

# 公共卫生事件与投资组合决策：烙印理论视角

马述忠 雷宇 房超 吴鹏\*

**摘要：**本文基于烙印理论研究了公共卫生事件如何影响个体投资组合决策。研究发现,经历过严重急性呼吸综合征(SARS)疫情的个体会在新型冠状病毒感染(COVID-19)疫情后期增加持仓,但其累计收益率较低,这种影响与个体所在地 COVID-19 疫情的严重程度正相关。进一步分析发现,早期公共卫生事件未导致个体风险偏好的改变,而可能提高了个体对医药行业的收益预期,使得其增持医药类理财产品。另外,此类公共卫生事件对累计收益率的影响存在性别和职业的异质性,而对持仓的影响不存在异质性。

**关键词：**公共卫生事件;投资组合;风险偏好

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2026.01.08

## 一、引言

个体投资组合决策具有高度多样性,如何解释这种多样性是理论和实证研究的一大挑战(Knüpfer et al., 2017)。一方面,利用双胞胎数据的研究证实遗传特性和家庭背景并不能充分解释个体投资组合决策的多样性(Barnea et al., 2010; Cesarini et al., 2010)。另一方面,个体在其一生中经历的重大事件可能是造成个体投资组合决策多样性的重要因素。心理学家和经济学家发现,人生早期遭遇的外生性不利事件或非同寻常的冲击会影响个体的认知能力和知识结构,进而影响其决策行为(Malmendier and Nagel, 2010; Marquis and Tilsik, 2013; Ru et al., 2024)。虽然个别文献强调了负面极端事件对金融决策的负面影响,认为这类事件可能会导致个体持有更悲观的信念,降低他们的风险偏好,并摧毁他们对金融市场的信任(Knüpfer et al., 2017; Gu et al., 2023)。但现有文献对经历如何影响个体投资组合决策的讨论仍然不够深入,尤其是可能忽略了经历所产生经验的积极作用。本文旨在扩展这一研究领域,探讨经历是否真的改变了个体风险偏好以及如何影响个体投资组合决策。

新型冠状病毒感染(COVID-19)是自 1918 年西班牙流感爆发以来最严重的全球性流行病,对公共卫生和经济发展带来前所未有的影响(Hassan et al., 2023)。而严重急性呼吸综合征(SARS)作为一场重大疫情,同样对个体的身心健康、国家与地区的经济和社

\* 马述忠、雷宇,浙江大学中国数字贸易研究院;房超,浙江工商大学经济学院;吴鹏,浙江财经大学经济学院。通信作者及地址:吴鹏,浙江省杭州市下沙高教园区学源街 18 号,310018;电话:17816110715;E-mail:wupeng0734@outlook.com。马述忠感谢国家自然科学基金重大项目(23&ZD084)的资助,吴鹏感谢国家自然科学基金青年项目(24CJY058)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

会造成了严重危害。由于 COVID-19 疫情与 2003 年 SARS 疫情具有高度相似性,这给本文的研究提供了独特的识别策略。一方面,按照国际病毒分类委员会(International Committee on Taxonomy of Viruses, ICTV)的冠状病毒科研小组确认 COVID-19 病毒与 SARS-CoV 形成姊妹支,正式将该病毒依据分类学命名为“SARS-CoV-2”。<sup>①</sup> 另一方面,COVID-19 与 SARS 具有相似的症状,两类感染者均可能出现高烧、咳嗽、气短、肺部疾病、头痛、肌肉僵硬、食欲不振、腹泻和意识障碍等症状。此外,二者在爆发时期、传播方式甚至防控手段等方面也具备高度的相似性。总之,COVID-19 在很多方面与 SARS 相似,并与已知的其他病原体,如中东呼吸综合征冠状病毒(MERS-Cov)和流感病毒有很大不同。

根据烙印理论,个体行为不断受到过往经历记忆的启发和塑造,尤其是不寻常的经历会留下认知、经验和知识等烙印,并产生重要且持久的影响(Marquis and Tilcsik, 2013)。已有文献证明,SARS 疫情经历具有长期持续性,甚至影响了 COVID-19 疫情期间的宏微观行为(Cheung et al., 2021; Lin and Christopher, 2020; Ru et al., 2021; He et al., 2022)。因此,我们有理由相信,与其他个体相比,经历 SARS 疫情的个体在 COVID-19 疫情后期可能产生不同的投资组合决策。一方面,企业在疫情期间经历了大规模的裁员、倒闭、收入和股价的急剧下降等,造成个体对未来经济增长的负面预期。而经历过 SARS 疫情的个体在做决策时可能会高估极端尾部事件的概率,从而更保守(顾雷雷等,2022;Gu et al., 2023)。因此与其他个体相比,经历 SARS 疫情的个体在 COVID-19 疫情后期可能减少持有金融资产。另一方面,相似的病毒让经历过 SARS 疫情的个体对 COVID-19 疫情及可能产生的经济后果有更深入的了解,这种经验可能反而提高了个体做出金融决策的自信,从而增加持有金融资产,尤其是特定类别的理财产品。

本文以 SARS 疫情和 COVID-19 疫情为例,利用中国某大型金融公司数据研究早期公共卫生事件冲击如何影响个体在经历相似冲击后的投资组合决策。实证发现,个体早期经历 SARS 疫情对其在 COVID-19 疫情后期的投资组合决策具有正面影响。在进行一系列稳健性检验后,这一结果仍不改变。本文进而探索了 SARS 疫情经历对个体累计收益率的影响,发现 SARS 疫情经历并未提高个体在平台上的累计收益率。我们还证实了 COVID-19 疫情与 SARS 疫情的关联性,即 COVID-19 疫情更严重的地区,经历过 SARS 疫情的个体持仓更多,累计收益率更低。那么,SARS 疫情经历对个体投资组合决策的影响是否是因为其影响了个体的风险偏好呢?基于此,我们将个体风险偏好指标作为因变量进行分析,并进一步探索了 SARS 疫情经历导致持仓增加的来源。分析表明,SARS 疫情经历并未改变个体的风险偏好,对总体稳健理财产品(风险较低)或进阶理财产品(风险较高)持仓的影响也不显著,但显著提高了医药类理财产品持仓的比重。异质性分析表明,SARS 疫情经历不影响不同性别和工作在持仓上的差异,但会令在成年期经历 SARS 疫情的男性群体的累计收益率显著少于女性,令在青少年期经历 SARS 疫情且就职于党政机关及事业单位的个体的累计收益率更高。与已有文献相比,本文的主要贡献体现在:

<sup>①</sup> 资料来源: [https://www.who.int/zh/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019/technical-guidance/naming-the-coronavirus-disease-\(covid-2019\)-and-the-virus-that-causes-it](https://www.who.int/zh/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019/technical-guidance/naming-the-coronavirus-disease-(covid-2019)-and-the-virus-that-causes-it), 访问时间:2025 年 12 月 31 日。

第一,本文将两次相似的公共卫生事件冲击联系起来,通过考察其对投资组合决策的影响,拓展了投资组合的研究边界。现有投资组合的研究多从个体(家庭)特征、社会关系和所处环境等角度进行分析,鲜有考虑个体经历的影响。虽然 Knüpfer et al.(2017)研究了1991年芬兰经济大萧条导致劳动力市场动荡的经历的影响,但其研究仅针对芬兰经济大萧条单次事件展开分析。本文采集的个体投资组合决策样本期是在 COVID-19 疫情后期,这可以让我们将 SARS 疫情和 COVID-19 疫情两次相似经历联系起来,因此本文是对这类文献的有益补充。

