

股票市场正反馈交易的空间溢出效应

——基于新冠疫情冲击的计量检验

田树喜, 丁秀瑜, 王健

(东北大学 工商管理学院, 辽宁 沈阳 110169)

摘要: 利用空间自相关正反馈交易模型,对新冠疫情爆发前后国际股票市场的正反馈交易进行了检验.结果表明,新冠疫情爆发后国际股票市场正反馈交易显著增强并呈现空间相关特征.相关国家反危机的调控措施,虽然一度抑制了股票市场下行,但同时强化了投资者非理性的外推性预期,加剧了股票市场正反馈交易的空间溢出效应.因此,在新冠疫情不断持续的情况下,监管当局应充分考虑反危机调控措施对投资者心理账户和市场预期的影响,防范疫情冲击下股票市场正反馈交易空间溢出的风险联动效应.

关键词: 股票市场;外推性预期;正反馈交易;新冠疫情;空间溢出效应

中图分类号: F 830.91

文献标志码: A

文章编号: 1005-3026(2024)03-0449-08

Spatial Spillover Effect of Positive Feedback Trading in Stock Markets: Based on Econometric Test Under the Shock of COVID-19 Pandemic

TIAN Shu-xi, DING Xiu-yu, WANG Jian

(School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110169, China. Corresponding author: TIAN Shu-xi, E-mail: sxtian@mail.neu.edu.cn)

Abstract: Based on the spatial autocorrelation positive feedback trading model, the positive feedback trading was tested in the international stock markets around the outbreak of COVID-19 pandemic. The results showed that the positive feedback trading in the international stock markets enhanced significantly with spatial correlation after the outbreak of COVID-19 pandemic. Although the anti-crisis regulatory measures once reversed the decline of stock markets, they also strengthened the irrational extrapolation expectations of investors and aggravated the space spillover effect of positive feedback trading in the stock markets. Therefore, facing the persistence of COVID-19 pandemic, the regulatory authorities should take better account of anti-crisis regulatory measures, which may affect investors' psychological accounts and extrapolative expectations. Moreover, under the shock of COVID-19 pandemic, effective measures should be implemented to prevent the risk linkage due to the spatial spillover of positive feedback trading in the stock markets.

Key words: stock market; extrapolative expectation; positive feedback trading; COVID-19 pandemic; spatial spillover effect

股票市场的正反馈交易是指投资者未遵循价值判断,而是根据股票市场过去的表现进行投资决策的噪声交易.正反馈交易源于投资者的认知偏差,认知偏差导致了投资者非理性的外推

性预期,即在股市上涨时形成乐观预期而买入股票;在股市下跌时形成悲观预期而卖出股票,而“追涨杀跌”的正反馈交易往往诱发投资者的羊群行为,导致股票市场剧烈波动.已有诸多研究

收稿日期: 2022-10-21

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71971048).

作者简介: 田树喜(1970-),男,辽宁本溪人,东北大学副教授;王健(1980-),女,河北唐山人,东北大学教授.

证实正反馈交易在各国股票市场显著存在^[1-7],例如,朱光伟等^[7]研究发现随着融资杠杆的升高,股票市场“追涨杀跌”的正反馈交易显著增强,进而显著增大了股价波动率和股价暴跌风险.也有研究支持国际股票市场交易之间存在显著的空间关联,特别是在金融危机和突发公共事件时期^[8-14],但尚未有学者利用空间计量方法研究股票市场正反馈交易的溢出效应.

新冠疫情爆发后,各国股票市场先是经历了短暂的剧烈下跌,随后普遍走出了持续上扬行情,这种背离经济基本面的上扬行情究竟是有效调控下理性投资决策的反映,还是非理性噪声交易的结果,是值得关注和深入思考的.另一方面,新冠疫情的空间集聚和全球蔓延,是否诱发了股票市场正反馈交易的空间联动?如果是,那么空间因素就该进入正反馈交易模型之中.据此,本文通过构建基于空间相关的正反馈交易模型,检验新冠疫情爆发前后股票市场正反馈交易的变化及其空间溢出效应.

本文研究的贡献有两个方面:首先,基于正反馈交易视角研究新冠疫情冲击下股票市场的

波动溢出效应,可以弥补单纯依据波动变化视角分析的局限,因为股票市场的波动增大可能源于有效信息流入的增加,也可能是噪声交易增加的结果,前者是市场信息效率提升的体现,而后者带来的异常波动才是监管部门应该关注和防范的.其次,本文首次在正反馈交易模型中引入空间地理相关和经济相关的权重矩阵,通过检验新冠疫情冲击下股票市场正反馈交易的空间溢出效应,分析应对疫情冲击的调控措施对投资者心理账户和外推性预期的影响,为跨市场投资决策和风险管理提供借鉴.

1 市场表现与研究假设

1.1 市场表现

新冠疫情的爆发和蔓延,给全球经济带来了严重的冲击,各国股票市场也随之发生了剧烈波动.图1显示了疫情爆发前后16个国家股票市场的股票指数走势.样本数据为2017年6月至2022年6月的月度指数的收盘价,数据来源于Wind数据库.

