

投资者情绪、金融化与商品收益率

邵航,刘用明

(四川大学 经济学院,四川 成都 610065)

摘要:本文利用网络平台提取中国大宗商品关联的文本数据,通过情感分析方法构建按商品期货品种分类的日度投资者情绪指标,实证检验投资者情绪对金融化背景下中国商品期货市场的影响。研究表明,在控制了宏观经济、股票市场和商品相关因素后,投资者情绪对商品期货收益率具有显著解释力;相较于消极情绪的杀跌效应,投资者积极情绪对商品收益率的助涨效应更显著,特别是在金属与能源化工品种中;金融化程度对商品收益率中蕴含的投资者情绪风险敞口起到显著正向调节作用,高度金融化的商品期货收益率波动对投资者情绪变化更敏感;进一步分析表明,投资者情绪在商品期货价格短期预测中充当反向指标,在下跌趋势行情中和后新冠疫情时期有显著预测能力。

关键词:商品金融化;投资者情绪;商品期货;商品收益率

中图分类号:F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2023)04-0148-14

一、引言

中国期货市场成交量自2017年以来连续保持高增长态势,在2021年全球商品期货成交量排名中,中国商品期货包揽农产品前11名,金属前10强中占9席,能源化工品前20强中占7席^①。金融资本通过基金、信托、保险等渠道流入商品期货市场,金融投资者市场份额的不断提升促成了“商品金融化”现象。中国商品期货市场蓬勃发展的同时,也伴随着金融化程度提升所带来的商品价格波动风险。“商品金融化”现象近年来成为学界与产业共同关心的议题。近年来类似“疯狂的石头”“煤超疯”^②这类涉及生活生产的安全事件的发生,引发舆论对商品期货市场高杠杆、高风险的担忧。2019年年末暴发的新冠疫情导致全球经济活动停滞,WTI原油期货价格史无前例地跌至负值,带动大宗商品期货价格狂跌不止。2022年年初,在俄乌冲突引发国际供应链冲击与全球经济复苏预期受挫背景下,原油、铁矿石、镍及油脂等多个商品价格疯涨,甚至创下数十年来最大涨幅。以上现象已无法仅靠传统经济金融理论中供需平衡的商品定价模型来解释,其中,最具争议的就是理性人的基本假设。结合心理学理论,在行为金融文献中的非理性投资者行为通常以投资者情绪来衡量,进一步解释由投资者非理性行为造成的金融异象。因此,投资者情绪能否作为商品期货定价的影响因素,金融化程度能否以及如何调节投资者情绪风险

① 数据来源:中国期货业协会。

② “疯狂的石头”:2021年初,高度依赖澳大利亚进口的铁矿石供给缺口放大而导致期货价格暴涨3倍多。“煤超疯”:2021年10月,在供需错配与投机资金炒作下,在短短两三个月内动力煤、焦煤、焦炭期货价格暴涨2~3倍,甚至影响全国多地电力供应,出现限电限产现象。

作者简介:邵航,四川大学经济学院,博士研究生。

基金项目:四川省社会科学规划项目“绿色金融支持四川绿色低碳优势产业高质量发展路径研究”(SC22B119),项目负责人:刘用明。

的传递,都是本文想要探讨的问题。

虽然已有丰富的文献研究投资者情绪对股票市场的影响^[1-3],但聚焦商品期货市场的文献并不多。其中,以间接指标或复合指标衡量投资者情绪为主,更多反映市场整体的综合投资者情绪。由于包含低频更新的宏观经济数据,该类指标的时间间隔最短仅为月度级别。直接情绪指标反映投资者预期,包括对投资者进行随机问卷调查,分析师或机构评分,以及根据个体主观行情预测编制的情绪指数,如央视看盘指数^[4]和大宗商品信心指数^[5]。间接情绪指标通过市场行情反馈间接体现投资者情绪,包括换手率,IPO 首日收益率,封闭式基金折价率以及超买超卖、相对强弱等技术指标^[6-7]。复合指标则是通过主成分分析(PCA)、偏最小二乘回归(PLS)等方法构建的包含多个投资者情绪因素的综合指标,其中,Baker & Wurgler 综合 6 个因子并控制宏观经济变量等理性因素后构建的投资者情绪复合指标被广泛应用于股票市场的实证研究^[2]。近年来随着机器学习和大数据研究的发展,开始逐步出现利用文本分析、深度学习等技术构建投资者情绪的直接指标^[8-10]和混合指标^[11-12]。研究对象也从股票市场延伸至管理者行为、对冲基金、互联网理财产品以及商品期货。但鲜有聚焦中国商品期货市场的投资者情绪研究。因此,本文借助文本分析方法对投资者情绪进行直接衡量,采用商品期货相关的情感词典对网络平台新闻媒体和论坛的文本信息进行情感分析,按商品品种分类构建日度投资者情绪指标。在此基础上,进一步探究投资者情绪对商品期货收益率的解释力,并讨论金融化程度对商品收益率中蕴含情绪风险敞口的调节作用。

本文可能的边际贡献主要体现在:第一,优化投资者情绪量化方式,构建按细分至商品品种的高频投资者情绪指标,为研究投资者情绪在商品种类异质性上的特征提供量化数据支撑;第二,利用中国商品期货市场和网络文本数据,为商品期货定价提供基于投资者情绪视角的实证依据;第三,结合中国商品市场金融化现象,检验金融化程度对商品收益率中蕴含的投资者情绪风险起到正向调节作用,并为商品金融化监管提供政策启示。

二、理论模型与研究假说

本节给出模型的简要概述并提出本文的研究假说。参照 Chen 等的研究框架^[13],本文拓展的模型刻画了商品期货价格在两周期噪声理性预期均衡下的特征,并论证了商品期货的价格不仅取决于标的商品的供给与需求,还由投资者情绪所驱动,大宗商品市场的金融投资者的情绪变化将导致理性预期均衡下的商品期货价格偏离商品基本面价值。此外,代表商品金融化程度的金融投资者参与的增加将导致期货溢价水平的进一步上升。

(一)理论模型

模型包含两个时刻,期初 t 和期末 T 。期末商品价格由期初总供给(在期初产出)和期末总消费决定,而期末商品价格是一个满足以下方程的随机变量:

$$p_T = \alpha - Q_t \quad (1)$$

其中,随机变量 α 为商品供给外生冲击。假定存在两类交易者,一类为商品生产者,其在所有交易者中的占比为 $(1-\omega)$, $0 \leq \omega < 1$;另一类为金融投资者,占比为 ω 。生产者适用于风险容忍参数为 γ_P 的绝对风险厌恶(Constant Absolute Risk Aversion,以后简称 CARA)效用函数。在期初 t 时刻,生产者观察到期末 T 时刻到期的期货合约价格为 $F_t(T)$ 。简洁起见,不失一般性地假定无风险利率为 0。在期初 t 时刻,已知期货价格的先验条件下,生产者对期末 T 时刻商品价格的期望与方差分别为 $E_t^P[p_T | F_t(T)] = \mu$, $Var_t^P[p_T | F_t(T)] = \sigma_\epsilon^2$ 。其生产决策由一个随产量 Q_t 单调递增的成本函数 $C(Q_t) = \frac{1}{2}cQ_t^2$ 决定。此外,生产者可以通过做空单位期货合约来对