第二,与其他研究疫情长期或短期影响的文献不同,本文着重关注疫情对个体金融决策的影响,并得出不同的结论。有关 SARS 疫情经历长期影响的相关研究主要包括疫情期的捐款意愿、高考专业选择、老年人死亡率和互联网搜索 COVID-19 相关信息等方面(He et al., 2022; Chen et al., 2023; Fang and Feng, 2021; Ru et al., 2021)。其中,顾雷雷等(2022)和 Gu et al.(2023)基于上市公司数据研究了首席执行官(Chief Executive Officer, CEO)的 SARS 疫情经历对其企业金融决策的影响。与其他形成性经历(formative experiences)的研究类似,顾雷雷等(2022)和 Gu et al.(2023)强调 SARS 疫情会高估极端事件的发生概率,使得企业决策更偏保守,减少投资并偏好流动性资产。与之不同的是,本文发现 SARS 疫情经历会增加个体在 COVID-19 疫情后期的持仓,尤其是医药类别的理财产品。

第三,虽然与经历相关的研究大多认为,重大的事件冲击,尤其是极端事件会使得个体风险偏好更趋于保守(Ru et al., 2024),但这类文献通常缺乏经验证据。本文利用大型金融科技公司的独特数据,对此类公共卫生事件是否影响个体风险偏好进行实证检验。结果显示,SARS 疫情经历对个体风险偏好无显著影响,也不会导致个体偏好稳健或者进阶理财产品。

## 二、文献综述

与本文相关的第一支文献是关于个体投资组合决策的研究。其中一类文献在不同的前提假设下,通过理论推导得出最优投资组合决策策略(Van et al., 2020; Jing et al., 2021; Kan et al., 2022)。另一类文献基于微观数据研究个体投资组合决策的影响因素,包括个体(家庭)特征、社会关系、所处环境等。个体(家庭)特征主要涵盖主观预期、风险态度、流动性限制和金融知识等(Armantier et al., 2023)。此外,Bianchi and Tallon (2019)发现,厌恶不确定性的投资者承担了更多的风险,表现出一种偏爱国内市场的“家乡偏好”。Bianchi(2018)发现,当预期收益较高时,文化程度较高的家庭会持有风险较高的头寸,更积极地重新平衡投资组合,并在一段时间内保持风险敞口相对稳定,更有可能买入比卖出资产收益更高的资产。社会关系方面,Love(2010)发现,婚姻状态变化和子女对投资组合决策有重要影响。Meeuwis et al.(2022)和 Aiken et al.(2020)则是分析了党派的影响。所处环境方面,Branikas et al.(2020)认为,人们可能会基于一些不可观察的因素(如对所在城市经济前景的乐观态度)来选择居住地,而这些因素可能与潜在的本

地股票需求有关。因此,地理位置与投资组合决策相关。

除上述因素外,烙印理论强调,个体存在对外部环境高度敏感的时期,这一时期的经历可能通过形成信念和偏好打上烙印。因此个体经历的影响可能长期持续并影响投资组合选择。例如,Knüpfer et al.(2017)利用 20 世纪 90 年代初的芬兰经济大萧条事件,研究了早期极端事件冲击对投资组合选择的影响。他们认为,经济大萧条导致的劳动力市场萎缩会降低劳动者的风险偏好,并摧毁他们对金融市场的信任,从而减少风险资产投资。应该说,Knüpfer et al.(2017)的研究与本文更相关。

与本文相关的另一只文献是研究重大公共卫生事件产生的短期和长期的经济后果。这类文献的研究对象包括了 1918 年西班牙流感(Karlsson et al., 2014)、2003 年 SARS 疫情(Fang and Feng, 2021; He et al., 2022; Chen et al., 2023; Gu et al., 2023)、2009 年 H1N1 流感(Agüero and Beleche, 2017)和 2019 年 COVID-19 疫情(Hassan et al., 2023; Liu et al., 2024)。短期效应方面,学者们关注了金融市场、劳动力流动、儿童认知能力、资本回报率(杨子暉等,2020;张敏等,2022;卓依等,2024;Liu et al., 2024; Karlsson et al., 2014)。关于重大公共卫生事件的长期影响可归类到先前经验对后续经济和社会活动影响的相关研究。这类研究表明,早年的生活经历可能会留下印记,尤其是不寻常或有压力的经历会对个体产生长期影响,例如职业发展(Law and Zuo, 2021)、风险偏好(Chiang et al., 2011; Bernile et al., 2017)、投资决策(Huang, 2019; Malmendier et al., 2020)和公司治理(Schoar and Zuo, 2017; He et al., 2018)等。

对 SARS 疫情长期影响的研究与本文更相关。例如,He et al.(2022)研究了 SARS 疫情经历对其为应对 COVID-19 疫情捐款意愿的影响;顾雷雷等(2022)和 Gu et al.(2023)研究了对企业金融投资的影响;Chen et al.(2023)研究了对高中毕业生选择就读医学专业的影响;Fang and Feng(2021)研究了对老年人死亡率的长期影响。这类研究同样受到烙印理论启发,一方面,有 SARS 疫情经历的人可能对类似事件有更多的情感共鸣和认知共鸣,增强个体社会责任感和身份认同感(He et al., 2022);另一方面,SARS 疫情经历不仅给个体的身体健康带来了压力,还影响了人们的心理健康和幸福感,使得个体在日后做出决策时会更重视极端尾部事件的概率(顾雷雷等,2022;Gu et al., 2023; Chen et al., 2023)。

值得一提的是,重大公共卫生事件之间表现出了宏观经济和微观个体行为的相关性。宏观方面,Lin and Christopher(2020)对多个国家的数据和美国多个大城市的数据进行分析后发现,西班牙流感期间死亡率较高的地方,在 COVID-19 大流行的数周和数月里更有可能出现较高的死亡率。微观研究方面,Ru et al.(2021)发现,2003 年发生过 SARS 疫情国家的人在 2020 年 1 月下旬开始在谷歌(Google)上更频繁地搜索与 COVID-19 相关的信息。对 COVID-19 的关注程度与早期出现感染国家的股市下跌程度有关。相比之下,未经历 SARS 疫情国家的人开始关注此事的时间为 3 月份,相对要晚得多。He et al.(2022)发现,个体在青少年期的 SARS 疫情经历会提高对他们为应对 COVID-19 疫情捐款的意愿。

### 三、事前分析

在正式进行实证分析之前,我们首先对个体投资组合的特征做事前分析。<sup>①</sup>附录 I 图 I 1 展示了不同出生队列 COVID-19 疫情后期持仓和累计收益的差别。其中学龄前指 1996 年后出生人群,即在 2003 年 SARS 疫情时处于学龄前;青少年指 1985—1996 年出生人群,即在 2003 年 SARS 疫情时处于青少年;成年指 1985 年前出生人群,即在 2003 年 SARS 疫情时处于成年。根据附录 I 图 I 1,在 SARS 疫情时处于成年的个体在 COVID-19 疫情后期的持仓均值最高,明显高于在 SARS 疫情时处于青少年和学龄前的个体。在 SARS 疫情时处于青少年的个体持仓均值略高于学龄前个体,且方差远小于学龄前个体。累计收益方面,不同出生队列的表现与持仓相反,在 SARS 疫情时处于成年的个体的累计收益均值最低,青少年次之,学龄前最高。但在 SARS 疫情时处于学龄前个体累计收益的方差最大。

附录 I 图 I 2 展示了不同地区 COVID-19 疫情后期最大持仓和累计收益的差别。我们根据疫情严重程度将地区分为 3 组:无 SARS 疫情地区,即 SARS 密集度(SARS 确诊人数/100)为 0 的地区;SARS 疫情较轻地区,即 SARS 密集度大于 0 小于 10 的地区;SARS 疫情较重地区,即 SARS 密集度大于 10 的地区。其中,SARS 疫情较重地区包括北京和广东,无 SARS 疫情地区包括贵州、海南、黑龙江、青海、西藏、新疆和云南,其余省市为 SARS 疫情较轻地区。根据附录 I 图 I 2,个体的持仓均值随 SARS 疫情严重程度上升,北京和广东地区个体的持仓均值最高。累计收益方面,无 SARS 疫情地区个体的累计收益均值高于 SARS 疫情较重地区,高于 SARS 疫情较轻地区。同时,无 SARS 疫情地区个体的累计收益均值的方差最大。综上可知,SARS 疫情较重地区的成年个体,在 COVID-19 疫情后期的持仓更高。这一结果一定程度说明,个体在成年期经历 SARS 疫情可能会累积疫情相关经验,影响日后类似经历的决策。

