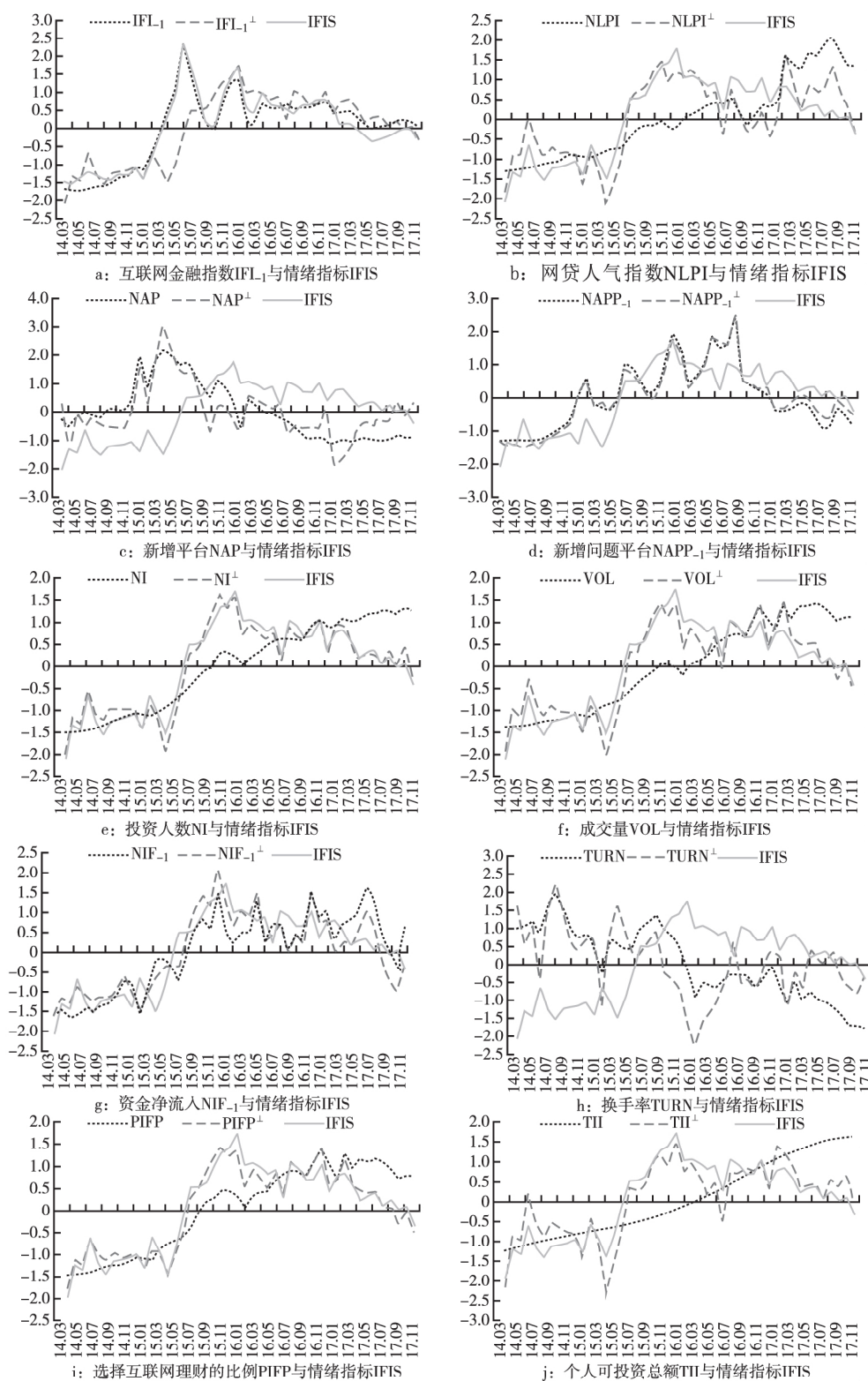


图2 各指标与互联网金融投资者情绪IFIS走势

趣的现象: 新增平台数量与互联网金融投资者情绪之间呈负向关系。这也是互联网理财产品市场与股票市场之间的差异性, 本文将对两者之间的关系如下解释:

将图 3 分为三个阶段进行分析: ①第一、第三阶段新增平台数量与互联网金融投资者情绪呈正向关系, 与相关研究如易志高和茅宁(2009)、Stambaugh et al. (2012)、文凤华等(2014)是一致的, 而第二阶段新增平台数量与互联网金融投资者情绪之间呈负向关系。