冲其商品价格波动风险。因此,生产者实际的商品价格风险敞口相当于做多了 $x_t = Q_t - Z_t$ 单位期货合约。由此可得出代表性生产者 i 在期末 T 时刻的财富为:

$$W_{i,T}^P = \left[F_t(T)Q_{i,t} - \frac{1}{2}cQ_{i,t}^2 \right] + [p_T - F_t(T)]x_{i,t} + W_{i,t}^P \quad (2)$$

其中 $W_{i,t}^P$ 为期初的初始财富。通过一阶条件易得最优生产量为 $Q_{i,t} = \frac{F_t(T)}{c}$, 故总产量为 $Q_t = (1-\omega)\frac{F_t(T)}{c}$ 。因此,期货价格对商品有价格效应与产量效应。代表性生产者相当于做多了 $x_{i,t}^P = \gamma_P \frac{\mu - F_t(T)}{\sigma_\epsilon^2}$ 单位商品期货合约。

第二类交易者金融投资者,包括为对冲其商品价格风险敞口的金融机构投资者、商品指数投资者和个人投资者等。通过对期末商品价格预期的异质性将金融投资者分为“乐观交易者” U 和“悲观交易者” D ,其对应的期末商品价格预期分别为 $E_t^U[p_T] = V^U = \mu + H$, 和 $E_t^D[p_T] = V^D = \mu - H$, 其中 $H > 0$ 。假设乐观交易者与悲观交易者在金融投资者中的占比分别为 ω^U 和 ω^D ($\omega^U + \omega^D = 1$), 当 $\omega^U > \omega^D$ ($\omega^U < \omega^D$) 时,投资者情绪偏乐观(悲观)。当 $\omega^U = \omega^D = 50\%$ 时,全体金融投资者对期末期货价格的预期是中性的。金融投资者适用于风险容忍参数的绝对风险厌恶 (CARA) 效用函数,代表性金融投资者对期货合约的需求为 $x_{i,t}^S = \gamma_S \frac{V_i^{U/D} - F_t(T)}{\sigma_\epsilon^2}$ 。在期初 t 时刻期货市场出清条件为 $x_t^S = \sum_i x_{i,t}^S = Z_t$, 又因为 $Z_t = Q_t - x_t^P$, $x_t^P + x_t^S = Q_t$, 故

$$(1-\omega)\frac{\gamma_P}{\sigma_\epsilon^2}[\mu - F_t(T)] + \omega^D\omega\frac{\gamma_S}{\sigma_\epsilon^2}[\mu - H - F_t(T)] + \omega^U\omega\frac{\gamma_S}{\sigma_\epsilon^2}[\mu + H - F_t(T)] = (1-\omega)\frac{F_t(T)}{c} \quad (3)$$

解得均衡期货价格为:

$$F_t(T) = \frac{E\mu}{1 + \frac{(1-\omega)\sigma_\epsilon^2}{c\bar{\gamma}}}, \bar{\gamma} = \omega\gamma_S + (1-\omega)\gamma_P, E\mu = \mu + (\omega^U - \omega^D)H \quad (4)$$

其中,商品期货预期回报率为 $\varphi = 1 + \frac{(1-\omega)\sigma_\epsilon^2}{c\bar{\gamma}}$, 则可简写为 $F_t(T) = \frac{E\mu}{\varphi}$ 。由生产者的理性预期可知, $E\mu = E_t^P[p_T] = E[\alpha] - Q_t = E[\alpha] - \frac{(1-\omega)E\mu}{c\varphi}$, $Var(p_T) = Var(\alpha) = \sigma_\epsilon^2$ 。解得 $E\mu$ 并带入即可用原始参数表示期末 T 时刻的商品期货期价格与商品预期价格:

$$F_t(T) = \frac{E[\alpha]}{\theta}, p_T = \frac{\varphi E[\alpha]}{\theta} + (\alpha - E[\alpha]) \quad (5)$$

其中 $\varphi = 1 + \frac{(1-\omega)\sigma_\epsilon^2}{c\bar{\gamma}}$, $\bar{\gamma} = \omega\gamma_S + (1-\omega)\gamma_P$ 。注意到 $E[p_T] = \varphi F_t(T)$, 进一步讨论期货溢

价如何受各参数大小变化的影响。首先,期货溢价率 φ 是供给冲击方差 $Var(\alpha) = \sigma_\epsilon^2$ 的增函数,而生产者又通过做空期货合约来降低其产出对商品价格波动的风险敞口。当 ω 较高时,生产者的对冲需求非常小,即 $(1-\omega)\sigma_\epsilon^2$ 非常小。此时的期货价格 $F_t(T)$ 接近理性预期下的 T 时刻商品价值 μ 。绝大部分商品价格波动风险由金融投资者的期货持仓承担。进一步,可以观察到期货价格与预期商品价值的价差会随生产函数中的生产成本参数 c 的增加而递减。较高的期货价格会促使生产者提高产量。如果边际生产成本上升,商品供给弹性 $\partial Q_t / \partial F_t(T) = 1/c$ 将降低。更高的金融投资者占比(ω)将产生两种效应:一方面,金融投资者充当商品价格保险的供应方,为套期保值目的的生产者承担价格波动风险。市场中有越多的金融投资者,就会有更高比例的风

险被分担,从而生产者在理性预期下提高商品产出;另一方面,金融投资者占比的提高将影响市场整体投资者的平均风险偏好参数。

此外,以投资者情绪乐观时为例,商品期货均衡价格与投资者情绪中性时的差值为:

$$F_t(T) | \omega^U > \omega^D - F_t(T) | \omega^U = \omega^D = \frac{(\omega^U - \omega^D)H}{1 + \frac{(1 - \omega)\sigma_\varepsilon^2}{c\bar{\gamma}}} \quad (6)$$

当金融投资者占比越高时, ω 越接近 1,投资者乐观情绪($\omega^U > \omega^D$)将更多地导致商品期货均衡价格 $F_t(T)$ 偏离投资者情绪中性时($\omega^U = \omega^D = 50\%$)的均衡价格,而投资者情绪悲观时($\omega^U < \omega^D$)仅符号相反,而偏离差值变化情况相同。其偏离程度与金融化程度(ω)正相关,说明金融化程度正向调节投资者情绪对商品收益率的解释力。金融化程度起到正向调节作用。