附录 I 图 I 3 展示了不同出生队列 COVID-19 疫情后期稳健理财和进阶理财占比的差别。可知与在 SARS 疫情时处于学龄前的个体相比,成年与青少年个体在 COVID-19 疫情后期的投资组合决策相近,更偏好稳健理财产品。附录 I 图 I 4 展示了不同地区 COVID-19 疫情后期稳健理财和进阶理财占比的差别。可知 SARS 疫情较轻地区个体在 COVID-19 疫情后期的投资组合决策最保守,近 60% 投资于稳健理财。而 SARS 疫情较重地区个体这一比例接近 55%,无 SARS 疫情地区个体这一比例同样超过 50%。

进一步地,我们结合 COVID-19 疫情严重程度分析 SARS 疫情对个体持仓和累计收益的影响。具体而言,我们将 COVID-19 疫情感染人数 25 分位数以下地区视为 COVID-19 疫情较轻地区(COVID 低),75 分位数以上地区视为 COVID-19 疫情较重地区(COVID 高)。同时,我们结合该地区是否存在 SARS 感染者进行交叉比较。图 1 上半部分展示了分 COVID-19 严重程度与 SARS 经历的地区的持仓特征。可以发现,在 CO-

<sup>①</sup> 限于篇幅,事前分析详见附录 I。感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

COVID-19 疫情较轻地区,经历过 SARS 疫情个体的持仓均值高于未经历 SARS 疫情个体;在 COVID-19 疫情较重地区,经历过 SARS 疫情个体的持仓均值高于未经历 SARS 疫情个体,并且二者差距较 COVID-19 疫情较轻地区更大。与此同时,对于经历 SARS 疫情个体而言,在 COVID-19 疫情较重地区的持仓高于 COVID-19 疫情较轻地区;相反,对于未经历 SARS 疫情个体,在 COVID-19 疫情较重地区的持仓低于 COVID-19 疫情较轻地区。

图 1 下半部分展示了分 COVID-19 严重程度与 SARS 经历的地区的累计收益特征。可以发现,在 COVID-19 疫情较轻地区,经历过 SARS 疫情个体的累计收益高于未经历 SARS 疫情个体;相反,在 COVID-19 疫情较重地区,经历过 SARS 疫情个体的累计收益均值低于未经历 SARS 疫情个体。与此同时,对于经历 SARS 疫情个体而言,在 COVID-19 疫情较重地区的累计收益略低于 COVID-19 疫情较轻地区;对于未经历 SARS 疫情个体,在 COVID-19 疫情较重地区的累计收益高于 COVID-19 疫情较轻地区。

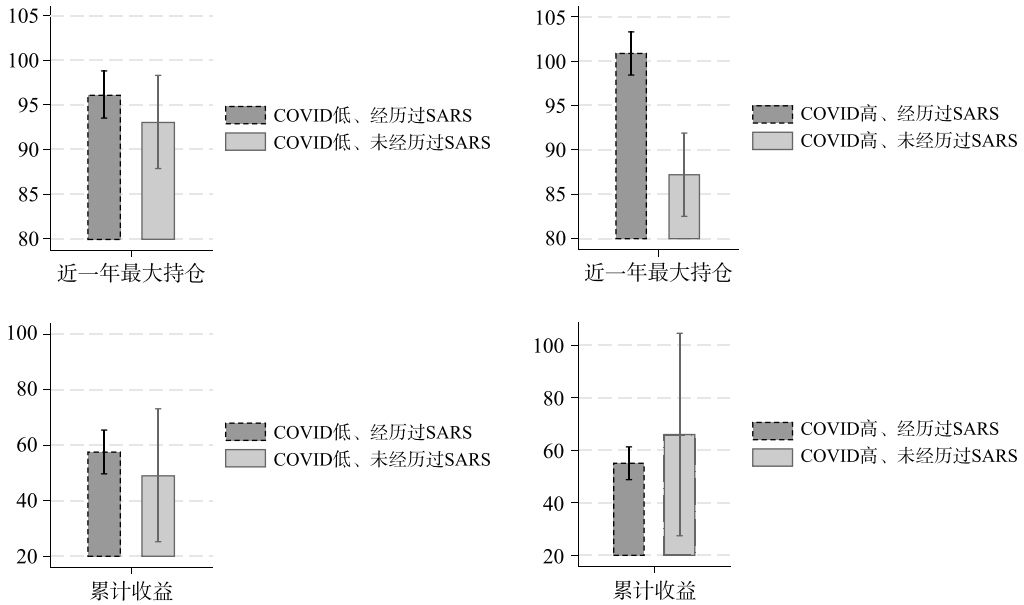


图 1 分 COVID-19 严重程度、SARS 经历的地区的持仓与累计收益特征

### 四、研究设计

#### (一) 模型设定

SARS 疫情始于 2002 年 11 月的广东省,并蔓延至包括中国香港和中国台湾在内的 20 多个省、自治区、直辖市,于 2003 年 3 月中旬被认定为国际关注的公共卫生紧急事件,直至 2003 年 7 月被控制。全球累计病例达 8 096 例,死亡 782 例。其中,中国内地共报

告5327例疑似病例,死亡349例。<sup>①</sup>受SARS疫情影响最严重的地区是广东和北京。借鉴He et al.(2022)的研究,本文通过观测居住在SARS疫情较轻省份个体在SARS疫情之前、期间或之后出生的投资组合决策差异,然后将这些差异与居住在SARS疫情严重省份个体的相应差异进行比较,进而评估SARS经历对COVID-19疫情后期个体投资组合决策的影响:

$$y_{icp} = \beta_0 + \sum_{c=2,3} \delta_c \text{Birthcohort}_{ic} \times \text{SARSintensity}_p + \beta_1 Z_{icp} + \beta_2 \text{Covid19}_q + \gamma_p + \gamma_c + \epsilon_{icp}. \quad (1)$$

与此同时,根据文献综述和事前分析可知,个体的SARS疫情经历可能与COVID-19疫情后期投资组合决策相关。为此,我们通过疫情经历与COVID-19疫情严重程度的交互项进行实证检验,具体模型设定如下:

$$y_{icp} = \beta_0 + \sum_{c=2,3} \delta'_c \text{Birthcohort}_{ic} \times \text{SARSintensity}_p \times \text{Covid19}_q + \sum_{c=2,3} \delta''_c \text{Birthcohort}_{ic} \times \text{SARSintensity}_p + \beta_1 Z_{icp} + \beta_2 \text{Covid19}_q + \gamma_p + \gamma_c + \epsilon_{icp}, \quad (2)$$