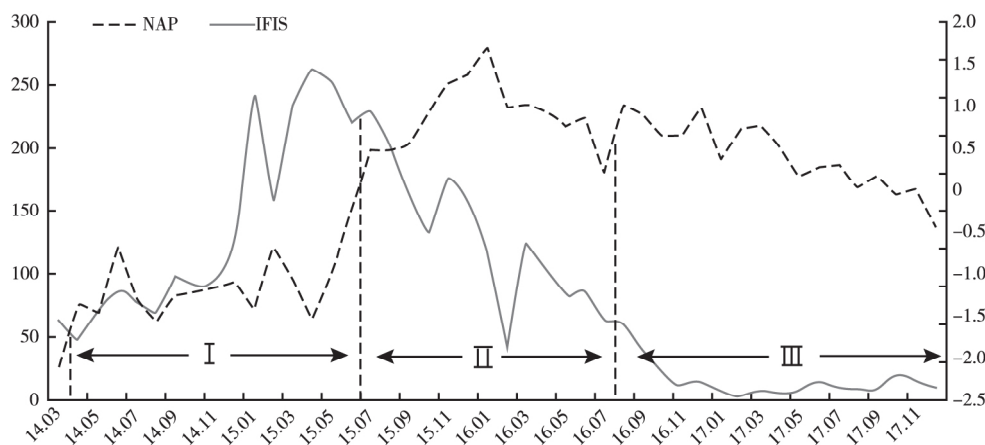


图 3 新增平台数量与互联网金融投资者情绪趋势

第一阶段为互联网理财产品行业监管“启蒙阶段”(2014 年 4 月 21 日到 2015 年 7 月 18 日), 期间银监会提出互联网理财产品监管的四条红线和五条导向, 没有实质性的监管措施。同时该阶段属于互联网理财高速增长时期, 互联网金融投资者情绪以及新增平台数量都呈相同上升趋势。第二阶段为“意见监管阶段”(2015 年 7 月 18 日到 2016 年 8 月 24 日), 期间十部委、银监会出台了《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》和《网络借贷信息中介机构业务活动暂行管理办法(征求意见稿)》。该阶段的监管从松到严, 指导意见让投资者看到国家大力发展互联网金融的决心。虽然互联网金融投资者情绪依然高涨, 但是适度监管和创新监管的原则就第三方支付行业的管理对平台方进行了限制, 导致该阶段新增平台的数量逐步减少。第三阶段为“法治监管阶段”(2016 年 8 月 24 日至今), 国家正式出台了《网络借贷信息中介机构业务活动暂行管理办法》。随着规章制度的逐步完善和市场竞争的日益加剧, 互联网理财产品市场趋于完善, 互联网金融投资者情绪趋于平稳, 新增平台的数量也趋于稳定。

(三) 互联网金融投资者情绪有效性检验

互联网金融投资者情绪系统地影响互联网理财产品价格, 影响互联网理财产品价格变化。为了验证本文构建的投资者情绪的有效性, 首先将构建的互联网金融投资者情绪与网贷发展综合指数进行相关性检验(10%的置信度下, 互联网金融投资者情绪与网贷发展综合指数均是平稳序列), 结果显示二者的相关系数为 0.6。有效性检验结果表明, 文中构建的互联网金融投资者情绪与研究期内的互联网理财产品市场实际情况相符, 可以代表研究期的互联网金融投资者情绪。

为了进一步检验文中构建的互联网金融投资者情绪与互联网理财产品市场的互动关系, 本文对互联网金融投资者情绪与网贷发展综合指数进行了格兰杰因果检验, 检验结果如表 1 所示。结果表明, 互联网金融投资者情绪 IFIS 是网贷发展综合指数的格兰杰原因, 网贷发展综合指数不是

① 网贷之家《年终盘点: 从无到有细数网贷监管的三个阶段》<http://www.wdaj.com/zhuanlan/licai/6-3336-1.html>。

互联网金融投资者情绪 *IFIS* 的格兰杰原因,存在着从互联网金融投资者情绪到网贷发展综合指数的单向格兰杰因果关系。

表 1 互联网金融投资者情绪 *IFIS* 以及网贷发展综合指数 *NLCDI* 的 Granger 因果检验结果

原假设	Wald 值	P 值	结论
<i>NLCDI</i> 不是 <i>IFIS</i> 的 Granger 原因	0.095	0.759	接受
<i>IFIS</i> 不是 <i>NLCDI</i> 的 Granger 原因	4.298	0.044	拒绝

与一般的交叉性分析不同的是,本文另外选取了中国波指(*iVIX*)作为股票市场投资者情绪公共指标,并将构建的互联网金融投资者情绪与中国波指这两个不同市场的情绪进行交叉性分析,验证互联网金融投资者情绪的准确性和意义。波动率指数被称为投资者恐慌指数,展示了投资者对未来股票市场波动的一致性看法(Whaley, 2009)。波动率指数越高,恐慌情绪越大。随着 50ETF 期权的推出,上海证券交易所公布了中国波指(*iVIX*),该指数是根据方差互换的原理,通过对 50ETF 期权价格的计算编制而得,被视为中国 A 股市场的首个情绪指标。同时,中国波指可以作为构建中国 A 股市场投资者情绪的新代理变量(许海川和周炜星, 2018)。至此,可以看到波指作为反映市场情绪的公共参考指标是受到学术界广泛认可的,本文与中国波指进行相关性对比分析表现较为合理。其中,根据 ADF 单位根检验,在 *iVIX* 所提供的数据范围内,互联网金融投资者情绪指数 *IFIS*、中国波指 *iVIX* 原序列同阶单整,可以建立 VAR 模型进行分析。

应用 VAR 模型对变量进行 Granger 因果关系检验,根据 AIC 和 SC 准则,本文最终选择变量的滞后期数为 2 期(2 个月),检验结果如表 2 所示。