一般而言,追求超额收益的金融投资者的风险容忍参数(γ_s)高于商品生产者(γ_p),但行为金融理论指出其并非固定为常数。激进的金融投资者,倾向于“浮盈加仓”,即在持仓获利浮盈时,用每日结算后的利润继续增仓以期扩大收益;但保守的金融投资者则倾向于“出赢保亏”,从而产生处置效应^[14]。分别定义激进金融投资者和保守金融投资者的风险容忍参数为 γ_s^+ 和 γ_s^- ,满足 $\gamma_s^- > \gamma_s > \gamma_s^+ > \gamma_p$ 。对应前文(4)、(6)式可知,激进金融投资者占比越高,市场平均风险容忍参数($\bar{\gamma}$)越大,商品期货均衡价格越高。在其他条件不变的情况下,商品期货价格的偏离值随激进金融投资者占比提高而增大,说明激进投资者比重增加会放大投资者情绪的助涨杀跌效应。相似地,保守投资者占比的提升将削弱投资者情绪对商品收益率的助涨杀跌效应。

(二)研究假说

通过放宽投资者理性预期的模型假定,投资者情绪可以通过价格预期和风险偏好两个维度影响上述模型。从模型均衡期货价格的影响因素角度出发,提出以下研究假说。

一方面,投资者对期末商品价格预期发生改变。具体而言,投资者的平均预期不再保持中性,投资者平均预期乐观时, $E_t^U[p_T] + E_t^D[p_T] > \mu$;投资者平均预期悲观时, $E_t^U[p_T] + E_t^D[p_T] < \mu$ 。乐观交易者与悲观交易者的差异化预期将主导整体市场的非理性情绪方向,进一步放大或缩小均衡期货价格从而对商品期货收益率起到助涨杀跌的过度反应。据此提出研究假说 1。

假说 1:投资者情绪对商品收益率有正向的助涨杀跌效应,当投资者情绪积极时,商品期货价格上涨幅度扩大;而当投资者情绪消极时,商品期货价格下跌幅度加深。

另一方面,投资者风险容忍度将受非理性预期而变化,进而改变商品预期回报率 φ 。全体投资者的平均风险容忍度由金融投资者占比 ω ,生产者风险容忍度 γ_p 和金融投资者风险容忍度 γ_s 决定。金融投资者占比越接近 1,金融化程度越高,其风险容忍度越大于生产者,商品期货溢价将会越高,导致均衡期货价格的上升,即商品收益率的增加。因此,高金融化程度商品收益率中蕴含更多投资者情绪风险。据此提出研究假说 2。

假说 2:金融化程度对投资者情绪影响商品收益率的程度起到正向调节作用,金融化程度越高的商品期货回报中存在越大的情绪风险敞口。

此外,投资者情绪不仅包括供给和需求在内的基本面信息,还会传递由于金融化程度提升所带来的期货溢价信息。金融投资者一般以多头身份参与商品期货交易,而商品生产者则较多以空头身份进行套期保值。相较于投资者情绪中性情形,乐观情绪更容易导致金融投资者“浮盈加仓”的正反馈激励。反观下跌行情中,金融投资者的悲观情绪往往被出赢保亏的处置效应所消化^[14],相对低价也会降低生产者套保动机,因此悲观投资者情绪对商品收益率的杀跌效应相对更弱。这种现象将在金融化程度更高的品种中更为明显。因此,商品收益在上涨或下跌趋势行

情中将出现明显异质性。类似的异质性还体现在商品种类与投资者情绪方向等方面。据此提出研究假说 3。

假说 3:投资者情绪对商品收益率的影响在商品品种分类、情绪方向和趋势行情方面存在异质性。具体而言,积极的投资者情绪对商品收益率的助涨效应强于消极投资者情绪,且金融化程度在其中起到的调节作用更显著;上涨行情中商品收益率的投资者情绪风险暴露大于下跌行情,特别是在金融化程度更高的品种之中。

三、研究方法与数据说明

(一)数据来源与处理

本文利用中国商品期货市场数据与期货相关互联网文本数据进行实证检验。其中,期货市场数据为 2017 年 6 月至 2022 年 5 月总计 1 213 个交易日的期货收盘行情数据,包括收盘价、成交量、持仓量,数据来源为 wind 数据库。所选商品期货合约为上海期货交易所、大连商品交易所和郑州商品交易所上市交易的大宗商品期货合约,选取流动性最高的前 20 个品种(详见表 1)。通过将到期前一个月以上主力合约滚动替换构建各品种连续主力合约。商品 i 在 t 期的期货收益率定义为 t 期对数收盘价与 $t-1$ 期对数收盘价之差,即 $R_{i,t}$ 。商品 i 在第 t 期的投资者情绪和投机度分别为 $SI_{i,t}$ 和 $SP_{i,t}$,其中投机度指标定义为当日收盘成交量与持仓量之比,投资者情绪指标由文本数据情感分析计算得出。

表 1 商品期货合约分类

序号	商品代码	商品名称	交易所名称	商品分类
1	AG	沪银	上海期货交易所	金属
2	BU	沥青	上海期货交易所	能源化工
3	CF	棉花	郑州商品交易所	农产品
4	C	玉米	大连商品交易所	农产品
5	EG	乙二醇	大连商品交易所	能源化工
6	FG	玻璃	郑州商品交易所	能源化工
7	FU	燃油	上海期货交易所	能源化工
8	HC	热轧卷板	上海期货交易所	金属
9	I	铁矿石	大连商品交易所	金属
10	L	聚乙烯	大连商品交易所	能源化工
11	MA	甲醇	郑州商品交易所	能源化工
12	M	豆粕	大连商品交易所	农产品
13	PP	聚丙烯	大连商品交易所	能源化工
14	P	棕榈油	大连商品交易所	农产品
15	RB	螺纹钢	上海期货交易所	金属
16	SA	纯碱	郑州商品交易所	能源化工
17	SR	白糖	郑州商品交易所	农产品
18	TA	PTA	郑州商品交易所	能源化工
19	V	PVC	大连商品交易所	能源化工
20	Y	豆油	大连商品交易所	农产品

资料来源:wind 数据库

(二)研究设计与研究方法

1. 变量指标设计

(1)投资者情绪指标。投资者情绪的测度分为直接、间接和混合指标。借鉴现有文献^[15-16],

本文采用文本分析方法构建反映各商品品种日度投资者情绪的直接指标。通过互联网平台新闻媒体或论坛^①,使用爬虫程序获取总计 951 255 个原始文本数据,按发布时间、涉及商品品种进行分类储存。情绪识别是自然语言处理领域的常见任务,相较于使用自然语言第三方词库(如 SnowNLP)、通过海量数据训练深度学习模型或结合标注对预训练模型进行精调(如 Google 的 BERT 和 OpenAI 的 GPT)等方式,本文采用更针对期货行业专业词汇和适用于较小数据量的情感词典方法。其中,对商品品种分类涉及期货品种名称识别和板块品种分类。例如“动力煤”也常被表述为“郑煤”,塑料与 L、LLDPE,甲醇与郑醇等也类似表示同一期货品种。此外,还存在一对多的品种描述,如“钢材”包括螺纹和热卷两个品种,“蛋白粕”包括豆粕和菜粕,“油脂”包括豆油、菜油和棕榈油等。本文通过开源工具 cnsenti 中文情感分析库进行情绪分析,在默认情感词典基础上补充商品期货行情描述词汇,典型的积极情绪词汇包括“攀升”“买进”和“供不应求”等,而“抛储”“累库”和“逢高沽空”等则为代表性的消极情绪词汇,构建总计 11 454 个词汇的情感词典。利用 python 中 Synonyms 中文近义词工具包按照情感词典来对原始文本数据进行文本去噪、分词并转换为词向量,利用 WORD2VEC 模型确定积极或消极词汇,最后进行情感分析,按积极词汇占积极与消极词汇总和的比例计算投资者情绪指标。如果积极词汇与消极词汇数量相同或不包含任何感情词汇则取值 0.5。为与商品期货收益率数据匹配并避免实证检验中可能存在的多重共线性问题,对投资者情绪指标进行了中心化处理。