其中, $y_{icp}$ 表示*i*个体在COVID-19疫情后期的投资组合决策,包括持仓(*Holdings*)和累计收益率(*Cumulativegain*),*c*和*p*分别表示*i*个体在SARS爆发期间属于*c*出生队列和位于*p*省份,*q*表示*i*个体所在城市。*Birthcohort<sub>ic</sub>*表示*i*个体是否属于第*c*个出生队列的虚拟变量。根据Nelson(1993)和Murty et al.(2020),社交记忆以及将反馈融入这些记忆的能力在幼儿时期可能并不清晰,时间维度上的自我连续性(temporal self-continuity)出现在心理发展的相对早期阶段,即5岁左右。因此,我们将出生于1996年后的队列定义为第1个出生队列(*Birthcohort1*),即基准组队列。*Birthcohort2*为1985—1996年出生人群,即在2003年处于青少年。*Birthcohort3*为1985年前出生人群,即在2003年处于成年。*SARSintensity<sub>p</sub>*表示*p*省份SARS密集度,以各省SARS的确诊人数/100来衡量,反映SARS疫情的严重程度。为排除COVID-19疫情对个体持仓和累计收益率的影响,我们控制了*i*个体所在城市COVID-19疫情的严重程度。 $Z_{icp}$ 是个体特征的控制变量,包括性别(*Male*),男性取1,女性取0;职业(*Work*),职业类别包括一般企业单位、党政机关及事业单位、在校学生、无固定职业、自由职业、蓝领,若就职于党政机关及事业单位取1,否则取0;风险偏好(*Riskpreference*),由低到高取值1—5。COVID-19疫情严重程度(*Covid19*),以各城市COVID-19的确诊人数/1000衡量。<sup>②</sup> $\gamma_p$ 和 $\gamma_c$ 为个体所处地区和出生年份的固定效应,以控制所在地和年龄的影响。 $\epsilon_{icp}$ 表示残差项。在估计时,为控制潜在的序列相关和异方差问题,本文将后续所有回归都聚类在省份层面。我们重点关注 $\delta_c$ ,其表示在COVID-19疫情后期,第*c*个出生队列中*i*个体所经历SARS严重程度对其投资组合决策的影响。 $\delta'_c$ 则反映了SARS疫情经历与COVID-19疫情的相关性,若 $\delta'_c$ 与 $\delta_c$ 同号,则证明了二者的相关性。

<sup>①</sup> 资料来源: <https://www.who.int/publications/m/item/summary-of-probable-sars-cases-with-onset-of-illness-from-1-november-2002-to-31-july-2003>, 访问时间:2025年12月31日。

<sup>②</sup> 数据来自国泰安(CSMAR)新冠疫情与经济研究板块。

## (二) 变量与数据

### 1. SARS 密集度

由于死亡率,尤其是超额死亡率可以提供与疫情有关的死亡信息,包括直接或间接归因于疫情的死亡,相关研究通常采用超额死亡率作为疫情严重程度的指标(Karlsson et al., 2014; Weinberger et al., 2020)。但根据 He et al.(2022)的研究,SARS 的死亡率相当低,将 SARS 流行期间的死亡率与普通年份的平均死亡率进行比较可能无法准确反映一个地区疫情的严重程度。因此为了保证测算指标的准确性,我们采用了 SARS 的确诊人数/100 作为各省 SARS 疫情严重程度的代理变量。

### 2. 投资组合

投资组合数据来自中国某大型金融科技公司,我们获得了随机抽样的 10 134 个个体的个体特征和投资决策数据,数据采集时间为 2023 年 9 月。本文因变量持仓(*Holdings*)表示,数据采集当期的近一年(2022 年 10 月至 2023 年 9 月)中某个月个体所有投资品种的资产总和的最大值;累计收益率(*Cumulativegain*)表示数据采集当期,个体在平台上投资的总收益除以当期持仓总数。因此,本文因变量实际捕捉了 COVID-19 疫情后期的个体投资组合决策。个体特征数据包括了年龄、性别、所处城市和风险偏好。其中,风险偏好由该金融科技公司根据个体在做出投资决策前必须进行的问卷调查和自身算法所得。我们将样本限制在 1963 年后出生的个体,即排除在 2023 年为 60 岁及以上的退休人群,并根据个体年龄将其划分为 3 个出生队列(学龄前、青少年和成年)。投资决策数据包括了持仓、近一年最大持仓、累计收益率、稳健理财和进阶理财的比例,以及其细分产品类别所持有的比重。

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。*SARSintensity* 的最大值为北京的 25.210,广东为 15.11 排在第二,山西、内蒙古和河北的 *SARSintensity* 均超过 2。贵州、海南、黑龙江、青海、西藏、新疆和云南未出现 SARS 感染,即 *SARSintensity* 的值为 0。*Holdings* 的均值为 97.478,最大值为 1 119.000。*Holdings* 的标准差为 63.551,小于均值的 97.478,说明本文的样本为非离散型数据。<sup>①</sup> *Cumulativegain* 的均值为 0.817,标准差为 3.007,约为均值的 3.68 倍,表明个体投资决策的累计收益率是离散的,不同个体间累计收益率差异较大。*Male* 的均值为 0.560,即样本中的男性占比为 56%。*Riskpreference* 的均值为 3.340,说明个体投资决策平均为平衡型。

表 1 主要变量描述性统计

| 变量                   | 变量含义     | 样本量   | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值       |
|----------------------|----------|-------|--------|--------|--------|-----------|
| <i>SARSintensity</i> | SARS 密集度 | 9 740 | 5.311  | 9.102  | 0.000  | 25.210    |
| <i>Holdings</i>      | 持仓(万元)   | 9 739 | 97.478 | 63.551 | 44.000 | 1 119.000 |

<sup>①</sup> 附录 II 对比了职业间的持仓差异,并列举了北京和上海地区个体的持仓均值和两地 *Birthcohort3* 的持仓均值差异。分析发现,在校学生的持仓均值排在所有职业的第三位;北京(SARS 疫情严重)地区个体持仓均值略小于上海(SARS 疫情不严重),相反北京地区 *Birthcohort3* 的持仓均值大于上海地区,意味着在个体收入相似的前提下,SARS 疫情经历可能会对个体持仓造成影响。综上,由年龄导致的内生性问题并不凸显。

(续表)

| 变量                    | 变量含义            | 样本量   | 均值    | 标准差   | 最小值    | 最大值    |
|-----------------------|-----------------|-------|-------|-------|--------|--------|
| <i>Cumulativegain</i> | 累计收益率           | 9 740 | 0.817 | 3.007 | -0.825 | 20.608 |
| <i>Birthcohort2</i>   | 第 2 个出生队列       | 9 740 | 0.551 | 0.497 | 0.000  | 1.000  |
| <i>Birthcohort3</i>   | 第 3 个出生队列       | 9 740 | 0.410 | 0.492 | 0.000  | 1.000  |
| <i>Male</i>           | 性别              | 9 740 | 0.560 | 0.496 | 0.000  | 1.000  |
| <i>Work</i>           | 职业              | 9 740 | 0.057 | 0.231 | 0.000  | 1.000  |
| <i>Riskpreference</i> | 风险偏好            | 9 740 | 3.340 | 1.069 | 0.000  | 5.000  |
| <i>Covid19</i>        | COVID-19 疫情严重程度 | 9 539 | 2.100 | 7.978 | 0.001  | 50.469 |

## 五、实证结果及分析

### (一) 基准回归结果

#### 1. SARS 疫情的影响

SARS 疫情影响个体持仓和累计收益率的基准模型回归结果如表 2 所示。第(1)列和第(3)列中未加入控制变量,第(2)列和第(4)列分别表示在前一列的基础上增加个体特征的控制变量和 COVID-19 疫情的影响,所有回归均控制了省份和出生年份的固定效应。

第(1)列和第(2)列中  $SARSintensity \times Birthcohort2$  和  $SARSintensity \times Birthcohort3$  的估计系数显著为正。这表明在控制个体特征和 COVID-19 疫情影响的情况下,在 SARS 疫情期间处于青少年和成年的个体在 COVID-19 疫情后期持仓更多。这可能是因为在 SARS 的经历让对此有印象或者受 SARS 疫情影响更大的个体具备类似的经验,提高了他们的投资自信,进而增加了 COVID-19 疫情后期持仓。且  $SARSintensity \times Birthcohort3$  大于  $SARSintensity \times Birthcohort2$ ,一定程度说明成年时期经历 SARS 的影响大于青少年时期。一方面,我们的结论和 He et al.(2022)是可比的,He et al.(2022)发现 SARS 对幼儿(即 1996—2000 年出生人群)的影响是有限的,但对青少年和成年人群留下了不可磨灭的影响。这进一步说明本文选取基准组的合理性。另一方面,我们的结论和 Gu et al.(2023)的结论有所不同。Gu et al.(2023)认为,经历过 SARS 疫情的企业家可能会高估极端尾部事件(如投资失败)的客观概率,会放弃有利可图的投资项目,从而导致投资不足。我们认为这可能是由于企业家投资决策和个体财务管理决策之间存在差异。企业家投资决策受到多种因素的约束,因此在有 SARS 疫情类似经历后可能趋于保守。