表 2 互联网金融投资者情绪 *IFIS* 以及中国波指 *iVIX* Granger 因果检验结果

原假设	Wald 值	P 值	结论
<i>iVIX</i> 不是 <i>IFIS</i> 的 Granger 原因	5.475	0.065	拒绝
<i>IFIS</i> 不是 <i>iVIX</i> 的 Granger 原因	8.426	0.015	拒绝

由表 2 看出, *IFIS* 指标与 *iVIX* 指标之间存在双向 Granger 因果关系。从显著性来看,前期互联网金融投资者情绪的变动在 5% 显著性水平下会影响到未来股市投资者情绪,同时前期股市投资者情绪变动也会在 10% 显著性水平下影响到未来互联网金融投资者情绪,互联网金融投资者情绪变动对股市投资者情绪影响更大。

以上两部分有效性检验都表明文中构建的互联网金融投资者情绪指数,较为稳定地代表了投资期内的互联网金融投资者情绪。

三、互联网金融投资者情绪与互联网理财产品回报的互动影响

以上内容验证了本文所构建的互联网金融投资者情绪指数的合理性,本文将基于该指标重点分析互联网金融投资者情绪与互联网理财产品回报之间的关系。相关文献都采用了线性回归模型来分析情绪与回报之间的影响关系(Baker & Wurgler, 2006; 黄德龙等, 2009; Dougal et al., 2012; 文凤华等, 2014; Huang et al., 2015; 贺志芳等, 2017; Jiang et al., 2017)。借鉴上述文献结果,本文预期互联网金融投资者情绪波动在宏观经济波动风险基础上,对互联网理财产品市场回报波动存在额外影响能力。因此,本文增加 *M2* 的变化作为控制变量,反映宏观经济波动风险,体现为以下 OLS 回归方程并进行初步检验:

$$R_t = C + \alpha \times IFIS_t + \beta \times DM2_t + \mu_t \quad (1)$$

其中 R_t 为互联网理财产品综合收益率, $IFIS$ 为互联网金融投资者情绪指标, $DM2$ 为 *M2* 同比增长率的变化。

由于线性回归要求残差独立同分布,而互联网金融投资者情绪指数大多存在波动聚焦的现象,ARCH-LM 检验得出残差序列存在高阶 ARCH 效应,残差不满足线性回归方程的独立性假设(F 统计量为 78.898 和 LM 统计量为 35.899)。为了得到残差项的无偏估计,本文进而应用条件异方差模型对线性回归模型的残差项进行建模。

以往的研究使用 GARCH 族模型进行检验(Kling & Gao, 2008; 张强和杨淑娥, 2009; Yu & Yuan, 2011; 文凤华等, 2014; Liston, 2016; 姚尧之等, 2018)。为了检验互联网金融投资者情绪在宏观经济波动风险基础上,通过增加互联网理财产品价格波动,额外影响了互联网理财产品的预期收益,本文应用 AIC 和 SC 准则确定选择 GARCH(1,1)-M 模型:

$$\begin{cases} R_t = \alpha_0 + \alpha_1 IFIS_t + \alpha_2 DM2_t + \alpha_3 \sqrt{\delta_t^2} + \varepsilon_t \\ \delta_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \delta_{t-1}^2 \end{cases} \quad (2)$$

其中 α_3 代表互联网理财产品预期回报与互联网理财产品预期回报的方差之间的关系,解释了互联网金融投资者情绪波动造成的系统性风险、宏观经济波动风险引起互联网理财产品价格的波动,进而影响互联网理财产品回报。如果 $\alpha_3 > 0$,意味着风险补偿,如果 $\alpha_3 < 0$,意味着风险惩罚。

从图 4 可以直观地看出:随着互联网金融投资者情绪水平逐渐升高,互联网理财产品的回报呈逐渐下降的趋势;相对于高情绪时期,低情绪时期互联网理财产品的回报更高。另外,在低情绪时期,收益率较高。这可能是因为高风险时的互联网金融投资者情绪较低,投资者需要较高的风险补偿来承担风险。因此,本文尝试用 GARCH-M 模型来刻画互联网金融投资者情绪与互联网理财产品回报之间的关系。

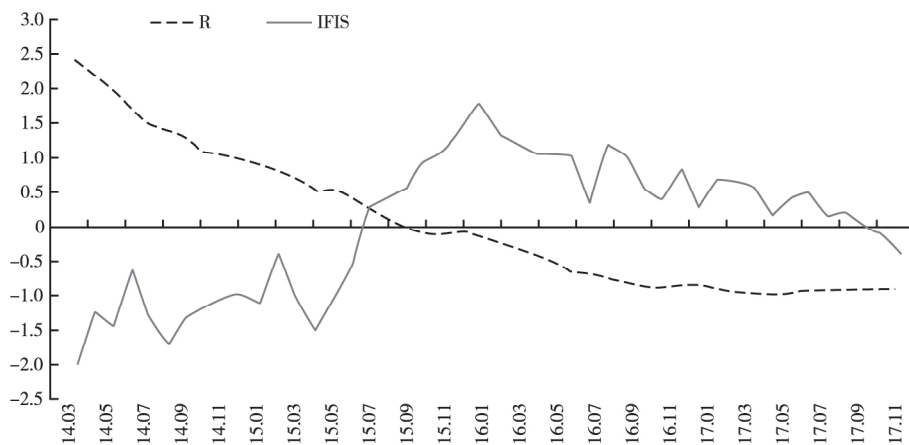


图 4 不同互联网金融投资者情绪水平下的互联网理财产品回报

首先,运用 OLS 估计法进行参数估计,表 3 列出了公式(1)的参数估计结果。

表 3 互联网金融投资者情绪对互联网理财产品回报的影响回归结果

模型	c	α	β	调整 R^2	F 统计量
OLS	0.014 (0.158)	-0.769 (-8.227 ^{***})	0.593 (2.950 ^{***})	0.611	35.549 ^{***}