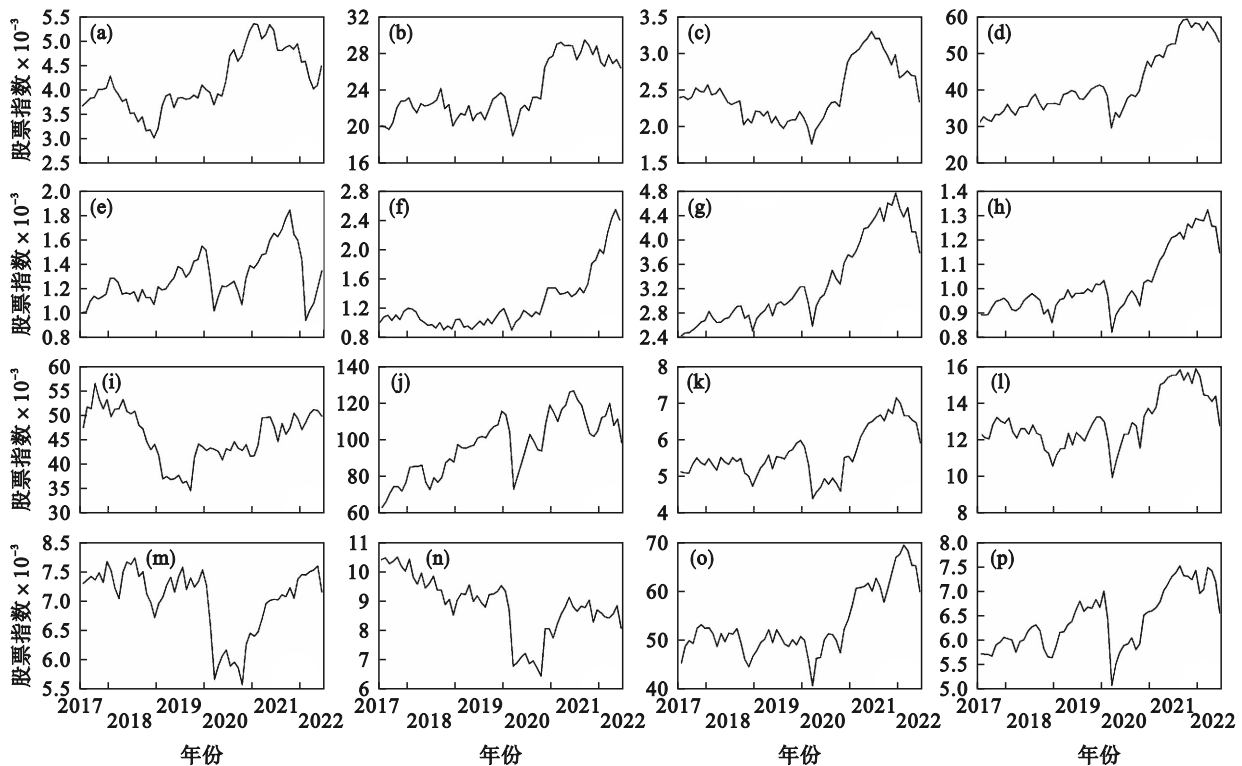


图1 相关国家代表性股票指数的走势

Fig. 1 Trend of representative stock indices in relevant countries

- (a)—中国(CSI300); (b)—日本(Nikkei225); (c)—韩国(KOSPI200); (d)—印度(Sensex30);
- (e)—俄罗斯(RTS50); (f)—土耳其(ISE100); (g)—美国(SP500); (h)—加拿大(SPTSX60);
- (i)—墨西哥(IPC34); (j)—巴西(Bovespa74); (k)—法国(CAC40); (l)—德国(DAX30);
- (m)—英国(FTSE100); (n)—西班牙(IBEX35); (o)—南非(TOP40); (p)—澳大利亚(ASX20).

从图1中可以看出,在2020年新冠疫情爆发初期,相关国家股票市场的股票指数皆发生了大幅度下跌,然而,在经历了短暂的下跌之后,相关国家股票市场走出了持续上扬的行情.直至2021年11月,为抑制经济滞胀的危机,以美国为代表的发达国家纷纷采取“加息缩表”的调控政策,随后国际股票市场的股票指数又步入了下跌行情.在疫情爆发后的2年6个月时间里,相关国家股票市场的股票指数振幅都超过了30%,其中,美国和加拿大的股票指数振幅超过了50%.同时,图1还显示新冠疫情爆发后,国际股票市场波动呈现出空间集聚特征,例如,由于欧洲在2020年9月爆发了严重的第二轮疫情,因此,俄罗斯

(RTS50)、法国(CAC40)、德国(DAX30)、英国(FTSE100)和西班牙(IBEX35)等欧洲国家股票市场的股票指数走势在2020年均呈现出典型的双重底形态.

表1和表2分别为新冠疫情爆发前后,相关国家代表性股票指数的标准差和偏度.由表1可以看出,新冠疫情爆发后,相关国家(除了墨西哥)股票指数的标准差均显著增大,这一结果说明,新冠疫情爆发后国际股票市场的波动显著加剧.表2的结果显示,新冠疫情爆发后,相关国家(除了印度)股票指数的偏度为负,这一结果说明,新冠疫情爆发后国际股票市场波动具有显著的非对称性.