(2)金融化程度。借鉴现有文献^[17-19],本文以投机度作为金融化程度的代理变量,投机度指标定义为成交量与持仓量之比,反映期货合约流动性与市场容量之间的关系,进而体现金融投资者的投机行为和商品金融化程度。成交量是常用的衡量商品期货合约流动性的指标。持仓量可以体现在当前期货合约价格下的市场预期分歧程度。当参与交易的投资者中看涨或看跌的预期分歧较大时,会出现新增做多或做空的持仓,合约持仓量上升,反之反是,最极端情况下若市场中所有投资者都认为当前期货价格是合理的均衡价格,多头或空头仓位持有者会在该价格平仓,持仓量会降低至零。投机度指标能较好反映在一定市场容量(或市场分歧)的前提下,流动性的高低,从而量化该商品期货合约的金融化程度。在相同规模金融投资者进入市场的环境下,高投机度商品的收益率波动将更大。同样,为与商品期货收益率数据匹配并避免实证检验中可能存在的多重共线性问题,对投机度指标进行了中心化处理。

(3)控制变量。参照经典商品定价文献^[15,20-21],本文选取以下影响商品期货收益率的宏观经济、股票市场和商品相关因素作为控制变量:①Shibor 隔夜同业拆放利率;②沪深 300 指数收益率;③南华商品指数收益率;④商品期货持仓量变化率;⑤商品期货累积收益率;⑥商品期货基差率。其中,持仓量变化率定义为收盘持仓量、商品期货合约单位与结算价之积的增长率,能最大限度消除不同商品期货合约名义价值的差异。参照动能效应文献^[22-23],商品期货动能效应($Mom_{i,t}$)采用累积收益率指标,定义为 $t-10$ 期至 $t-1$ 期的商品期货收益率之和。期货基差率定义为经日度调整的近月期货合约与次近月期货合约价差($P_{i,t}^{T_2} - P_{i,t}^{T_1}$)与近月期货合约价格($P_{i,t}^{T_1}$)之比,其中 T_1 和 T_2 分别为近月和次近月合约到期日前剩余天数,即

$$Bias_{i,t} = \frac{365}{T_2 - T_1} \times \frac{(P_{i,t}^{T_2} - P_{i,t}^{T_1})}{P_{i,t}^{T_1}} \quad (7)$$

① 包括同花顺、东方财富、金融界、财联社、和讯网、新浪财经等,原始数据来源为 wind 和中信建投期货研究发展部。

表 2 主要变量描述性统计

主要指标	变量名称	均值	标准差	最小值	25%	中位数	75%	最大值
$R_{i,t}$	商品期货收益率($\times 100$)	0.04	1.65	-20.09	-0.65	0.00	0.75	17.66
$SI_{i,t}$	投资者情绪	0.00	0.15	-0.48	-0.05	0.02	0.08	0.49
$SP_{i,t}$	投机度	0.00	1.01	-1.31	-0.64	-0.25	0.30	10.16
$Mom_{i,t}$	累积收益率	0.33	4.66	-32.87	-2.03	0.12	2.67	37.18
$OI_{i,t}$	持仓量增长率	0.00	0.10	-1.31	-0.03	0.00	0.02	1.58
$Bias_{i,t}$	期货基差率	-0.01	0.42	-3.32	-0.13	0.01	0.12	4.45
$HS300_t$	沪深 300 指数收益率	0.02	1.27	-7.88	-0.64	0.04	0.72	5.95
CI_t	南华商品指数收益率	0.06	1.00	-5.49	-0.48	0.09	0.62	5.42
$SBR_{i,t}$	Shibor 隔夜同业拆放利率	0.02	0.53	0.01	0.02	0.02	0.03	0.03

注:绝对值小于 0.01 的数据均以 0.00 表示

2. 投资者情绪单因素回归模型

为研究投资者情绪对商品收益率的解释力,本文借鉴 Chen 等(2021)采用面板数据固定效应模型并以商品品种聚类进行标准误的估计^[12],回归方程如下:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 SI_{i,t} + \beta' controls_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中解释变量 SI 为投资者情绪指标,下标 i 和 t 分别表示商品种类及时期, $controls$ 为 k 个控制变量组成的 k 维向量。

3. 引入金融化程度调节效应的回归模型

通过在单因素回归模型中引入金融化程度的代理变量投机度,可以检验金融化程度对商品收益中蕴含的情绪风险敞口调节作用。若回归系数 β_3 显著,则说明金融化程度的调节效果显著。当 β_3 与 β_1 同号时,金融化程度具备正向调节效应,反之反是。回归方程如下:

$$R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 SI_{i,t} + \beta_2 SP_{i,t} + \beta_3 SP_{i,t} \times SI_{i,t} + \beta' controls_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

四、实证分析

本部分将对中国商品期货收益率如何由投资者情绪因素解释进行实证检验。首先将分别对投资者情绪单因素模型进行检验,讨论分别在控制宏观经济、股票市场和商品相关变量后的投资者情绪因素解释力。然后深入探讨金融化程度对商品收益率中情绪风险敞口的调节作用,进一步对商品分类、投资者情绪方向、行情趋势等因素进行异质性分析,挖掘投资者情绪影响商品收益率的局部特征。

(一)投资者情绪对商品收益率的解释力

为了检验投资者情绪对商品收益率的解释力,投资者情绪单因素对商品收益率的回归结果与添加包括宏观经济、股票市场和商品相关因素控制变量的回归结果如表 3 前两列所示。由于商品收益率绝对数值较小,在回归方程中已放大一百倍。投资者情绪的系数为在添加控制变量后依然在 1%水平下显著,回归系数为 0.965 2,意味着投资者情绪指标提高一个单位,商品收益率将提高 0.009 652,相对于商品收益率均值 0.04 而言,提升幅度为 24.13%。该回归结论支持研究假说 1 的理论预期。回归方程(9)引入了金融化程度的代理变量投机度、投资者情绪与投机度的交乘项。根据表 3 后两列的估计结果,核心解释变量投资者情绪与交乘项回归系数均在 5%水平以上显著,回归结果在控制宏观经济、股票市场和商品相关因素后依旧稳健。交乘项回归系数 β_3 与投资者情绪回归系数 β_1 均为正数,符合正向调节效应的理论预期,该回归结论支持本文提出的研究假说 2,即金融化程度对商品收益率的情绪风险敞口具有正向调节作用。