第(3)列和第(4)列  $SARSintensity \times Birthcohort2$  和  $SARSintensity \times Birthcohort3$  的估计系数显著为负。这表明在控制个体特征和 COVID-19 疫情影响的情况下,虽然 SARS 的经历所带来的经验增加了个体的持仓,但对个体在平台上的累计收益率影响为负。这可能与当时中国金融大环境较差相关,增加持仓不利于收益增加。而这一结果与

Gu et al.(2023)的结论相呼应,他们发现与没有经历过 SARS 的 CEO 的企业相比,有 SARS 经验的 CEO 的企业在正常经营期间的表现明显更差。

表 2 SARS 疫情对持仓和累计收益率的影响

|   | <i>Holdings</i>     |                     | <i>Cumulativegain</i> |                      |
|---|---------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|
|   | (1)                 | (2)                 | (3)                   | (4)                  |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort</i> 2 | 1.429***<br>(0.380) | 1.417***<br>(0.410) | -0.023***<br>(0.006)  | -0.024***<br>(0.005) |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort</i> 3 | 1.915***<br>(0.445) | 1.853***<br>(0.464) | -0.028***<br>(0.006)  | -0.029***<br>(0.006) |
| <i>Male</i>                                 |                     | 1.645<br>(3.998)    |                       | -0.033<br>(0.029)    |
| <i>Work</i>                                 |                     | -2.361<br>(3.279)   |                       | 0.100<br>(0.134)     |
| <i>Riskpreference</i>                       |                     | -3.717*<br>(1.951)  |                       | -0.003<br>(0.022)    |
| <i>Covid</i> 19                             |                     | -0.007<br>(0.117)   |                       | 0.000<br>(0.001)     |
| 省份固定效应                                      | 是                   | 是                   | 是                     | 是                    |
| 出生年份固定效应                                    | 是                   | 是                   | 是                     | 是                    |
| Observations                                | 9 708               | 9 537               | 9 709                 | 9 538                |
| R <sup>2</sup>                              | 0.082               | 0.085               | 0.004                 | 0.004                |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,括号内为聚类到省份层面的稳健标准误。如未特殊说明,下表同。

## 2. SARS 疫情与 COVID-19 疫情的交叉影响

如前所述,SARS 疫情经历与 COVID-19 疫情时个体微观行为和经济宏观表现相关联(Ru et al., 2021; He et al., 2022; Gu et al., 2023; Chen et al., 2023)。那么 COVID-19 疫情如何进一步影响个体投资组合决策?为此,我们交互了城市层面 COVID-19 累计确诊人数来观测 COVID-19 疫情的影响,表 3 汇报了估计结果。在第(1)列中,*SARSintensity*×*Birthcohort*2×*Covid*19 和 *SARSintensity*×*Birthcohort*3×*Covid*19 均显著为正,说明在 COVID-19 疫情更严重地区,经历过 SARS 疫情的个体持仓更多。在第(2)列中,*SARSintensity*×*Birthcohort*2×*Covid*19 和 *SARSintensity*×*Birthcohort*3×*Covid*19 均显著为负,说明在 COVID-19 疫情更严重地区,经历过 SARS 疫情的个体累计收益率更低。这进一步呼应了现有 SARS 疫情经历与 COVID-19 疫情相关联的研究。

表3 SARS疫情与COVID-19疫情的交叉影响

|   | <i>Holdings</i>     | <i>Cumulativegain</i> |
|---|---------------------|-----------------------|
|   | (1)                 | (2)                   |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort2</i> × <i>Covid19</i> | 1.144***<br>(0.114) | -0.004***<br>(0.001)  |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort3</i> × <i>Covid19</i> | 2.674***<br>(0.126) | -0.002*<br>(0.001)    |
| Controls  | 是                   | 是                     |
| 省份固定效应  | 是                   | 是                     |
| 出生年份固定效应  | 是                   | 是                     |
| Observations  | 9 537               | 9 538                 |
| R <sup>2</sup>  | 0.101               | 0.004                 |

## (二) 稳健性检验

### 1. 变换因变量

在基准回归中,我们使用近一年所有投资品种的资产总和作为因变量。在此,我们使用数据记录当期(2023年9月)个体所持仓位数作为因变量重新代入式(1)进行回归。表4第(1)列汇报了变换因变量的回归结果。*SARSintensity* × *Birthcohort2*的系数为1.265,在5%的统计水平上显著,*SARSintensity* × *Birthcohort3*的系数为1.739,在1%的统计水平上显著,与前文结论一致。此外,我们将累计收益替换累计收益率进行回归,结果汇报于表4的第(2)列。结果显示,*SARSintensity* × *Birthcohort2*和*SARSintensity* × *Birthcohort3*的系数均在5%的水平上显著为负,与前文结论一致。

### 2. 变换自变量

在基准回归中,我们使用SARS的确诊人数/100来衡量各省SARS疫情严重程度。在此,我们对各省SARS的确诊人数做对数形式转换来作为SARS疫情严重程度的代理变量,并通过与*Birthcohort2*和*Birthcohort3*交互重新代入式(1)进行回归。表4第(3)列和第(4)列分别汇报了以*Holdings*和*Cumulativegain*为因变量的回归结果。第(3)列中*SARSintensity*' × *Birthcohort2*和*SARSintensity*' × *Birthcohort3*的系数依旧显著为正,第(4)列中二者则依旧显著为负,且系数绝对值与表2相比均有所增加,证明本文结论稳健。进一步地,我们根据SARS疫情确诊人数是否是前5位(北京、广东、山西、内蒙古和河北)地区来重新定义SARS疫情严重程度,若个体处于前5位地区,*DummySARS*为1,否则为0。我们通过*DummySARS* × *Birthcohort2*和*DummySARS* × *Birthcohort3*的系数判断SARS疫情的影响。表4的第(5)列和第(6)列汇报了二者的回归结果,我们发现其系数在第(5)列中均显著为正,在第(6)列中均显著为负,证明本文结果稳健。

表 4 稳健性检验

|  | <i>Holdings'</i>    | <i>Cumulative-</i><br><i>gain'</i> | <i>Holdings</i>     | <i>Cumulative-</i><br><i>gain</i> | <i>Holdings</i>      | <i>Cumulative-</i><br><i>gain</i> |
|--|---------------------|------------------------------------|---------------------|-----------------------------------|----------------------|-----------------------------------|
|  | (1)                 | (2)                                | (3)                 | (4)                               | (5)                  | (6)                               |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort</i> 2  | 1.265**<br>(0.477)  | -0.867**<br>(0.377)                |                     |                                   |                      |                                   |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort</i> 3  | 1.739***<br>(0.559) | -0.996**<br>(0.378)                |                     |                                   |                      |                                   |
| <i>SARSintensity'</i> × <i>Birthcohort</i> 2 |                     |                                    | 5.43***<br>(1.754)  | -0.077***<br>(0.023)              |                      |                                   |
| <i>SARSintensity'</i> × <i>Birthcohort</i> 3 |                     |                                    | 6.522***<br>(1.579) | -0.096***<br>(0.028)              |                      |                                   |
| <i>DummySARS</i> × <i>Birthcohort</i> 2      |                     |                                    |                     |                                   | 29.396***<br>(8.821) | -0.429***<br>(0.133)              |
| <i>DummySARS</i> × <i>Birthcohort</i> 3      |                     |                                    |                     |                                   | 33.116***<br>(8.786) | -0.503***<br>(0.158)              |
| Controls                                     | 是                   | 是                                  | 是                   | 是                                 | 是                    | 是                                 |
| 省份固定效应                                       | 是                   | 是                                  | 是                   | 是                                 | 是                    | 是                                 |
| 出生年份固定效应                                     | 是                   | 是                                  | 是                   | 是                                 | 是                    | 是                                 |
| Observations                                 | 9 538               | 9 538                              | 9 537               | 9 538                             | 9 537                | 9 538                             |
| R <sup>2</sup>                               | 0.077               | 0.003                              | 0.085               | 0.004                             | 0.084                | 0.004                             |