表1 相关国家代表性股票指数的标准差

Table 1 Standard deviation of representative stock indices in relevant countries

股票指数	CSI300	Nikkei225	KOSPI200	Sensex30	RTS50	ISE100	SP500	SPTSX60
疫情前	306.4	1129.03	191.1	123.11	38.7	2035.65	2730.86	84.14
疫情期	492.81	3116.97	606.65	241.52	114.46	7862.71	9932.62	451.42
股票指数	IPC34	Bovespa74	CAC40	DAX30	FTSE100	IBEX35	TOP40	ASX20
疫情前	13029	678.99	238.89	179.46	545.93	268.53	3289.87	367.63
疫情期	12858.23	1632.71	627.04	446.83	846.18	848.58	6615.76	678.45

表2 相关国家代表性股票指数的偏度

Table 2 Skewness of representative stock indices in relevant countries

股票指数	CSI300	Nikkei225	KOSPI200	Sensex30	RTS50	ISE100	SP500	SPTSX60
疫情前	-0.7431	-0.1977	0.3218	0.7642	0.3188	-0.7128	0.0073	0.4178
疫情期	-0.3262	-0.7278	-0.3347	0.1374	-0.2086	-0.2871	-0.4012	-0.3433
股票指数	IPC34	Bovespa74	CAC40	DAX30	FTSE100	IBEX35	TOP40	ASX20
疫情前	0.2154	-0.5535	-0.5655	0.0437	0.3216	0.0232	0.2423	0.3529
疫情期	-0.7497	-0.5139	-0.3337	-0.3294	-0.6467	-0.2980	-0.2662	-0.6581

1.2 研究假设

假设H₁:新冠疫情爆发后,国际股票市场的正反馈交易显著增强,并且呈现出空间相关特征.

这一假设首先源于新冠疫情爆发后,国际股票市场波动加剧,并且呈现出非对称波动特征.正反馈交易是一种典型的非理性噪声交易,表现为股市上涨时买入、下跌时卖出.由于货币的边际效用递减,股市上涨过程中,单位股价收益给投资者带来的心理满足是递减的,因此正反馈交易者倾向于不断买入以达到心理满足.然而,在股市下跌过程中,单位股价损失给投资者带来的心理厌恶是递增的,因此正反馈交易者倾向于尽快卖出股票避免更大的损失,并且,融资融券的杠杆机制又使正反馈交易者在股市下跌时面临

严峻的流动性约束,需要及时卖出股票来平仓,诱发市场更剧烈下跌,导致正反馈交易主导下的股票市场负向波动大于正向波动.另一方面,从疫情爆发后国际股票市场的走势来看,地理距离更近的欧洲国家股票市场之间表现出更为相似的走势;同处北美洲的美国和加拿大,其股票市场的股票指数振幅均超过了50%.据此,本文提出股票市场正反馈交易存在空间地理相关的假设,即地理距离更近的国家之间,正反馈交易的关联性更强.

假设H₂:应对疫情冲击的调控措施强化了投资者的外推性预期,进而加剧了股票市场正反馈交易的空间溢出效应.

外推性预期是基于易得性心理偏差而形成的一种非理性预期^[1].当投资者面对不确定的市

市场行情时,常常依据经验或心理感受判断股票市场的未来走势,由于投资者更容易感知股票市场的近期信息,因而更容易根据股票市场的近期表现而非价值判断去外推股票市场未来的走势.为应对新冠疫情的冲击,各国均不同程度地采取了“量化宽松”政策刺激经济.短期内大量流动性的释放使通胀率迅速提升,导致现金和存款等安全心理账户中的资产价值大幅缩水,投资者进而转向高风险的股票市场投资寻求损失补偿.同时,由于受全球供应链危机和疫情不确定的影响,大量资金远离实体经济而进入到高投机性的房地产市场和股票市场,加剧了股票市场上涨的外推性预期.另一方面,空间相关不仅体现在空间地理相关,也可能体现在空间经济相关.空间经济相关是指经济发展水平相近或经济政策相似的个体之间,彼此的经济联动效应更强^[15].从疫情爆发后的股票市场行情来看,同属欧元区的德国、法国、西班牙等国家表现出更为相近的市场走势;而同为北美自由贸易协定成员国的美国、加拿大和墨西哥,表现出了相似幅度的市场波动,据此,本文提出假设H₂.

2 模型设定

2.1 基于外推性预期的正反馈交易模型

在Sentana等^[1]提出的外推性预期正反馈交易模型中,假设股票市场上存在两类交易者:正反馈交易者和理性交易者,其中,理性交易者基于资产价值判断而追求期望收益最大化,而正反馈交易者基于外推性预期实施“追涨杀跌”的交易策略.由于理性交易者追求期望收益最大化,可以假设其交易行为遵循经典的资本资产定价模型^[16],因此,理性交易者在股票市场的需求函数如式(1)所示:

$$A_1 = (E_{t-1}(r_t) - c) / (\vartheta \sigma_t^2). \quad (1)$$

式中: A_1 为理性交易者持有股票资产的需求; $E_{t-1}(r_t)$ 为投资股票资产在 $(t-1)$ 期的期望收益率; c 为无风险回报率; $\vartheta \sigma_t^2$ 为股票市场风险的补偿回报, σ_t^2 为股票资产在 t 期的条件方差, ϑ 为风险厌恶系数.