表 3 全样本商品收益率回归结果

$R_{i,t} (\times 100)$	模型(8)		模型(9)	
$SI_{i,t}$	2.350 3*** (4.29)	0.965 2*** (3.61)	2.521 7*** (5.31)	1.125 6*** (3.91)
$SP_{i,t}$			-0.053 9** (-2.81)	0.004 7 (0.32)
$SP_{i,t} \times SI_{i,t}$			1.405 9** (2.09)	1.032 1** (2.32)
控制变量	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是
R^2	0.033 5	0.244 6	0.050 1	0.253 1

注:()内为 t 值,***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平下显著。下同

(二)金融化程度的调节效应与异质性分析

表 4 显示了分别在农产品、金属与能源化工的商品分类下,投资者情绪对商品收益率的解释力以及金融化程度对其产生的调节效应。通过模型(8)的回归结果可知,仅在能源化工品中投资者情绪对商品收益有显著解释力(1%水平下),而农产品和金属类商品的投资者情绪解释力不显著。该结果说明在农产品或金属类商品中,商品收益率可能更多地受基本面供需、行业政策与宏观经济波动影响,投资者情绪并非商品期货定价的决定性因素;而在能源化工商品中,投资者情绪却能对商品收益率产生显著的助涨杀跌效应,验证了研究假说 1。在模型(9)的回归结果中进一步表明,金融化程度分别在能源化工和金属类商品中能正向调节商品收益率的情绪风险敞口(显著性水平分别为 5% 和 1%)。特别是在金属类商品中,通过引入调节变量及其交互项,投资者情绪回归系数的显著性明显提升(从不显著到 5% 水平下显著),这表明不同投机度水平下,商品收益率的情绪风险敞口存在差异,该结论有待后续检验进一步证实。按商品品种分类的回归结论说明投资者情绪对商品收益率的解释力在不同分类的商品中表现出异质性,仅在能源化工类商品中有 1% 水平上的显著解释力。金融化程度对能源化工和金属类商品收益率的情绪风险敞口存在显著正向调节作用。农产品收益率受投资者情绪因素影响不显著也不存在投机度的调节效应,符合其相较于其余两类商品低波动的统计特征。金融化的投资者情绪调节作用在农产品中不显著,可能的原因包括:(1)农产品普遍具备需求相对稳定而供给周期性变化的特征,多数农产品在季产年销的供需格局下,价格波动呈现季节性规律。农产品期货价格主要受基本面因素(特别是供给量)影响,投资者情绪因素本身对农产品收益率的影响力有限;(2)农产品期货金融化程度相对较低,潜在投机收益不如高波动性的金属和能源化工类商品;(3)产业投资者的套期保值持仓在农产品市场中的占比更具主导地位。因此,金融化程度对农产品收益率中的投资者情绪风险调节作用有限。

表 4 按商品品种分类的商品收益率回归结果

$R_{i,t} (\times 100)$	农产品		金属		能源化工	
模型	(8)	(9)	(8)	(9)	(8)	(9)
$SI_{i,t}$	0.358 4 (1.61)	0.985 5 (1.60)	2.380 8 (2.60)	3.599 3** (4.31)	0.980 3*** (3.44)	0.936 6*** (3.99)
$SP_{i,t}$		0.031 6 (0.79)		-0.086 1** (-6.75)		0.004 9 (0.27)
$SP_{i,t} \times SI_{i,t}$		1.192 4 (1.48)		4.340 4*** (7.41)		0.721 0** (2.35)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.132 2	0.137 3	0.313 5	0.340 6	0.294 5	0.300 1

表 5 显示了按投资者情绪方向分类的回归结果。首先,纵向比较全样本中面板 A 与面板 B 的投资者情绪方向异质性对商品收益率的解释力差异。无论投资者情绪积极或消极,其对全品种商品收益率的解释力均显著(分别在 1%和 5%水平上),但仅当投资者情绪积极时,投机度能在 5%显著性水平上正向调节商品收益率中的情绪风险敞口,说明高投机度能促进积极的投资者情绪向商品期货市场传递,从而提升商品收益率,即放大积极投资者情绪对商品收益率的助涨效应。这可能是由于在投资者情绪偏乐观时,商品期货价格上涨会对多头持仓带来浮盈,而在商品期货市场每日结算制度下,激进的金融投资者会选择“浮盈加仓”来扩大收益。当投资者情绪消极时,正如理论部分所述,金融投资者的悲观情绪往往被“出赢保亏”的处置效应所消化^[14],相对低价也会降低生产者套保动机,因此悲观投资者情绪对商品收益率的杀跌效应相对更弱。这进一步说明消极投资者情绪难以通过投机度调节方式传递至商品期货市场。该结论说明积极投资者情绪的子样本中激进投资者占比可能更高,而在消极投资者情绪子样本中,保守投资者比例更大,验证了研究假说 3。总体而言,相较于消极情绪的杀跌效应,投资者积极情绪对商品收益率的助涨效应更显著,该结论支持本文研究假说 2。其次,横向对比不同商品分类的回归结果。在积极投资者情绪的面板 A 中,投资者情绪仅在 10%显著性水平上能解释商品收益率,而引入调节变量投机度后,金属与能源化工类商品收益率的情绪风险敞口显著性增强,且调节效应在 5%水平显著。该结论与全样本回归结论一致。但是,在消极投资者情绪面板 B 中,单变量投资者情绪对商品收益率的解释力的显著性更低(仅在农产品中 10%水平显著而在金属或能源化工中不显著),投机度的调节效应也更弱(仅在金属类商品中 5%水平上显著)。这与上述分析中悲观情绪更难通过金融化程度调节作用传递至商品收益率的描述相符,投机度较高的金属类商品呈现出更多的金融属性,常被金融投资者当作对冲风险的重要避险工具和对宏观经济预期波动的“晴雨表”。以上结论支持研究假说 2,即投机度的调节效应显著,投资者情绪方向的异质性分析结论支持研究假说 3。

表 5 按投资者情绪方向分类的商品收益率回归结果

$R_{i,t}(\times 100)$	全品种		农产品		金属		能源化工	
模型	(8)	(9)	(8)	(9)	(8)	(9)	(8)	(9)
面板 A:积极投资者情绪子样本								
$SI_{i,t}$	0.839 9*** (3.26)	1.070 0*** (3.30)	0.238 4* (2.46)	0.058 8 (0.32)	2.697 6* (3.00)	3.720 1** (4.52)	0.618 9* (2.12)	0.634 4** (2.23)
$SP_{i,t}$		0.044 7 (1.69)		-0.130 0 (-1.44)		-0.096 1 (-1.61)		0.032 3 (0.84)
$SP_{i,t} \times SI_{i,t}$		1.146 9** (2.59)		-0.017 9 (-1.13)		4.259 0** (6.07)		0.829 9** (3.04)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.200 2	0.211 3	0.128 6	0.136 2	0.258 7	0.281 9	0.241 7	0.248 9
面板 B:消极投资者情绪子样本								
$SI_{i,t}$	0.430 2** (2.59)	0.601 7*** (3.23)	0.238 4* (2.46)	0.058 8 (0.32)	1.062 3 (2.38)	2.890 0** (4.50)	0.346 4 (1.78)	0.468 0* (2.07)
$SP_{i,t}$		-0.147 7*** (-3.20)		-0.130 0 (-1.44)		-0.068 4 (-1.51)		-0.097 3 (-1.71)
$SP_{i,t} \times SI_{i,t}$		0.200 7 (0.96)		-0.378 1 (-1.13)		4.300 0** (6.94)		0.201 9 (1.32)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.228 9	0.240 4	0.128 6	0.136 2	0.265 9	0.297 7	0.285 0	0.290 6