### 3. 变换样本

在基准回归中，我们排除了在 2023 年为 60 岁及以上的退休人群。在此，我们把 1963 年前出生的个体也纳入样本中。附录 III 表 III 1 第(1)列和第(2)列分别汇报了以 *Holdings* 和 *Cumulativegain* 为因变量的回归结果。第(1)列中 *SARSintensity* × *Birthcohort* 2 和 *SARSintensity* × *Birthcohort* 3 的系数依旧显著为正，第(2)列中二者则依旧显著为负，结论依然成立。

### 4. 剔除极端值

如前所述，个体投资组合决策具有高度的多样性，因此持仓和累计收益率的极端值可能会干扰本文的估计结果。为此，我们对持仓和累计收益率做前后 1% 的缩尾处理，并重新代入式(1)回归。附录 III 表 III 1 第(3)列和第(4)列分别汇报了以 *Holdings* 和 *Cumulativegain* 为因变量的回归结果。第(3)列中 *SARSintensity* × *Birthcohort* 2 和 *SARSintensity* × *Birthcohort* 3 的系数依旧显著为正，第(4)列中二者则依旧显著为负，结论依然成立。<sup>①</sup>

① 限于篇幅，变换样本和剔除极端值的稳健性检验结果详见附录 III。

### 5. 安慰剂检验:随机化 SARS 密集度

本文采用安慰剂检验来辨别估计的结果是有统计学意义还是随机产生的。原假设是 SARS 疫情对该地区个体投资组合决策没有显著影响。在原假设下,来自真实数据的估计系数可以被认为是包络分布的随机样本,因而可以基于置换检验估计系数的包络分布进行统计推断。本文将 *SARSintensity* 随机分配给各省份从而产生一个错误的估计  $\hat{\beta}'$ ,再将这个过程重复 1 000 次,并再画出 1 000 个  $\hat{\beta}'$  的分布。附录 IV 图 IV1 至图 IV4 分别展示了随机化 SARS 密集度后,SARS 疫情对 *Birthcohort2* 持仓的影响、*Birthcohort3* 持仓的影响、*Birthcohort2* 累计收益率的影响和 *Birthcohort3* 累计收益率的影响的安慰剂检验结果。不难发现,估计集服从正态分布,而根据表 2 的估计结果,实际估计系数均明显属于异常值,符合安慰剂检验的预期。<sup>①</sup>

### (三) SARS 疫情对不同类别投资的影响

由前文可知,SARS 疫情经历会增加个体在 COVID-19 后期的持仓,那么这种影响是对所有类别的理财产品均有影响,还是局限于某些类别的理财产品?为了回答这个问题,我们获得了个体投资组合中不同类别理财产品的占比和金额。表 5 第(1)列至第(7)列汇报了以理财产品占比为因变量的回归结果,第(8)列至第(14)列汇报了以理财产品金额为因变量的回归结果。具体理财产品种类包括:稳健类、现金管理类、其他稳健类、进阶类、黄金类、医药类和其他进阶类。其中,现金管理类类似于储蓄,属于稳健类投资,风险较低;黄金类和医药类属于进阶类投资,风险较高。观察表 5 可知,仅第(6)列和第(13)列 *SARSintensity* × *Birthcohort2* 和 *SARSintensity* × *Birthcohort3* 的系数显著为正,说明早期公共卫生事件导致持仓增加不是使得个体盲目买入进阶或者稳健的理财产品,而是增加特定类别产品,即医药类理财产品。

这说明,经历过 SARS 疫情的个体在 COVID-19 后期关注医药类相关理财产品可能是因 SARS 疫情提供的投资经验,即了解这一年医疗板块会因政策支持、投资者情绪、市场供需而有较好表现,进而选择医药类相关理财产品。而没经历过 SARS 疫情的个体缺乏相关经验和不了解国内市场而没有选择医药类相关理财产品。一方面,从短期来看,2023 年 1 月至 3 月,3 种用于治疗轻中度口服小分子新冠病毒感染治疗药物连续获批上市<sup>②</sup>,这可能提高了有 SARS 疫情经历个体对医药类理财产品的收益预期。另一方面,与 SARS 对人体健康的影响相似,COVID-19 的影响是长期的,这也可能提高了有 SARS 疫情经历个体对医药类理财产品的收益预期。例如,Fang and Feng(2021)发现 SARS 疫情导致疫情后老年人死亡率上升,可能与老年人心理压力增大和身体活动受限有关。越来越多的文献证明,COVID-19 对人体影响长期持续,例如感染后病毒可在人体内持续存在数月或数年并导致持续感染(Stein et al., 2022),造成细胞衰老(Lee et al., 2021),增加神经系统障碍的风险(Xu et al., 2022)以及导致心-肾炎症增加和肺功能下降等(Morrow

<sup>①</sup> 限于篇幅,安慰剂检验结果详见附录 IV。

<sup>②</sup> 资料来源:<https://www.nmpa.gov.cn/zhuanli/cxylqx/cxypxx/20230129143814163.html>,访问时间:2025 年 12 月 31 日。

et al., 2022)。因此,无论是基于 SARS 疫情影响的长期性还是 COVID-19 对人体其他方面的影响,都可能提高个体对医药行业收益的预期。

表 5 SARS 疫情对不同产品投资的影响

|  | 稳健类                 | 现金管理类              | 其他稳健类              | 进阶类                | 黄金类                | 医药类                   | 其他进阶类              |
|--|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|
|  | 稳健类投资(比例)           |                    |                    | 进阶类投资(比例)          |                    |                       |                    |
|  | (1)                 | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                | (6)                   | (7)                |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort2</i> | -0.590<br>(0.944)   | -0.097<br>(0.742)  | -0.165<br>(0.710)  | 0.628<br>(0.916)   | -0.148<br>(0.105)  | 0.471***<br>(0.141)   | 0.306<br>(0.850)   |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort3</i> | -0.484<br>(1.000)   | -0.024<br>(0.759)  | -0.153<br>(0.659)  | 0.499<br>(0.995)   | -0.138<br>(0.102)  | 0.488***<br>(0.132)   | 0.149<br>(0.908)   |
| Controls                                   | 是                   | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     | 是                  |
| 省份固定效应                                     | 是                   | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     | 是                  |
| 出生年份固定效应                                   | 是                   | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     | 是                  |
| Observations                               | 9 538               | 9 538              | 9 538              | 9 538              | 9 538              | 9 538                 | 9 538              |
| R <sup>2</sup>                             | 0.140               | 0.093              | 0.112              | 0.141              | 0.046              | 0.086                 | 0.147              |
|  | 稳健类投资(金额)           |                    |                    | 进阶类投资(金额)          |                    |                       |                    |
|  | (8)                 | (9)                | (10)               | (11)               | (12)               | (13)                  | (14)               |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort2</i> | 47.452<br>(83.102)  | 24.864<br>(60.468) | 19.537<br>(58.435) | 81.537<br>(67.255) | -13.079<br>(9.022) | 40.452***<br>(11.091) | 54.165<br>(62.517) |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort3</i> | 126.394<br>(99.383) | 74.612<br>(64.487) | 64.996<br>(57.955) | 48.608<br>(68.612) | -12.558<br>(9.028) | 36.794***<br>(11.091) | 24.371<br>(62.475) |
| Controls                                   | 是                   | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     | 是                  |
| 省份固定效应                                     | 是                   | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     | 是                  |
| 出生年份固定效应                                   | 是                   | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     | 是                  |
| Observations                               | 9 538               | 9 538              | 9 538              | 9 538              | 9 538              | 9 538                 | 9 538              |
| R <sup>2</sup>                             | 0.102               | 0.117              | 0.123              | 0.118              | 0.052              | 0.088                 | 0.119              |