正反馈交易者基于外推性预期进行投资决策,其在股票市场的需求函数如式(2)所示:

$$A_2 = \varphi r_{t-1}. \quad (2)$$

式中: A_2 为正反馈交易者持有股票资产的需求; r_{t-1} 为 $(t-1)$ 期的股票资产收益率; φ 为敏感系数.

由于正反馈交易者遵循“追涨杀跌”的交易策略,因此可以推断出敏感系数 $\varphi > 0$.

假设市场上只有理性交易者和正反馈交易者,所以二者股票资产的需求份额之和为1,因此有

$$A_1 + A_2 = 1. \quad (3)$$

将式(1)和式(2)代入式(3)中,经过整理后得

$$E_{t-1}(r_t) = c + \vartheta \sigma_t^2 - \vartheta \varphi (\sigma_t^2 r_{t-1}). \quad (4)$$

考虑时间序列普遍存在的自相关特征,在式(4)中引入 r_{t-1} 作为控制变量.同时,股票资产 t 期的收益率可以设定为 $r_t = E_{t-1}(r_t) + \mu_t$,其中, μ_t 为随机扰动项.将 $r_t = E_{t-1}(r_t) + \mu_t$ 代入式(4)中,得到基于外推性预期正反馈交易的计量经济学模型,如式(5)所示:

$$r_t = c + \vartheta \sigma_t^2 + \alpha r_{t-1} + \lambda (\sigma_t^2 r_{t-1}) + \mu_t. \quad (5)$$

式中, $\lambda = -\vartheta \varphi$ 为正反馈交易系数,由于 $\vartheta > 0$, $\varphi > 0$,所以 $\lambda < 0$.如果计量检验显示 λ 显著小于0,说明股票市场正反馈交易显著,并且 λ 的绝对值越大,表明正反馈交易的强度越大.

2.2 空间自相关模型

在Anselin^[15]提出的空间自回归(spatial autoregression, SAR)模型中,假设被解释变量在同一时间不同个体之间存在显著的空间依赖关系,因此SAR模型为

$$Y = \rho WY + XB + N. \quad (6)$$

式中: Y 为 n 行1列的被解释变量矩阵; ρ 为空间自相关系数; W 为 n 行 n 列的空间权重矩阵; $X = (X_1, X_2, \dots, X_k)$ 为 n 行 k 列的解释变量矩阵, k 为解释变量个数; $B = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)^T$ 为 k 个待估参数的列向量矩阵; N 为 n 行1列的随机误差项矩阵.为考察解释变量对被解释变量的边际影响,将式(6)中的 ρWY 移至公式左侧,提取共同向量 Y ,然后将移项变换后的式(6)两侧同时乘以 $(I - \rho W)$ 的逆矩阵 $(I - \rho W)^{-1}$ 得到

$$Y = (I - \rho W)^{-1} XB + (I - \rho W)^{-1} N. \quad (7)$$

其中, XB 的向量展开式为

$$XB = (X_1, X_2, \dots, X_k) (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)^T = \sum_{r=1}^k \beta_r X_r. \quad (8)$$

将式(8)代入式(7)中得到

$$Y = \sum_{r=1}^k \beta_r (I - \rho W)^{-1} X_r + (I - \rho W)^{-1} N = \sum_{r=1}^k S_r(W) X_r + (I - \rho W)^{-1} N. \quad (9)$$

记 $\beta_r (I - \rho W)^{-1} = S_r(W)$, $X_r = (x_{1r}, x_{2r}, \dots, x_{nr})^T$,因此,对式(9)进行部分展开得到

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{r,11}(\mathbf{W}) & S_{r,12}(\mathbf{W}) & \cdots & S_{r,1n}(\mathbf{W}) \\ S_{r,21}(\mathbf{W}) & S_{r,22}(\mathbf{W}) & \cdots & S_{r,2n}(\mathbf{W}) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ S_{r,n1}(\mathbf{W}) & S_{r,n2}(\mathbf{W}) & \cdots & S_{r,nn}(\mathbf{W}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{bmatrix} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{N}. \quad (10)$$

式中, $S_{r,ij}(\mathbf{W})$ 为矩阵 $\mathbf{S}_r(\mathbf{W})$ 的第 i 行第 j 列元素. 将式(10)中的 y_i 对 x_{jr} 求偏导得

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S_{r,ij}(\mathbf{W}). \quad (11)$$

式(11)表明, 区域 j 的第 r 个解释变量 x_{jr} 对任意区域 i 的被解释变量 y_i 都可能产生影响. 如果式(11)中 $i=j$, 则有

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} = S_{r,ii}(\mathbf{W}). \quad (12)$$

式(12)代表区域 i 的第 r 个解释变量 x_{ir} 对本区域被解释变量 y_i 的直接效应, 其中, $S_{r,ii}(\mathbf{W})$ 为矩阵 $\mathbf{S}_r(\mathbf{W})$ 主对角线上的第 i 个元素. 将 $\mathbf{S}_r(\mathbf{W})$ 主对角线上的全部元素求平均, 得到 x_{ir} 对 y_i 影响的平均直接效应 $E_{d,r}$:

$$E_{d,r} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n S_{r,ii}(\mathbf{W}). \quad (13)$$