从 OLS 回归的估计结果来看,调整后的 R^2 为 0.611,方程整体拟合较好。 α 小于 0,说明互联网金融投资者情绪和互联网理财产品市场回报两者呈负向关系,即情绪会反向影响回报。 β 大于 0,说明 M2 同比增长变化反映的宏观经济波动和互联网理财产品市场回报两者呈正向关系。

通常来说,产品回报也会影响情绪。为了检验这两者之间是否存在一定的因果关系,对两者进行 Granger 因果关系检验,其中最优滞后期数为 1,检验结果如表 4。

表 4 互联网金融投资者情绪指数与互联网理财产品回报的 Granger 因果关系检验

原假设:	观测值	F 统计量	P 值
R 不是 $IFIS$ 的 Granger 原因	45	0.092	0.764
$IFIS$ 不是 R 的 Granger 原因		5.027	0.030

注: 由 AIC 和 SC 准则显示, 检验最优滞后期为 1, 故只有 45 个观测值。

由表 4 可以看出, 在互联网金融投资者情绪指数与互联网理财产品回报的 Granger 因果关系检验中, 互联网理财产品回报(被解释变量)对互联网金融投资者情绪指数(解释变量)进行 Granger 因果关系检验, 互联网金融投资者情绪指数的统计量是 5.027 且在 96.97% 水平(概率值为 0.9697)上构成对互联网理财产品回报的 Granger 因果关系, 即互联网金融投资者情绪的变动是互联网理财产品回报变动的一个 Granger 原因。这一结论与研究投资者情绪与市场收益关系的结论相同(Baker & Wurgler 2006; 张强和杨淑娥 2009; Huang et al. 2015; 熊伟和陈浪南 2015; Benhabib et al. 2016; Shen et al. 2017; 贺志芳等 2017; 姚尧之等 2018; Aboody et al. 2018)。在滞后期为 1 的情况下, 互联网理财产品回报不是互联网金融投资者情绪指数的 Granger 原因。这一结论与鲁训法和黎建强(2012)选取“新开交易账户数”作为投资者情绪代理变量研究投资者情绪和上证综合指数收益率之间相互关系的结论不同。综上所述, Granger 因果关系检验得出一个有趣的结论: 互联网金融投资者情绪是影响互联网理财产品回报的显著因子, 互联网理财产品回报不是影响互联网金融投资者情绪的显著因子。

第二步, 与公式(2)一致, 依据 AIC 和 SC 准则确定选择 GARCH(1,1) - M 模型:

表 5 对 $IFIS$ 的 GARCH(1,1) - M 回归结果

R_t	α_0	α_1	α_2	α_3	β_0	β_1	β_2
R	-0.258 *** (-3.212)	-0.869 *** (-14.829)	0.471 *** (4.430)	0.542 ** (1.991)	0.015 (0.486)	0.906 (1.301)	0.185 (0.454)

回归结果如表 5 所示。对于模型 $IFIS$ 的系数 α_1 显著为负, 说明互联网金融投资者情绪与互联网理财产品回报是负向关系。 α_2 显著为正, 说明宏观经济波动风险和互联网理财产品市场回报两者呈正向关系, 与 OLS 回归结果一致。另外, 系数 α_3 显著为正, 说明互联网理财产品回报与互联网理财产品回报的方差项为正向关系, 即互联网金融投资者情绪造成的系统风险、宏观经济波动风险得到了补偿。进而可以说明, 在宏观经济波动风险之外, 互联网金融投资者情绪会额外影响互联网金融投资者行为, 造成更大的互联网理财产品价格波动, 从而引起更高的系统性风险。

四、稳健性检验

本文在理论和指标选取以及实证过程均有充分的文献支撑, 最终建立的情绪指数以及各实证验证结果均对已有文献有较大的贡献。在这一部分, 对于指标建立和实证过程中的设定作出稳定性检验。

在上述互联网金融投资者情绪指数 $IFIS$ 的构建过程中对代理指标“个人可投资总额”采用了样条插值法, 可能会对实验结果的准确性造成影响。因此, 在以下构建过程剔除了“个人可投资总额”以及“选择互联网理财的比例”两个反映互联网金融特征的指标。同时, 作为反映互联网金融发展程度的主观指标, 互联网金融指数和网贷人气指数之间有显著的相关性, 并且“投资人数”和“网贷人气指数”之间也存在着显著的高度相关性, 在这里选择剔除“互联网金融指数”和“投资人数”

数”,留下“网贷人气指数”作为代理指标。最终选取进行 *IFIS* 指标构建的代理指标为网贷人气指数(*NLPI*)、新增平台数量(*NAP*)、新增问题平台数量(*NAPP*)、成交额(*VOL*)、资金净流入(*NIF*)以及换手率(*TURN*)。其余互联网金融投资者情绪指数构建过程以及与互联网理财产品回报的互动研究步骤保持一致。