表 6 显示了按商品期货价格涨跌趋势分类的回归结果,其中涨跌趋势判别指标参照文献将市场分为若干子区间,分别对比各区间内各个交易日与其相邻交易日的商品期货价格来确定区间内交替出现的极高点 and 极低点,并将连续出现的局部极大值点中最高值设定为周期内涨跌趋势的转折点^[9,24]。本文以 30 个交易日为最短比较区间划分涨跌势区间,将样本分为涨势区间子样本和跌势区间子样本。首先,从单因素模型回归结果来看,正如表 6 面板 A 所示,金属和能源化工类商品处于涨势区间内的投资者情绪对商品收益率解释力分别在 10% 和 1% 水平上显著,而在农产品类商品上不显著。这可能是由于农产品类商品期货市场中保守投资者的市场份额更高,从而削弱了投资者情绪对商品收益率的解释力,与研究假说 3 相符。作为对比,面板 B 中可见仅在能源化工类商品中的投资者情绪能显著影响商品收益率。其次,对比金融化程度的调节效应可知,无论在涨势或跌势区间内,能源化工类商品中金融化对商品收益率的情绪风险敞口均有显著正向调节效应。在涨势区间内的金属类商品和跌势区间内的农产品中同样可以观察到金融化程度的显著正向调节效应。这说明高金融化程度的金属和能源化工类商品有明显情绪风险暴露,易出现追涨现象;高金融化程度的农产品和能源化工类商品有显著情绪风险敞口,易出现杀跌现象。总之,全品种下的趋势行情异质性分析验证了本文研究假说 1 和研究假说 3。

表 6 按涨跌趋势分类的商品收益率回归结果

$R_{i,t}(\times 100)$	全品种		农产品		金属		能源化工	
模型	(8)	(9)	(8)	(9)	(8)	(9)	(8)	(9)
面板 A: 涨势区间子样本								
$SI_{i,t}$	1.212 1*** (3.71)	1.386 4*** (3.98)	0.411 3 (1.62)	0.669 0 (1.09)	2.821 0* (3.39)	4.116 7** (8.38)	1.258 3*** (3.91)	1.203 0*** (4.29)
$SP_{i,t}$		-0.024 5 (-1.30)		0.009 1 (0.20)		-0.071 5 (-2.66)		-0.028 1 (-1.13)
$SP_{i,t} \times SI_{i,t}$		1.380 2** (2.43)		0.597 4 (0.65)		4.830 8*** (11.58)		0.994 8* (2.02)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.284 8	0.296 0	0.189 7	0.191 6	0.328 4	0.365 5	0.341 9	0.349 1
面板 B: 跌势区间子样本								
$SI_{i,t}$	0.701 2*** (3.16)	0.825 3*** (3.20)	0.186 5 (1.37)	1.174 2* (2.37)	2.119 8 (2.00)	3.165 0 (2.24)	0.748 4** (3.05)	0.656 5** (2.87)
$SP_{i,t}$		0.058 1*** (3.18)		0.071 2** (2.79)		0.045 5 (0.89)		0.049 3* (1.96)
$SP_{i,t} \times SI_{i,t}$		0.875 0** (2.54)		1.650 0** (2.57)		3.224 2** (7.85)		0.698 3** (2.83)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.246 4	0.254 3	0.132 8	0.141 3	0.368 8	0.382 4	0.279 8	0.286 9

(三) 内生性问题讨论

尽管基准回归结果表明投资者情绪对商品期货收益率有显著解释力,但其中可能存在投资者情绪与商品期货收益率互为因果,或者遗漏变量所导致的内生性问题。一方面,对于互为因果问题,投资者情绪也可能受到当期商品期货收益率的影响,如急跌行情下易促成投资者产生恐慌情绪;另一方面,可能存在某些不可观测因素同时与投资者情绪变动和商品收益率相关,造成共同决定问题,进而造成两者伪相关关系。参照现有文献,本文分别以滞后一期的投资者情绪和新冠疫情冲击哑变量作为工具变量,来解决可能存在的内生性问题^[14](如表 7 所示)。

首先,以滞后一期投资者情绪为工具变量进行 2SLS 回归。在第一阶段回归结果中,工具变

量滞后一期投资者情绪回归系数为 0.24,且在 1%显著性水平下显著,说明滞后一期投资者情绪与当期投资者情绪呈现显著正相关关系。在第二阶段回归结果中,解释变量投资者情绪的回归系数为 3.26,且在 1%显著性水平下显著,方向与显著性均与基准回归结果一致(表 3 中模型 8)。模型过度识别检验的 LM 统计量为 1 358.42, p 值为 0.00,拒绝“不可识别”的原假设。第一阶段弱工具变量检验的 Wald-F 统计量为 328.05,大于所有临界值,拒绝“弱工具变量”的原假设,即采用滞后一期的投资者情绪作为工具变量不存在弱工具变量问题。其次,本文定义哑变量 *Covid-19*,在 2019 年 12 月 1 日前取值为 0,而在此之后取值为 1。同样采用工具变量两阶段回归,发现第一阶段回归结果中,*Covid-19* 回归系数为 0.02,在 1%显著性水平下显著,说明新冠疫情外生冲击与投资者情绪呈现显著正相关关系。在第二阶段回归结果中,投资者情绪回归系数为 6.84,且在 1%显著性水平下显著,方向与显著性同样与基准回归结果保持一致。同时,也通过了过度识别检验和弱工具变量检验。

表 7 工具变量两阶段回归结果

	$SI_{i,t}$	$R_{i,t}(\times 100)$	<i>Covid_19</i>	$R_{i,t}(\times 100)$
$SI_{i,t}$		3.260 7*** (2.89)		6.842 3*** (3.42)
$SI_{i,t-1}$	0.241 7*** (4.04)			
<i>Covid_19</i>			0.020 6*** (4.38)	
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
Wald Chi ²		328.05		278.18
R^2	0.123 5	0.264 9	0.145 2	0.274 3