由于 $E_{d,r}$ 代表本区域第 r 个解释变量对本区域被解释变量的平均影响, 因此平均直接效应又被称为本地效应. 其他区域的解释变量也可能间接影响到本区域的被解释变量, 因此, 进一步定义第 r 个解释变量平均间接效应 $E_{i,r}$, 如式(14)所示:

$$E_{i,r} = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n S_{r,ij}(\mathbf{W}). \quad (14)$$

平均间接效应 $E_{i,r}$ 代表其他区域第 r 个解释变量对 i 区域被解释变量的平均影响, 因此, 平均间接效应又被称为空间溢出效应.

2.3 空间自相关正反馈交易模型

基于股票市场正反馈交易空间相关的假设, 本文构建面板数据(n 个市场, T 个时期)空间自相关正反馈交易模型为

$$\mathbf{R} = \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}(t)) \mathbf{R} + \mathbf{X}_1 \mathbf{B}_1 + \mathbf{N}_1. \quad (15)$$

式中: \mathbf{R} 为 $nT \times 1$ 股票指数收益率矩阵; \mathbf{I}_T 为 $T \times T$ 单位矩阵; \otimes 代表克罗内克乘积; $\mathbf{W}(t)$ 为 $n \times n$ 空间权重矩阵; $\mathbf{X}_1 = (1 \ \sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1} \ (\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1}))$ 为 $nT \times 4$ 解释变量矩阵; $\mathbf{B}_1 = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)^T$ 为 4×1 解释变量参数矩阵; \mathbf{N}_1 为 $nT \times 1$ 随机误差项矩阵. 将 $\rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}(t)) \mathbf{R}$ 移至式(15)左侧, 整理可得

$$\mathbf{R} = [\mathbf{I}_{nT} - \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}(t))]^{-1} \mathbf{X}_1 \mathbf{B}_1 + [\mathbf{I}_{nT} - \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}(t))]^{-1} \mathbf{N}_1. \quad (16)$$

式中, \mathbf{I}_{nT} 为 $nT \times nT$ 单位矩阵. j 区域第 r 个解释变

量在时刻 t 对 i 区域被解释变量产生的边际影响如式(17)所示:

$$\frac{\partial R_{i,t}}{\partial x_{jr,t}} = S_{r,ij,t}(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}(t)). \quad (17)$$

当 $i=j$ 时, 则有

$$\frac{\partial R_{i,t}}{\partial x_{ir,t}} = S_{r,ii,t}(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}(t)). \quad (18)$$

因此, 空间自相关正反馈交易模型中第 r 个解释变量的平均直接效应为

$$E_{pd,r} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\sum_{i=1}^n S_{r,ii,t}(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}(t))}{n}. \quad (19)$$

依据正反馈交易中股票指数收益率负相关的特征^[1], 如果模型中交互项 $(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})$ 的 $E_{pd,r}$ 显著小于0, 说明股票市场正反馈交易的本地效应显著.

当 $i \neq j$ 时, 第 r 个解释变量的平均间接效应为

$$E_{pi,r} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{i \neq j}^n S_{r,ij,t}(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}(t))}{n}. \quad (20)$$

如果空间自相关正反馈交易模型中 $(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})$ 的 $E_{pi,r}$ 显著小于0, 说明股票市场正反馈交易存在显著的空间溢出效应.

3 计量检验

3.1 基于空间地理相关的正反馈交易计量检验

对空间自相关正反馈交易模型进行计量检验之前, 需事先确定模型中的空间权重矩阵. 基于股票市场正反馈交易空间地理相关的假设, 本文构建基于反地理距离的空间权重矩阵为

$$\mathbf{W}(t) = \begin{bmatrix} 1/d_{11} & \cdots & 1/d_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ 1/d_{n1} & \cdots & 1/d_{nn} \end{bmatrix}. \quad (21)$$

式中: $d_{ij} = \sqrt{(l_{ix} - l_{jx})^2 + (l_{iy} - l_{jy})^2}$ 为 i 国首都和 j 国首都之间的欧氏地理距离. 通常, 地理距离越近, 彼此之间空间相关性越强, 因此 d_{ij} 以倒数形式 $(1/d_{ij})$ 进入空间权重矩阵. (l_{ix}, l_{iy}) 和 (l_{jx}, l_{jy}) 分别为 i 国首都和 j 国首都的纬度和经度, 其中, 北纬和东经为正度数, 南纬和西经为负度数.

利用16个国家代表性价格指数的月度收盘数据, 同时考虑每个国家股票市场的个体差异, 本文采用稳健标准误的虚拟变量最小二乘法(Robust LSDV)对式(16)进行参数估计. 考虑相关股票市场非对称波动的特征, 式(16)中的 $\sigma_{i,t}^2$ 利用指数型非对称自回归条件异方差模型对相关国家股票指数收益率进行回归后生成^[17],

进而得到解释变量($\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1}$)的平均直接效应(本地效应)和平均间接效应(空间溢出效应),结果如表 3 所示.