(一) 调整后的互联网金融投资者情绪指标构建

同样地,考虑到反映互联网金融投资者情绪代理指标的滞后效应,对 *NLPI*、*NAP*、*NAPP*、*VOL*、*NIF*、*TURN* 变量当期和滞后一期共 12 个代理指标进行主成分分析,构建出互联网金融投资者情绪指标时间序列(这里累计方差解释率为 83.908%)。可见选用 6 个指标后,低于基于 10 个指标的累计方差贡献率(87.463%),但是仍然高于学术界中的通用标准。^① 因此在此次稳健性检验中,将认可上述的两个主成分,进而选取相关性较大的 *NLPI*、*NAP*、*NAPP*₋₁、*VOL*、*NIF*₋₁、*TURN* 作为互联网金融投资者情绪代理变量,并将这六个情绪代理变量对 M2 同比增长率以及 CPI 同比增长率进行回归,得到残差序列 *NLPI*⁺、*NAP*⁺、*NAPP*₋₁⁺、*VOL*⁺、*NIF*₋₁⁺、*TURN*⁺ 作为剔除了宏观经济影响的情绪变量进行主成分分析(KMO 和 Bartlett 球形检验已通过)。最后将构建的前两个主成分加权,两个主成分方差的累计贡献率为 80.536%,最终加权所得的经过调整的互联网金融投资者情绪指数为:

$$IFIS' = 0.318NLPI^+ + 0.017NAP^+ + 0.400NAPP_{-1}^+ + 0.360VOL^+ + 0.385NIF_{-1}^+ - 0.311TURN^+$$

所构建的互联网金融投资者情绪指数如图 5 所示:

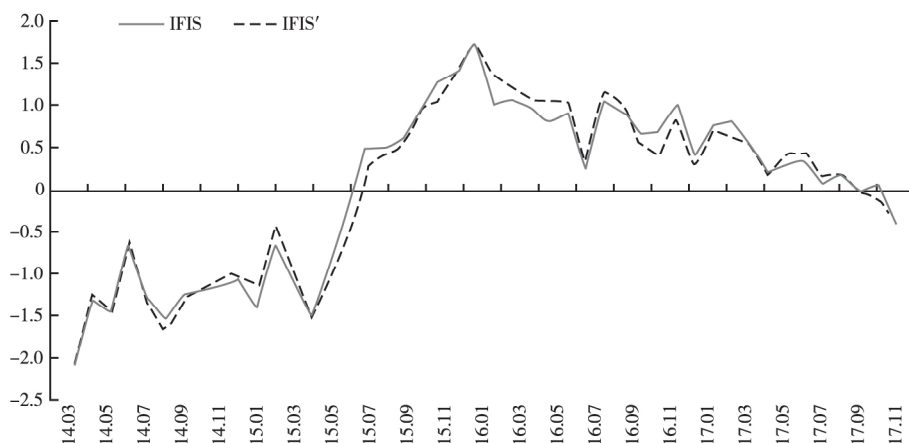


图 5 互联网金融投资者情绪指数走势

由图 5 我们可以看出,经过调整的互联网金融投资者情绪指数 *IFIS'* 与之前利用十个代理指标构建的 *IFIS* 非常相似,相关性为 0.990。另外,图 5 与图 2 所得结果相似,除新增平台数量外,各指标与互联网金融投资者情绪之间的相关性依然都与理论分析具有一致性。新增平台数量与互联网金融投资者情绪之间同样呈现负向关系,该发现经得起稳健性检验。

(二) 经过调整后的互联网金融投资者情绪指数与互联网理财产品回报的影响

由于 *IFIS'* 与 *IFIS* 相关性高,其反映的不同情绪水平下的互联网理财产品回报与图 4 一致,故而同样尝试用 GARCH-M 模型来刻画经过调整后的互联网金融投资者情绪与互联网理财产品回报之间的关系。在此,使用 OLS 估计法估计参数:

^① 卢纹岱和朱红兵(2015)取累计贡献率大于 80% 来确定取前 k 个成分作为研究问题的主成分,而 Baker & Wurgle(2006)仅取了方差解释度为 49% 的第一主成分。

表 6 互联网金融投资者情绪对互联网理财产品回报的影响回归结果

模型	c	α	β	调整 R^2	F 统计量
OLS	0.009 (0.098)	-0.744 *** (-7.707)	0.547 *** (2.624)	0.579	31.275 ***

调整后的 R^2 为 0.579, 方程整体拟合较好, α 小于 0, 证实互联网金融投资者情绪 $IFIS$ 和互联网理财产品回报 R 两者呈负向关系; β 大于 0, 同样说明 M2 同比增长变化反映的宏观经济波动和互联网理财产品市场回报两者呈正向关系, 结论与利用十个代理指标构造的 $IFIS$ 一致。

表 7 互联网金融投资者情绪指数与互联网理财产品回报的 Granger 因果关系检验

原假设:	观测值	F 统计量	P 值
R 不是 $IFIS$ 的 Granger 原因	45	0.091	0.765
$IFIS$ 不是 R 的 Granger 原因		5.477	0.024