(四)稳健性检验

为保证实证结果稳定性,本文采用替代方法验证金融化程度的调节作用,即对样本按金融化程度分组。通过计算各商品在样本期内的投机度均值大小每间隔 20 分位数将全样本分为五组,依次按模型(8)检验投资者情绪指标对商品收益率的解释力。表 8 中的回归结果表明,在金融化程度由低到高分组变化过程中,投资者情绪 Beta 值呈现上升趋势且统计显著性逐步提升。对金融化程度最高和最低两组进行组间系数差异检验结果表明,最高、最低组间投资者情绪 Beta 值差异为 0.994 3,在 5%水平下显著。该结论与本文模型(9)的结果基本一致。

表 8 按投机度分位数分组的商品收益率回归结果

$R_{i,t}(\times 100)$	L	2	3	4	H	H-L
$SI_{i,t}$	0.329 6 (1.20)	1.201 2** (3.27)	1.554 3** (3.52)	2.048 4** (4.77)	1.323 9*** (5.93)	0.994 3** [0.037]
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是

注:方括号中为 p 值。下同

为了从时间维度上理解金融化程度的调节作用,调整上述按商品个体差异分组的思路,转为以时间区间进行分组检验。起始于 2019 年 12 月的新冠疫情恰好为此提供了天然的划分条件,从样本均值角度来看,新冠疫情之前(2017 年 6 月至 2019 年 11 月,记作“疫情前”)的投机度均值仅为 -0.221 3,比全样本低 22.3%;而新冠疫情之后(2019 年 12 月至 2022 年 5 月,记作“疫情后”)的投机度均值提升至 0.206 2,比全样本均值高 20.45%。表 9 汇报了按新冠疫情前后分组

回归与组间系数差异检验结果,相较于新冠疫情之前,商品收益率中的投资者情绪风险敞口更大,差异均值为-2.11,在10%水平上显著。这说明在新冠疫情后的高金融化程度区间,商品收益率中蕴含更大的情绪风险敞口,金融化程度正向调节效应的结论依然稳健。

表 9 按新冠疫情前后分组的商品收益率回归结果

$R_{i,t}(\times 100)$	疫情前	疫情后	疫情后-疫情前
$SI_{i,t}$	0.487 6*** (3.26)	2.600 6*** (4.49)	-2.113 0* [0.086]
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是

五、进一步分析

前文分析中主要聚焦于同一时期投资者情绪对商品收益率是否有显著解释力,以及金融化程度如何起到调节作用,而投资者情绪能否预测商品收益率也是文献与实践中备受关注的问题。为检验投资者情绪对商品收益率的预测能力,借鉴 Chen 等(2021)构造如下两阶段 Fama-MacBeth 回归模型^[12]:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta^{SI} SI_{i,t} + \beta' f_t + \epsilon_t \quad (10)$$

$$R_{i,t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{\beta}_{i,t}^{SI} + \lambda' g_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (11)$$

其中 f_t 为包括宏观经济、股票市场的控制变量向量, $g_{i,t}$ 为商品相关控制变量向量, $\hat{\beta}_{i,t}^{SI}$ 为以 30 个交易日为滚动周期的截面回归中投资者情绪因子暴露的估计值, λ_1 为投资者情绪风险溢价,采用经滞后 2 期的 Newey-West 调整的 t 统计量。

表 10 投资者情绪对商品收益率的预测能力回归结果

$R_{i,t+1}(\times 100)$	全样本	涨势区间	跌势区间	疫情前	疫情后
$\hat{\beta}_{i,t}^{SI}$	-0.008 6** (-1.96)	0.030 2 (0.38)	0.058 7** (2.36)	-0.003 7* (-1.68)	0.035 2*** (2.78)
控制变量	是	是	是	是	是
R^2	0.018 3	0.015 5	0.018 4	0.015 9	0.020 7

如表 9 所示,在全样本和跌势区间子样本中,投资者情绪 Beta 值对下一交易日商品收益率的预测能力在 5%水平上显著,而在涨势区间子样本中不显著。该结论说明投资者情绪能在一定程度上对作为短期商品收益率的预测指标,但在商品熊市行情中的预测能力比牛市行情中更强。由于全样本投资者情绪 Beta 值系数为负且绝对值较小,表明投资者情绪是预测商品收益率的反向指标,可能的原因是非理性投资者情绪所导致的市场过度反应^[25]。但在下跌趋势行情中,投资者情绪 Beta 值系数为正且绝对值较大,说明投资者情绪 Beta 值预测商品收益率的权重更大,商品期货价格跌幅将随投资者消极情绪进一步加深。该结论能从投资者情绪视角解释当遇到新冠疫情这类外生冲击时,商品期货价格急跌的部分归因为投资者悲观情绪。若按照新冠疫情外生冲击事件对时间维度进行分组检验,在新冠疫情前,投资者情绪 Beta 值的商品收益率预测能力与全样本类似,也为绝对值较小的负值,在 10%水平上显著;而在新冠疫情后则变为绝对值更大的正值,且在 1%水平上显著。这意味着新冠疫情后的投资者情绪的商品收益率预测能力更强。

六、结论与启示

中国商品期货市场蓬勃发展的同时,也伴随着金融风险跨市场传递的隐忧,其中,各商品市

场投资者情绪变化成为除基本面因素外,影响商品期货定价的重要因素。本文利用文本分析方法提取网络平台新闻媒体或论坛中商品期货相关原始文本数据,采用情感分析技术量化投资者情绪,构建衡量投资者情绪的直接指标。

通过实证检验发现:首先,在控制宏观经济、股票市场与商品相关因素后,投资者情绪仍然对商品收益率有显著解释力。在传统的多因子模型中加入投资者情绪因素能更好地解释商品收益率。按商品品种分类后,在能源化工品中的投资者情绪解释力显著,而农产品和金属类商品的投资者情绪解释力不显著。这与能源化工品相对于其他商品而言具有更高价格波动性的客观事实相符,也可能是农产品期货市场的保守投资者占比更高。相较于消极情绪的杀跌效应,投资者积极情绪对商品收益率的助涨效应更显著,特别是在金属与能源化工品种中。其次,金融化程度将对商品收益率中蕴含的投资者情绪风险敞口起到显著正向调节作用。这一结论意味着当投资者情绪高涨时,金融化程度高的商品期货价格涨幅将进一步放大,强化投资者情绪的助涨效应;而当投资者情绪低迷时,高度金融化的商品期货价格跌幅更大,促进投资者情绪的杀跌效应。此外,通过对商品种类、投资者情绪方向和趋势行情的异质性分析发现,金融化程度的调节作用仅存在于能源化工和金属类商品,而非农产品中;在能源化工品中,积极投资者情绪和无论涨跌区间均观察到金融化程度对商品收益率情绪风险敞口的正向调节作用;在金属类商品中,无论投资者情绪方向或趋势行情差异,均能发现显著的金融化程度正向调节作用;在农产品中,仅能在跌势区间观察到金融化程度的显著正向调节作用。通过按金融化程度的个体维度(商品种类)和时间维度(新冠疫情前后)分组检验的替代方法进行检验,实证结果依旧稳健。最后,进一步分析投资者情绪对商品收益率的短期预测能力,实证结论表明投资者情绪 Beta 值能显著预测商品收益率,在全样本和新冠疫情前的子样本中充当较小程度上的反向指标,而在跌势区间和新冠疫情后则在更大权重上正向预测商品收益率。