表 3 基于空间地理相关的正反馈交易计量检验
Table 3 Econometric test of positive feedback trading according to spatial geographical correlation

时间	ρ	$E_{pd(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})}$	$E_{pi(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})}$
疫情前	0.067 1(0.238 9)	-0.128 9(0.056 6 ^{***})	-0.082 3(0.164 2)
疫情后	0.217 6(0.033 5 ^{***})	-0.293 5(0.074 1 ^{***})	-0.179 6(0.075 8 ^{**})

注:括号里的数值为对应参数估计值的异方差稳健标准误;***, **, *分别代表在 1%, 5% 和 10% 的显著水平下拒绝线性无关的原假设.下同.

表 3 结果表明,新冠疫情爆发前,相关国家之间股票市场指数收益率的空间相关性并不显著;但新冠疫情爆发后,相关国家股票市场指数收益率呈现显著的空间正相关特征.另一方面,无论是新冠疫情爆发前还是爆发后,正反馈交易的本地效应均通过了显著性检验,但疫情爆发前正反馈交易的本地效应为-0.128 9,疫情爆发后的本地效应为-0.293 5,这一结果说明,新冠疫情爆发后,正反馈交易的本地效应显著增强.

值得关注的是,正反馈交易空间溢出效应在疫情爆发前未通过显著性检验,但在疫情爆发后通过了显著性检验,这一结果说明,新冠疫情爆发后股票市场正反馈交易产生了显著的空间溢出效应,并且空间溢出效应与地理距离显著负相关,即地理距离越近的国家之间,股票市场正反馈交易的空间溢出效应越强.这一计量检验结论说明,新冠疫情区域爆发和扩散构成了股票市场正反馈空间溢出的重要原因,因此,投资者的跨市场投资决策和监管者的政策调控应充分考虑疫情冲击下的正反馈交易空间溢出的

风险联动效应.

3.2 基于空间经济相关的正反馈交易计量检验

基于股票市场正反馈交易存在空间经济相关的假设,本文分别选取相关国家的人均国内生产总值(GDP)、市场利率(IR)和消费品价格指数(CPI)作为构建空间经济相关权重矩阵的变量,分别以 $1/d_{ij}^{GDP}$, $1/d_{ij}^{IR}$ 和 $1/d_{ij}^{CPI}$ 替代式(21)中的对应元素,构造基于经济距离的空间权重矩阵.其中, d_{ij}^{GDP} 由 i 国和 j 国之间人均 GDP 之差取绝对值而得, d_{ij}^{IR} 由 i 国和 j 国之间市场利率之差取绝对值而得, d_{ij}^{CPI} 由 i 国和 j 国之间 CPI 之差取绝对值而得.相关数据来源于 OECD 数据库,其中,人均国内生产总值为季度数据通过线性插值法获得的月度数据,市场利率数据为各国银行同业拆借利率,各国 CPI 数据均以 2020 年 1 月为基期进行调整而得.分别将基于 GDP, IR 和 CPI 差异的经济距离空间权重矩阵代入式(16)中,采用 Robust LSDV 法进行参数估计,进而得到解释变量 $\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1}$ 的本地效应和空间溢出效应,结果如表 4 所示.

表 4 基于空间经济相关的正反馈交易计量检验
Table 4 Econometric test of positive feedback trading according to spatial economic correlation

时间	$E_{pd(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})}^{1/d_{ij}^{GDP}}$	$E_{pi(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})}^{1/d_{ij}^{GDP}}$	$E_{pd(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})}^{1/d_{ij}^{IR}}$	$E_{pi(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})}^{1/d_{ij}^{IR}}$	$E_{pd(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})}^{1/d_{ij}^{CPI}}$	$E_{pi(\sigma_{i,t}^2 R_{i,t-1})}^{1/d_{ij}^{CPI}}$
疫情前	0.009 1 (0.284 3)	0.005 2 (0.448 8)	-0.100 9 (0.028 7 ^{***})	-0.073 3 (0.022 4 ^{***})	-0.131 6 (0.037 7 ^{***})	-0.051 2 (0.023 2 ^{**})
疫情后	-0.112 7 (0.053 0 [*])	-0.083 5 (0.134 9)	-0.184 5 (0.075 0 ^{**})	-0.323 1 (0.009 8 ^{***})	-0.250 8 (0.004 5 ^{***})	-0.130 5 (0.003 6 ^{***})

表 4 结果表明:在新冠疫情爆发前,基于人均 GDP 差异的空间自相关正反馈交易模型,无论是本地效应还是空间溢出效应均不显著;在疫情爆发后,正反馈交易的本地效应仅在 10% 的水平下显著,而正反馈交易的空间溢出效应仍不显著.由于人均 GDP 可以代表一国经济发展的基本水平,因此,基于人均 GDP 差异的空间自相关正反

反馈交易模型的计量结果表明,股票市场正反馈交易更多是背离经济基本面的非理性噪声交易,各国经济发展水平的差异未构成股票市场正反馈交易空间溢出的显著因素.