注: 检验滞后期为 1。

表 7 验证基于十个指标检测到的 Granger 关系, 再次证明互联网金融投资者情绪的变动是互联网理财产品回报变动的一个 Granger 原因。在滞后期为 1 的情况下, 不能拒绝互联网理财产品回报不是互联网金融投资者情绪指数的 Granger 原因的假设, 即互联网理财产品回报不是互联网金融投资者情绪指数的 Granger 原因。

同样, $IFIS$ 的 ARCH 效应显著 (F 统计量为 80.142、LM 统计量为 36.013)。依据 AIC 和 SC 准则确定选择 GARCH(1,1) - M 模型:

表 8 对 $IFIS$ 的 GARCH(1,1) - M 回归结果

R_t	α_0	α_1	α_2	α_3	β_0	β_1	β_2
R	-0.990 *** (-55.599)	-0.157 *** (-2.552)	0.116 *** (3.420)	3.113 *** (8.699)	-0.001 ** (-2.261)	0.367 ** (2.431)	0.656 *** (8.934)

将表 8 与表 5 的结果进行比较, 发现各系数符号全都一致, 且系数均非常接近, 同样可得出结论: 互联网金融投资者情绪造成的系统风险、宏观经济波动风险得到了补偿。这再一次证明了本文的结论经得起稳健性检验。

五、结 论

互联网理财产品市场蓬勃发展, 但也带来了巨大的风险隐患, 其中由于大量个体投资者的参与, 互联网理财产品市场及回报受互联网金融投资者情绪等行为因素影响巨大。

互联网金融理财产品回报不仅会受宏观经济波动风险的影响, 同时也会受到互联网金融投资者情绪的影响。互联网金融投资者情绪不仅与传统的投资者情绪一样会直接作用于互联网理财产品市场回报, 还通过影响理财产品投资平台间接作用于市场的预期回报。基于此理论机制, 本文基于股票市场构建的投资者情绪指标应用互联网金融市场的十个指标构建出互联网金融投资者情绪, 包括四个体现互联网金融投资者情绪直接影响的“类股市指标”(换手率、新增平台数量、成交额、资金净流入量)以及六个反映间接影响能力的“基于互联网金融特征的指标”(新增问题平台数量、投资人数、选择互联网理财的比例、个人可投资总额、互联网金融指数、网贷人气指数)。在指数构建过程中, 同时考虑到宏观经济周期变化对互联网金融投资者情绪的影响, 我们剔除了相关的宏观经济变量, 以更好地测度投资者非理性行为。

本文通过多种方法验证了互联网金融投资者情绪指数的有效性。首先, 一一论证各指标与最

终指数的相互关系是否符合理论推断,发现了由于互联网理财产品市场与股票市场的监管不同,由类比 IPO 数量而来的新增平台数与互联网金融投资者情绪呈负相关,这与 IPO 数量与股市投资者情绪的正向关系不同。这一有趣的发现也通过对于互联网理财产品市场的三个发展阶段的比较得以合理的解释,也进一步指出了互联网理财产品市场与传统的股票市场不同,证实本文的研究意义。第二,本文还交叉对比网贷综合指数以及中国波指(iVIX),证实了所构建的互联网金融投资者情绪合理可靠。

最后,本文通过实证检验,首先,发现互联网金融投资者情绪与理财产品回报呈负向关系,考虑到回报序列的聚集性,这一结论是通过采用 GARCH(1,1)-M 模型得到相关参数的无偏估计证实的。第二,证明互联网金融投资者情绪在宏观经济波动与其余互联网金融系统性风险的基础上,是额外影响互联网理财产品回报的一个显著因子。第三,通过 Granger 因果检验,进一步研究了互联网金融投资者情绪与理财产品回报的互动关系,发现了互联网金融投资者情绪对互联网理财产品回报呈现单向因果影响。本文的所有实证结果均通过了稳健性检验,为研究互联网金融、互联网理财产品市场以及互联网金融投资者行为提供一个新工具。