本文的主要结论为商品期货定价的理论研究提供了投资者情绪视角的实证依据,为金融化背景下的中国商品市场监管提供以下政策启示。第一,形成细分品种的投资者情绪量化监测体系,借助互联网大数据技术对突发情况下的投资者情绪异动做出及时预警。避免仅通过已发生的市场交易数据获取滞后的风险提示,为可能存在的金融风险跨市场传递预留充足的政策调整时间和空间。第二,强化投资者种类和交易属性识别,建立高频更新的投资者持仓报告系统。随着金融投资者占比的提升,不能忽视中国商品期货市场中的金融投机交易规模攀升。高投机度将进一步扩大商品收益率中的投资者情绪风险敞口。适度的投机交易虽然能提升市场流动性,但为防范商品期货价格被非理性情绪裹挟,有必要合理区分有现货贸易背景的套期保值交易与金融投机交易。第三,稳步拓展商品期权和商品场外衍生品市场,优化保证金和涨跌停板升降等政策限制措施。借助上述情绪风险的监测与识别,动态调整商品期货市场流动性,能有效降低金融风险冲击商品价格甚至向实体产业蔓延的可能性。即便当投资者情绪风险跨市场传递不可避免时,具有更宽杠杆区间的商品期权市场和更高合约自由度的场外衍生品市场能充分吸纳投机交易需求,同时为套期保值或套利交易者补充抵御异常情绪风险的后备金融工具。特别是在已开放境外投资者准入的国际化商品市场,需防范海外投资者情绪风险的跨境蔓延。

参考文献:

- [1] SIMON D P,WIGGINS III R A. S&P futures returns and contrary sentiment indicators[J]. Journal of futures markets:futures, options,and other derivative products,2001(5):447-462.
- [2] BAKER M,WURGLER J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns[J]. The journal of finance,2006(4):1645-1680.

- [3] 陈荣达, 林博, 何诚颖, 等. 互联网金融特征、投资者情绪与互联网理财产品回报[J]. 经济研究, 2019(7): 78-93.
- [4] 王美今, 孙建军. 中国股市收益、收益波动与投资者情绪[J]. 经济研究, 2004(10): 75-83.
- [5] 王道平, 贾昱宁. 投资者情绪、大宗商品价格与通货膨胀——基于微观调查数据“大宗商品信心指数”的分析[J]. 国际金融研究, 2018(2): 77-86.
- [6] DERRIEN F. IPO pricing in “hot” market conditions; who leaves money on the table? [J]. The journal of finance, 2005(1): 487-521.
- [7] 李梦雨, 李志辉. 市场操纵与股价崩盘风险——基于投资者情绪的路径分析[J]. 国际金融研究, 2019(4): 87-96.
- [8] 杨晓兰, 沈翰彬, 祝宇. 本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据[J]. 金融研究, 2016(12): 143-158.
- [9] 尹海员, 吴兴颖. 投资者高频情绪对股票日内收益率的预测作用[J]. 中国工业经济, 2019(8): 80-98.
- [10] WANG X, YE Q, ZHAO F, KOU Y. Investor sentiment and the Chinese index futures market: Evidence from the internet search[J]. Journal of futures markets, 2018(4): 468-477.
- [11] 陈荣达, 林博, 何诚颖, 金骋路. 互联网金融特征、投资者情绪与互联网理财产品回报[J]. 经济研究, 2019(7): 78-93.
- [12] CHEN Y, HAN B, PAN J. Sentiment trading and hedge fund returns[J]. The journal of finance, 2021(4): 2001-2033.
- [13] CHEN J, HONG H, Stein J C. Breadth of ownership and stock returns[J]. Journal of financial economics, 2002(2-3): 171-205.
- [14] 武佳薇, 汪昌云, 陈紫琳, 等. 中国个人投资者处置效应研究——一个非理性信念的视角[J]. 金融研究, 2020(2): 147-166.
- [15] YOU W, GUO Y, PENG C. Twitter's daily happiness sentiment and the predictability of stock returns[J]. Finance research letters, 2017(23): 58-64.
- [16] 罗琦, 吴乃迁, 苏愉越, 等. 投资者盈余乐观情绪与管理者迎合——基于社交媒体情感分析的证据[J]. 中国工业经济, 2021(11): 135-154.
- [17] LUCIA J J, PARDO A. On measuring speculative and hedging activities in futures markets from volume and open interest data [J]. Applied economics, 2010(12): 1549-1557.
- [18] 陈海强, 张传海. 股指期货交易会降低股市跳跃风险吗? [J]. 经济研究, 2015(1): 153-167.
- [19] Bohmann M, Michayluk D, Patel V. Price discovery in commodity derivatives: Speculation or hedging? [J]. Journal of futures markets, 2019(9): 1107-1121.
- [20] FAMA E F, FRENCH K R. Commodity futures prices: Some evidence on forecast power, premiums, and the theory of storage [J]. Journal of business, 1987(1): 55-73.
- [21] GRIFFIN J M, XU J. How smart are the smart guys? A unique view from hedge fund stock holdings[J]. The review of financial studies, 2009(7): 2531-2570.
- [22] CARHART M M. On persistence in mutual fund performance[J]. The journal of finance, 1997(1): 57-82.
- [23] 武佳薇, 汪昌云, 陈紫琳. 中国个人投资者处置效应研究——一个非理性信念的视角[J]. 金融研究, 2020(2): 147-166.
- [24] PAGAN A R, SOSSOUNOV K A. A simple framework for analysing bull and bear markets[J]. Journal of applied econometrics, 2003(1): 23-46.
- [25] PENG L, XIONG W. Investor attention, overconfidence and category learning[J]. Journal of financial economics, 2006(3): 563-602.

Investor Sentiment, Financialization, and Commodity Yields

SHAO Hang, LIU Yongming
(School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610065, China)

Abstract: This paper uses the textual data related to Chinese commodities from online platforms, constructs daily investor sentiment indicators classified by commodity futures varieties based on sentiment analysis, and empirically studies the impact of investor sentiment on the Chinese commodity futures market. The empirical results show that after controlling for macroeconomic, stock market, and commodity-related factors, investor sentiment has significant explanatory power on commodity futures returns. Compared with the selling losers effect of negative sentiment, the positive sentiment of investors has a more significant buying winners effect on commodity yields, especially in metals and energy and chemical commodities. The degree of financialization has a significant positive moderating effect on the risk exposure of investor sentiment contained in commodity yields, and the fluctuations of highly financialized commodity futures returns are more sensitive to the changes in investor sentiment. Further analysis shows that investor sentiment acts as a contrary indicator in the short-term prediction of commodity futures prices, and has significant predictive power in the down-trend and post-COVID-19 period.

Key words: commodity financialization; investor sentiment; commodity futures; commodity yields

责任编辑 张颖超
网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>