表 4 中的计量检验结果进一步揭示,无论在疫情前还是在疫情后,基于市场利率差异和通胀差异的空间自相关正反馈交易模型,它们的本地

效应和空间溢出效应均通过了显著性检验,但疫情后的正反馈交易强度显著大于疫情前的正反馈交易强度.也就是说,新冠疫情爆发后,市场利率和通胀率的大幅变动影响到投资者心理账户中的资产价值,为弥补现金和存款等安全资产价值因通胀率提升而缩水的损失,投资者转向高风险的股票市场投资寻求补偿.同时,扩张性调控政策强化了投资者外推性预期,进而加剧了股票市场正反馈交易的空间溢出效应,并且,利率水平以及通胀水平越接近的股票市场之间正反馈交易的空间溢出效应越强.

尽管在新冠疫情爆发后,基于利率变动和通胀率变动的正反馈交易空间溢出效应具有相似的特征,但正反馈交易强度仍存在明显差异:首先,基于利率变动正反馈交易模型的本地效应为-0.184 5,而基于通胀率变动正反馈交易模型的本地效应为-0.250 8,这一结果说明,新冠疫情爆发后,通胀率变动的正反馈交易本地效应更强.另一方面,基于利率变动正反馈交易模型的空间溢出效应为-0.323 1,基于通胀率变动正反馈交易模型的空间溢出效应为-0.130 5,这一结果说明,新冠疫情爆发后,利率变动的正反馈交易空间溢出效应更强.正反馈交易空间溢出通胀效应和利率效应的差异为跨市场投资决策和政策调

控提供了重要参考.

3.3 稳健性检验

从变更空间权重矩阵、样本区间和参数估计方法等3个方面进行稳健性检验.首先,由于前述检验揭示了在新冠疫情爆发后,地理距离和经济距离在正反馈交易空间溢出效应中均起到显著作用,因此,构建同时包含地理距离和经济距离的嵌套矩阵进行正反馈交易空间溢出的稳健性检验.其次,新冠疫情爆发后,为应对疫情冲击下的经济衰退,世界各国普遍采取了“量化宽松”的调控政策,但短期内大量流动性的释放加剧了经济滞胀的风险,因此从2021年11月开始,以美国为代表的西方国家纷纷采取“加息缩表”的紧缩性政策应对滞胀危机.据此,将新冠疫情爆发后的时期进一步分为“量化宽松”(2020年1月至2021年10月)和“加息缩表”(2021年11月至2022年6月)两个子样本时期,目的是检验股票市场在不同的调控时期正反馈空间溢出效应的差异特征.最后,考虑到疫情爆发后不同国家股票市场运行空间相关和区域差异的特征,假设不同国家股票指数的序列相关系数不同,进而采用可行广义最小二乘法(FGLS)替代Robust LSDV方法进行稳健性检验,结果如表5所示.

表5 正反馈交易空间溢出效应的稳健性检验
Table 5 Robust test of spatial spillover effect of positive feedback trading

时期	$E_{pd(\sigma_{it}^2, R_{it-1})} \frac{1}{d_{ij} \times d_{ij}^{GPR}}$	$E_{pi(\sigma_{it}^2, R_{it-1})} \frac{1}{d_{ij} \times d_{ij}^{GPR}}$	$E_{pd(\sigma_{it}^2, R_{it-1})} \frac{1}{d_{ij} \times d_{ij}^{IR}}$	$E_{pi(\sigma_{it}^2, R_{it-1})} \frac{1}{d_{ij} \times d_{ij}^{IR}}$	$E_{pd(\sigma_{it}^2, R_{it-1})} \frac{1}{d_{ij} \times d_{ij}^{PI}}$	$E_{pi(\sigma_{it}^2, R_{it-1})} \frac{1}{d_{ij} \times d_{ij}^{PI}}$
“量化宽松”时期	0.032 2 (0.192 5)	0.007 4 (0.120 3)	-0.150 8 (0.042 5***)	-0.126 8 (0.031 2***)	-0.154 1 (0.067 8**)	-0.271 6 (0.033 2***)
“加息缩表”时期	-0.026 3 (0.098 6)	0.030 9 (0.057 3)	-0.260 3 (0.036 9***)	-0.244 9 (0.007 7***)	-0.102 3 (0.003 6***)	-0.096 4 (0.040 1**)

注:括号里的数值为对应参数估计值的异方差稳健标准误.

表5结果表明:“量化宽松”和“加息缩表”两个子样本时期正反馈交易空间溢出效应的显著性与表3和表4中对应效应的显著性是一致的,这一结果说明新冠疫情爆发后正反馈交易空间溢出效应计量检验的结论是稳健的.值得关注的是,在“量化宽松”和“加息缩表”两个子样本时期,股票市场正反馈交易空间溢出利率效应和通胀效应的强度存在着差异:股票市场正反馈交易空间溢出通胀效应在“量化宽松”时期为-0.271 6,在“加息缩表”时期为-0.096 4;而股票市场正反馈交易空间溢出利率效应在“量化宽松”时期为-0.126 8,在“加息缩表”时期为-0.244 9.上述结果差异的原因在于“量化宽松”

调控政策使通胀率显著升高,而在“加息缩表”时期,通胀率并未显著下降,因而正反馈交易空间溢出通胀效应在“量化宽松”调控时期的强度更大.另一方面,由于新冠疫情爆发前,国际市场利率总体上处于较低水平,因而疫情爆发后“量化宽松”政策的降息空间有限;但在“加息缩表”时期,市场利率短期内大幅提升,以美国为例,2021年11月至2022年6月期间,美联储连续加息5次,其中有3次大幅加息75个基点.市场利率的快速提升加剧了投资者对股票市场下跌的外推性预期,导致正反馈交易空间溢出利率效应在“加息缩表”调控时期的强度更大.