参考文献

- 邵慧、解峰、李佳鸿、吴俊杰 2018 《基于股评的投资者情绪对股票市场的影响》,《管理科学学报》第 4 期。
- 陈国进、张贻军、刘淳 2010 《机构投资者是股市暴涨暴跌的助推器吗?——来自上海 A 股市场的经验证据》,《金融研究》第 11 期。
- 冯博、叶绮文、陈冬宇 2017 《P2P 网络借贷研究进展及中国问题研究展望》,《管理科学学报》第 4 期。
- 韩金晓、张丽 2018 《中国股票市场短期反转效应的流动性供给解释——机构投资者退出的角度》,《管理世界》第 5 期。
- 贺志芳、文凤华、黄创霞、杨晓光、郑石明 2017 《投资者情绪与时变风险补偿系数》,《管理科学学报》第 12 期。
- 黄德龙、文凤华、杨晓光 2009 《投资者情绪指数及中国股市的实证》,《系统科学与数学》第 1 期。
- 李广子、唐国正、刘力 2011 《股票名称与股票价格非理性联动——中国 A 股市场研究》,《管理世界》第 1 期。
- 李克穆 2016 《互联网金融的创新与风险》,《管理世界》第 2 期。
- 刘翔、童泽平、邓旭东、刘克 2017 《基于改进 TOPSIS 法的 P2P 网贷平台运营效率评价》,《系统科学与数学》第 7 期。
- 刘京军 2018 《货币市场基金的市场集中度影响了其风险承担吗?》,《金融研究》第 7 期。
- 刘维奇、刘新新 2014 《个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证 A 股市场研究》,《管理科学学报》第 3 期。
- 鲁训法、黎建强 2012 《中国股市指数与投资者情绪指数的相互关系》,《系统工程理论与实践》第 3 期。
- 王靖一、黄益平 2018 《金融科技媒体情绪的刻画及对网贷市场的影响》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 王美今、孙建军 2004 《中国股市收益,收益波动与投资者情绪》,《经济研究》第 10 期。
- 王馨 2015 《互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究》,《金融研究》第 9 期。
- 汪昌云、武佳薇 2015 《媒体语气、投资者情绪与 IPO 定价》,《金融研究》第 9 期。
- 文凤华、肖金利、黄创霞、陈晓红、杨晓光 2014 《投资者情绪特征对股票价格行为的影响研究》,《管理科学学报》第 3 期。
- 吴悠悠 2015 《我国互联网金融:问题、前景和建议》,《管理世界》第 4 期。
- 伍燕然、韩立岩 2007 《不完全理性、投资者情绪与封闭式基金之谜》,《经济研究》第 3 期。
- 许海川、周炜星 2018 《情绪指数与市场收益:纳入中国波指(iVIX)的分析》,《管理科学学报》第 1 期。
- 姚尧之、王坚强、刘志峰 2018 《混频投资者情绪与股票价格行为》,《管理科学学报》第 2 期。
- 易志高、茅宁 2009 《中国股市投资者情绪测量研究: CICI 的构建》,《金融研究》第 11 期。
- 战明华、张成瑞、沈娟 2018 《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》,《经济研究》第 4 期。
- 张皓星、黄益平 2018 《情绪、违约率与反向挤兑——来自某互金企业的证据》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 张强、杨淑娥 2009 《噪音交易、投资者情绪波动与股票收益》,《系统工程理论与实践》第 3 期。
- 张文、崔杨波、姜祎盼 2018 《基于 SVM~(K-Means)的非均衡 P2P 网贷平台风险预测研究》,《系统科学与数学》第 3 期。
- Aboody, D., O. Even-Tov, R. Lehav, and B. Trueman, 2018, “Overnight Returns and Firm-specific Investor Sentiment”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(2), 485—505.
- Baker, M., and J. Wurgler, 2006, “Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns”, *Journal of Finance*, 61(4),

1645—1680.

Benhabib, J., X. Liu, and P. Wang, 2016, “Sentiments, Financial Markets, and Macroeconomic Fluctuations”, *Journal of Financial Economics*, 120(2), 420—443.

Berkovich, E., 2011, “Search and Herding Effects in Peer-to-peer Lending: Evidence from Prosper. Com”, *Annals of Finance*, 7(3), 389—405.

Chen, R. D., H. Zhou, C. L. Jin, and W. Zheng, 2018, “Modeling of Recovery Rate for a Given Default by Non-parametric Method”, *Pacific-Basin Finance Journal*, forthcoming.

Da, Z., J. Engelberg, and P. Gao, 2014, “The Sum of All FEARS Investor Sentiment and Asset Prices”, *Review of Financial Studies*, 28(1), 1—32.

Daniel, K., and D. Hirshleifer, 2015, “Overconfident Investors, Predictable Returns, and Excessive Trading”, *Journal of Economic Perspectives*, 29(4), 61—88.

De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann, 1990, “Noise Trader Risk in Financial Markets”, *Journal of Political Economy*, 98(4), 703—738.

Dougal, C., J. Engelberg, D. Garcia, and C. A. Parsons, 2012, “Journalists and the Stock Market”, *Review of Financial Studies*, 25(3), 639—679.

Fisher, K. L., and M. Statman, 2000, “Investor Sentiment and Stock Returns”, *Financial Analysts Journal*, 56(2), 16—23.

Frugier, A., 2016, “Returns, Volatility and Investor Sentiment: Evidence from European Stock Markets”, *Research in International Business and Finance*, 38, 45—55.

Galaritis, E., P. Makrichoriti, and S. Spyrou, 2018, “The Impact of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Expectations and Sentiment”, *Journal of Banking & Finance*, 86, 1—20.

Herzenstein, M., U. M. Dholakia, and R. L. Andrews, 2011, “Strategic Herding Behavior in Peer-to-peer Loan Auctions”, *Journal of Interactive Marketing*, 25(1), 27—36.

Huang, D., F. Jiang, J. Tu, and G. Zhou, 2015, “Investor Sentiment Aligned: A Powerful Predictor of Stock Returns”, *Review of Financial Studies*, 28(3), 791—837.

Jiang, F., J. A. Lee, X. Martin, and G. Zhou, 2017, “Manager Sentiment and Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, forthcoming.

Kim, J. S., D. Ryu, and S. W. Seo, 2014, “Investor Sentiment and Return Predictability of Disagreement”, *Journal of Banking & Finance*, 42(1), 166—178.

Kling, G., and L. Gao, 2008, “Chinese Institutional Investors’ Sentiment”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18(4), 374—387.