#### (四) SARS 疫情对风险偏好的影响

根据表 2 和表 5 的结果可知,个体在经历此类公共卫生事件后会提高医药类理财产品的持有比重。那么这种投资组合的变化是否是 SARS 疫情对个体风险偏好影响导致的?为此,我们将个体的风险偏好作为因变量进行回归,且由于风险偏好为有序的计数形式变量,我们同时采用 OLS、泊松伪最大似然法(PPML)和有序 Logit 进行回归,并将结果分别汇报于表 6。第(1)列和第(2)列 *SARSintensity* × *Birthcohort2* 和 *SARSintensity* × *Birthcohort3* 的系数均不显著。第(3)列 *SARSintensity* × *Birthcohort2* 系数不显著,*SARSintensity* × *Birthcohort3* 仅在 10% 的水平上显著为负。这说明 SARS 疫情经历并没有使个体的风险偏好变得更保守或更激进。结合前文的回归结果,我们认为这可

能反映了个体对于疫情的经验,这种经验没有改变人的性格尤其是风险偏好,而是提高了对医药类理财产品的收益预期,因而使个体增加了医药类理财产品的持仓和比重。

表6 SARS疫情对风险偏好的影响

|                                     | OLS     | PPML    | 有序 Logit |
|-------------------------------------|---------|---------|----------|
|                                     | (1)     | (2)     | (3)      |
| $SARSintensity \times Birthcohort2$ | -0.012  | -0.004  | -0.028   |
|                                     | (0.016) | (0.005) | (0.026)  |
| $SARSintensity \times Birthcohort3$ | -0.020  | -0.006  | -0.044 * |
|                                     | (0.015) | (0.004) | (0.024)  |
| Controls                            | 是       | 是       | 是        |
| 省份固定效应                              | 是       | 是       | 是        |
| 出生年份固定效应                            | 是       | 是       | 是        |
| Observations                        | 9 538   | 9 538   | 9 539    |
| R <sup>2</sup>                      | 0.102   | 0.010   | 0.040    |

### (五) 异质性

#### 1. 性别差异

表7第(1)列和第(2)列汇报了性别差异的分析结果。第(1)列交互项系数不显著,第(2)列  $SARSintensity \times Birthcohort2 \times Male$  系数为不显著,  $SARSintensity \times Birthcohort3 \times Male$  系数为-0.008,在1%的统计水平上显著。这说明此类公共卫生事件不影响男性或女性在持仓上的差异,但会令在成年期经历 SARS 疫情的男性群体的累计收益率显著低于女性。这可能是由于 SARS 疫情对处于成年期的个体产生了更深刻的影响,同时相较于女性,男性的投资组合决策更激进。

#### 2. 职业差异

表7第(3)列和第(4)列汇报了职业差异的分析结果。其中,第(4)列中  $SARSintensity \times Birthcohort2 \times Work$  显著为正,其余系数不显著。说明此类公共卫生事件不影响不同类别工作在持仓上的差异,但会令在青少年期经历 SARS 疫情且就职于党政机关及事业单位的个体的累计收益率更高。这可能是由于这类个体接受高等教育的概率更高,金融素养更高,他们可能基于早期公共卫生事件的经验做出更合理的投资组合决策。

表7 个体异质性

|   | Holdings | Cumulativegain | Holdings | Cumulativegain |
|---|----------|----------------|----------|----------------|
|   | (1)      | (2)            | (3)      | (4)            |
| $SARSintensity \times Birthcohort2 \times Male$ | -0.231   | -0.002         |          |                |
|   | (0.274)  | (0.003)        |          |                |
| $SARSintensity \times Birthcohort3 \times Male$ | -0.162   | -0.008***      |          |                |
|   | (0.645)  | (0.003)        |          |                |

(续表)

|   | <i>Holdings</i>   | <i>Cumulativegain</i> | <i>Holdings</i>   | <i>Cumulativegain</i> |
|---|-------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|
|   | (1)               | (2)                   | (3)               | (4)                   |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort</i> 2 × <i>Work</i> |                   |                       | -0.320<br>(0.202) | 0.020***<br>(0.007)   |
| <i>SARSintensity</i> × <i>Birthcohort</i> 3 × <i>Work</i> |                   |                       | -0.380<br>(0.240) | 0.019<br>(0.013)      |
| <i>Male</i>   | 2.603<br>(3.745)  | -0.009<br>(0.038)     | 1.528<br>(4.061)  | -0.029<br>(0.031)     |
| <i>Work</i>   | -2.363<br>(3.270) | 0.100<br>(0.134)      | -0.488<br>(4.032) | -0.003<br>(0.146)     |
| Controls  | 是                 | 是                     | 是                 | 是                     |
| 省份固定效应  | 是                 | 是                     | 是                 | 是                     |
| 出生年份固定效应  | 是                 | 是                     | 是                 | 是                     |
| Observations  | 9 537             | 9 538                 | 9 537             | 9 538                 |
| R <sup>2</sup>  | 0.082             | 0.004                 | 0.082             | 0.004                 |

## 六、研究结论与启示

本文基于 2003 年 SARS 疫情和大型金融科技公司提供的个体投资组合数据,研究个体 SARS 疫情经历如何影响其在 COVID-19 疫情后期的投资组合决策。研究发现:(1)早期经历公共卫生事件的个体会在相似冲击后增加持仓,但其累计收益率较低;(2)COVID-19 疫情与 SARS 疫情相关联,COVID-19 疫情更严重地区,经历过 SARS 疫情的个体持仓更多,累计收益率更低;(3)此类公共卫生事件并未改变个体的风险偏好,持仓增加不是由于个体盲目买入进阶或者稳健型的理财产品,而是增加了医药类理财产品的比重。这可能是因为早期公共卫生事件提供的经验会提高个体在相似冲击后对医药类投资的收益预期;(4)成年期经历公共卫生事件的男性群体的累计收益率显著低于女性,青少年期经历公共卫生事件且就职于党政机关及事业单位的个体的累计收益率更高。

基于本文的研究结论,可以得到如下政策启示:第一,鉴于疫情经历者在投资组合决策中表现出特定偏好(如增加医药类理财产品的比重),政府和金融监管机构可以推广针对性的金融教育和投资指导,帮助投资者更全面地理解市场动态和投资风险。第二,鼓励金融科技公司和金融机构提高产品透明度,特别是关于高风险行业(如医药行业)的投资产品,确保投资者能够基于充分信息做出决策。第三,考虑到性别和职业在疫情后的投资组合决策中的显著影响,平台可以为不同群体提供定制化的投资咨询,并开发和普及易于使用的风险评估工具,帮助投资者根据自身经历和当前市场情况评估投资风险。第四,鉴于公众对医药类理财产品的关注和投资增加,政府可考虑出台更多支持医药研发的政策,同时确保市场监管到位,防止过度投机行为。

未来的研究方向包括:第一,受限于数据,本文对 SARS 疫情对个体投资组合的影响机制分析不够深入,未来研究可以从行为金融学的角度深入分析疫情如何影响个体的心理状态及其投资决策过程。第二,可以深入研究为何性别和职业会在疫情后的投资组合决策中造成显著差异,探索背后的心理和社会因素。