4 结 论

1) 新冠疫情爆发后,国际股票市场的正反馈交易显著增强,并且呈现出空间相关特征.首先表现在地理距离更近的国家之间,正反馈交易的空间溢出效应更强,而在新冠疫情爆发之前,地理距离并未构成股票市场正反馈交易溢出的显著因素,这一检验结果说明新冠疫情的区域集聚和蔓延加剧了国际股票市场正反馈交易的空间溢出.

2) 相关国家在新冠疫情初期实施的大规模“量化宽松”措施,虽然一度抑制了股票市场的下跌,但短期内大量流动性的释放,使通胀率迅速提升,导致投资者安全心理账户中现金和存款资产的实际价值大幅缩水,因此投资者转向高风险的股票市场寻求损失补偿,进而加剧了股票市场“追涨”正反馈行情的空间溢出效应.自2021年11月以来,为应对新冠疫情持续冲击下经济滞胀的风险,以美国为代表的西方国家陆续采取“加息缩表”的调控政策,导致短期内市场利率大幅提升,强化了股票市场下跌的外推性预期,加剧了股票市场“杀跌”正反馈行情的空间溢出效应.

3) 在新冠疫情冲击的情况下,投资者跨市场投资决策应充分考虑疫情冲击引发的正反馈交易空间溢出风险.同时,监管当局应充分考虑市场利率、通胀率以及汇率波动对投资者心理账户和外推性预期的影响,合理把握反危机调控政策的时机和幅度,最大限度地降低因政策调控而可能诱发的易得性心理偏差,防范股票市场正反馈交易空间溢出引发的风险联动效应.

参考文献:

- [1] Sentana E, Wadhvani S. Feedback traders and stock return autocorrelations: evidence from a century of daily data [J]. *Economic Journal*, 1992, 102: 415-425.
- [2] Koutmos G, Saidi R. Positive feedback trading in emerging capital markets [J]. *Applied Financial Economics*, 2001, 11 (3): 291-297.
- [3] Koutmos G. Positive feedback trading: a review [J]. *Review of Behavioral Finance*, 2014, 6(2): 155-162.
- [4] Schauten M B J, Willemstein R, Zwinkels R C J. A tale of feedback trading by hedge funds [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2015, 34: 239-259.
- [5] Frijns B, Gilbert A, Zwinkels R C J. On the style-based feedback trading of mutual fund managers [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(3): 771-800.
- [6] Kallinterakis V, Liu F, Pantelous A A, et al. Pricing inefficiencies and feedback trading: evidence from country ETFs [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2020, 70: 101498.
- [7] 朱光伟, 蒋军, 王擎. 信用账户杠杆、投资者行为与股市稳定 [J]. *经济研究*, 2020, 55(2): 84-100.
(Zhu Guang-wei, Jiang Jun, Wang Qing. Margin account leverage, investor behavior and stock market stability [J]. *Economic Research Journal*, 2020, 55(2): 84-100.)
- [8] Cheung W F, Tsai S H. Global capital market interdependence and spillover effect of credit risk: evidence from the 2007-2009 global financial crisis [J]. *Applied Financial Economics*, 2010, 20: 85-103.
- [9] Fernández-Avilés G, Montero J M, Orlov A G. Spatial modeling of stock market comovements [J]. *Finance Research Letters*, 2012, 9(4): 202-212.
- [10] Asgharian H, Hess W, Liu L. A spatial analysis of international stock market linkages [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(12): 4738-4754.
- [11] Ichev R, Marinč M. Stock prices and geographic proximity of information: evidence from the Ebola outbreak [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2018, 56: 153-166.
- [12] Ali M, Alam N, Rizvi S A R. Coronavirus (COVID-19) — an epidemic or pandemic for financial markets [J]. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 2020, 27: 100341.
- [13] Jiang S W, Jin X. Effects of investor sentiment on stock return volatility: a spatio-temporal dynamic panel model [J]. *Economic Modelling*, 2021, 97: 298-306.
- [14] 宋玉臣, 吕静茹. 突发事件冲击下的中外股票市场联动性与风险溢出效应 [J]. *数量经济研究*, 2022, 13(1): 15-33.
(Song Yu-chen, Lyu Jing-ru. The co-movement and risk spillover effects of Chinese and foreign stock markets under the impact of sudden events [J]. *The Journal of Quantitative Economics*, 2022, 13(1): 15-33.)
- [15] Anselin L. *Spatial econometrics: methods and models* [M]. Dordrecht: Springer, 1988.
- [16] Coval J D, Moskowitz T J. Home bias at home: local equity preference in domestic portfolios [J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(6): 2045-2073.
- [17] Bollerslev T, Chou R Y, Kroner K F. ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence [J]. *Journal of Econometrics*, 1992, 52(1/2): 5-59.