Liston, D. P., 2016, “Sin Stock Returns and Investor Sentiment”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 59, 63—70.

Lutz, C., 2015, “The Impact of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Investor Sentiment”, *Journal of Banking & Finance*, 61, 89—105.

Meier, C., 2018, “Aggregate Investor Confidence in the Stock Market”, *Journal of Behavioral Finance*, 1—13.

Renault, T., 2017, “Intraday Online Investor Sentiment and Return Patterns in the US Stock Market”, *Journal of Banking & Finance*, 84, 25—40.

Shen, J., J. Yu, and S. Zhao, 2017, “Investor Sentiment and Economic Forces”, *Journal of Monetary Economics*, 86, 1—21.

Stambaugh, R. F., J. Yu, and Y. Yuan, 2012, “The Short of It: Investor Sentiment and Anomalies”, *Journal of Financial Economics*, 104(2), 288—302.

Sun, L., M. Najand, and J. Shen, 2016, “Stock Return Predictability and Investor Sentiment: A High-frequency Perspective”, *Journal of Banking & Finance*, 73, 147—164.

Waggle, D., and P. Agrawal, 2015, “Investor Sentiment and Short-Term Returns for Size-adjusted Value and Growth Portfolios”, *Journal of Behavioral Finance*, 16(1), 81—93.

Whaley, R., 2009, “Understanding the VIX”, *Journal of Portfolio Management*, 35(3), 98—105.

Wu, Y., T. Liu, L. Han, and L. Yin, 2018, “Optimistic Bias of Analysts’ Earnings Forecasts: Does Investor Sentiment Matter in China?”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 49, 147—163.

Yu, J., and Y. Yuan, 2011, “Investor Sentiment and the Mean-variance Relation”, *Journal of Financial Economics*, 100(2), 367—381.

Internet Finance Characteristics , Internet Finance Investor Sentiment and the Return of Internet Financial Products

CHEN Rongda^a , LIN Bo^a , HE Chengying^b and JIN Chenglu^a

(a: School of Finance , Zhejiang University of Finance and Economics;

b: China-Asian Research Institute of Guangxi University)

Summary: Internet financial products market is booming , but also brings high risks. In particular , the market may be greatly affected by behavioral factors such as internet financial investor sentiment , due to the participation of a large number of individual investors. The interaction between internet financial investor sentiment and the return of Internet financial products is an urgent problem for both financial regulators and academic researchers. However , the existing research on investor sentiment mainly focuses on traditional security markets (Baker & Wurgler , 2006; Huang et al. , 2015; Benhabib et al. , 2016; Aboody et al. , 2018) , while there is a lack of research on investor sentiment in new financial sectors.

Different from the influencing mechanism of investor sentiment on stock returns , internet financial investor sentiment may not only directly affect the returns of internet financial products , but also have indirect impacts through financial intermediary platform. Therefore , in this paper , we apply four stock-comparable indicators (turnover-rate , newly added platform , volume , and net inflow of funds) and six innovative indicators that reflect internet financial characteristics (newly added problematic platform , numbers of investors , the proportion in internet financial products , total individual investment , internet finance index , and net loan popularity index) . In empirical tests , this paper applies monthly data mainly collected from Wind database and Net Loan database (www. wdzj. com) during January 2014 and December 2017. In the process of index construction , taking into account the impact of macroeconomic cycle changes on the internet financial investor sentiment , we have removed relevant macroeconomic variables to better measure the irrational behavior of investors. Then , through principal component analysis , this paper has synthesized the numerous indicators introduced above and generate a time series of internet financial investor sentiment index. Given the index , this paper also verifies the effectiveness of internet financial investor sentiment index by various methods and finally investigate the relationship between the internet financial investor sentiment and the returns of internet financial products. All results have been checked by using robustness tests.

This paper contributes to the literature of the internet finance and the investor sentiment in four perspectives. First , our ten internet finance-related indicators compose the most comprehensive indicator system for internet financial investor sentiment. Second , this study is the first to expand the investor sentiment theory to the internet financial product market. The third , this paper finds that internet financial investor sentiment has a negative relationship with the return of internet financial products. It proves that internet financial investor sentiment is a significant factor affecting the return of internet financial products , which has extra explanation power beyond the macroeconomic variable (i. e. M2) . Fourth , based on the interactive research results of Granger causality test , the internet financial investor sentiment has a one-way causal effect on the return of internet financial products.

There is also another interesting finding. This paper demonstrates that the relationship between each indicator and the final index is in line with theoretical inference , except the numbers of newly added platforms (NAP) . NAP is constructed following the number of IPOs in stock markets. It is negatively correlated with the internet financial investor sentiment , which is different from the positive relationship between the number of IPOs and the investor sentiment in stock market (Benhabib et al. , 2016; Aboody et al. , 2018; He et al. , 2017; Yao et al. , 2018) . This interesting discovery is also reasonably explained by comparing the three development stages of the internet financial product market. This finding also points out the difference between the internet financial product market and the traditional securities market , and confirms the research significance of this paper.

Keywords: Internet Finance Characteristics; Internet Financial Product Returns; Investor Sentiment; Comprehensive Sentiment Indicators

JEL Classification: G11 , G12 , G28

(责任编辑: 林 一)(校对: 曹 帅)