## 参 考 文 献

- [1] Agüero, J. M., and T. Beleche, “Health Shocks and Their Long-lasting Impact on Health Behaviors: Evidence from the 2009 H1N1 Pandemic in Mexico”, *Journal of Health Economics*, 2017, 54, 40-55.
- [2] Aiken, A. L., A. E. Jesse, and K. Minjeong, “Do Politicians ‘Put Their Money Where Their Mouth Is?’ Ideology and Portfolio Choice”, *Management Science*, 2020, 66(1), 376-396.
- [3] Armantier, O., J. Foncel, and T. Nicolas, “Insurance and Portfolio Decisions: Two Sides of the Same Coin?”, *Journal of Financial Economics*, 2023, 148(3), 201-219.
- [4] Barnea, A., C. Henrik, and S. Stephan, “Nature or Nurture: What Determines Investor Behavior?”, *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(3), 583-604.
- [5] Bernile, G., V. Bhagwat, and P. R. Rau, “What Doesn’t Kill You Will Only Make You More Risk-loving: Early-life Disasters and CEO Behavior”, *The Journal of Finance*, 2017, 72(1), 167-206.
- [6] Bianchi, M., “Financial Literacy and Portfolio Dynamics”, *The Journal of Finance*, 2018, 73(2), 831-859.
- [7] Bianchi, M., and J. M. Tallon, “Ambiguity Preferences and Portfolio Choices: Evidence from the Field”, *Management Science*, 2019, 65(4), 1486-1501.
- [8] Branikas, I., H. Hong, and J. Xu, “Location Choice, Portfolio Choice”, *Journal of Financial Economics*, 2020, 138(1), 74-94.
- [9] Cesarini, D., M. Johannesson, P. Lichtenstein, Ö. Sandewall, and B. Wallace, “Genetic Variation in Financial Decision-making”, *The Journal of Finance*, 2010, 65(5), 1725-1754.
- [10] Chen, Z., Y. Wang, Y. Guan, M. J. Guo, and R. Xu, “Long-term Effect of Childhood Pandemic Experience on Medical Major Choice: Evidence from the 2003 Severe Acute Respiratory Syndrome Outbreak in China”, *Health Economics*, 2023, 32(5), 1120-1147.
- [11] Cheung, T., K. F. Tommy, and B. Daniel, “COVID-19 under the SARS Cloud: Mental Health Nursing During the Pandemic in Hong Kong”, *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 2021, 28(2), 115.
- [12] Chiang, Y. M., D. Hirshleifer, Y. Qian, and A. E. Sherman, “Do Investors Learn from Experience? Evidence from Frequent IPO Investors”, *The Review of Financial Studies*, 2011, 24(5), 1560-1589.
- [13] Fang, G., and J. Feng, “Is the 2003 SARS Epidemic Over? Long-term Effects of Epidemic Exposure on Mortality among Older Adults”, *China Economic Review*, 2021, 67, 101618.
- [14] Gu, L., J. Li, X. Ni, and Y. Peng, “The Long Shadow Beyond Lockdown: Board Chairs’ Professional Pandemic Experiences and Corporate Investments”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2023, (214), 522-541.
- [15] 顾雷雷、王鸿宇、彭俞超,“重大突发公共事件的长期影响:疫情经历、不确定预期与企业金融投资”,《经济学》(季刊),2022年第3期,第1017—1038页。
- [16] Hassan, T. A., S. Hollander, L. van Lent, M. Schwedeler, and A. Tahoun, “Firm-level Exposure to Epidemic Diseases: Covid-19, SARS, and H1N1”, *The Review of Financial Studies*, 2023, 36(12), 4919-4964.
- [17] He, K., Y. Wang, J. Zhang, and Q. Wang, “Out of the Shadows: Impact of SARS Experience on Chinese Netizens’ Willingness to Donate for COVID-19 Pandemic Prevention and Control”, *China Economic Review*, 2022, 73, 101790.

- [18] He, X., S. P. Kothari, T. Xiao, and L. Zuo, "Long-term Impact of Economic Conditions on Auditors' Judgment", *The Accounting Review*, 2018, 93(6), 203-229.
- [19] Huang, X., "Mark Twain's Cat: Investment Experience, Categorical Thinking, and Stock Selection", *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(2), 404-432.
- [20] Jing, X., D. Luo, and X. Zeng, "Tail Risk and Robust Portfolio Decisions", *Management Science*, 2021, 67(5), 3254-3275.
- [21] Kan, R., X. Wang, and G. Zhou, "Optimal Portfolio Choice with Estimation Risk: No risk-free Asset Case", *Management Science*, 2022, 68(3), 2047-2068.
- [22] Karlsson, T., N. Nilsson, and S. Pichler, "The Impact of the 1918 Spanish Flu Epidemic on Economic Performance in Sweden: An Investigation into the Consequences of an Extraordinary Mortality Shock", *Journal of Health Economics*, 2014, 36, 1-19.
- [23] Knüpfer, S., E. Rantapuska, and M. Sarvimäki, "Formative Experiences and Portfolio Choice: Evidence from the Finnish Great Depression", *The Journal of Finance*, 2017, 72(1), 133-166.
- [24] Law, K. K., and L. Zuo, "How Does the Economy Shape the Financial Advisory Profession?", *Management Science*, 2021, 67(4), 2466-2482.
- [25] Lee, S., Y. Yu, J. Trimpert, F. Benthani, M. Mairhofer, P. Richter-Pechanska, ...and C. A. Schmitt, "Virus-induced Senescence Is a Driver and Therapeutic Target in COVID-19", *Nature*, 2021, 599(7884), 283-289.
- [26] Lin, P. Z., and M.M. Christopher, "A Note on Long-run Persistence of Public Health Outcomes in Pandemics", *National Bureau of Economic Research*, 2020, No. w27119.
- [27] Liu, Y., S. Ma, and R. Mu, "Pandemic Experiences and the Post-lockdown Economic Recovery: Evidence from China", *China Economic Review*, 2024, 102125.
- [28] Love, D. A., "The Effects of Marital Status and Children on Savings and Portfolio Choice", *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(1), 385-432.
- [29] Malmendier, U., D. Pouzo, and V. Vanasco, "Investor Experiences and Financial Market Dynamics", *Journal of Financial Economics*, 2020, 136(3), 597-622.
- [30] Malmendier, U., and S. Nagel, "Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk Taking?", *The Quarterly Journal of Economics*, 2010, 126(1), 373-416.
- [31] Marquis, C., and A. Tilcsik, "Imprinting: Toward a Multilevel Theory", *The Academy of Management Annals*, 2013, 7(1), 195-245.
- [32] Meeuwis, M., J. A. Parker, and D. Simester, "Belief Disagreement and Portfolio Choice", *The Journal of Finance*, 2022, 77(6), 3191-3247.
- [33] Morrow, A. J., R. Sykes, A. McIntosh, A. Kamdar, C. Bagot, H. K. Bayes, ...and C. Berry, "A Multisystem, Cardio-renal Investigation of Post-COVID-19 Illness", *Nature Medicine*, 2022, 28(6), 1303-1313.
- [34] Murty, V. P., M. R. Fain, C. Hlutkowsky, and S. B. Perlman, "Memory for Social Interactions throughout Early Childhood", *Cognition*, 2020, 202, 104324.
- [35] Nelson, K., "The Psychological and Social Origins of Autobiographical Memory", *Psychological Science*, 1993, 4(1), 7-14.
- [36] Ru, H., Y. Endong, and Z. Kunru, "Combating the COVID-19 Pandemic: The Role of the SARS Imprint", *Management Science*, 2021, 67(9), 5606-5615.
- [37] Ru, H., Y. Endong, and Z. Kunru, "Early-Life Experience and CEOs' Reactions to COVID-19", *Journal of Accounting and Economics*, 2024, 101734.
- [38] Schoar, A., and L. Zuo, "Shaped by Booms and Busts: How the Economy Impacts CEO Careers and Management Styles", *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(5), 1425-1456.
- [39] Stein, S. R., S. C. Ramelli, A. Grazioli, J. Y. Chung, M. Singh, C. K. Yinda, ...and D. S. Chertow, "SARS-

- CoV-2 Infection and Persistence in the Human Body and Brain at Autopsy”, *Nature*, 2022, 612(794), 758-763.
- [40] Van B., R. J. L. Servaas, and E. N. Theo, “Consumption and Portfolio Choice under Loss Aversion and Endogenous Updating of the Reference Level”, *Management Science*, 2020, 66(9), 3927-3955.
- [41] Weinberger, D. M., J. Chen, T. Cohen, F. W. Crawford, F. Mostashari, and D. Olson, “Estimation of Excess Deaths Associated with the COVID-19 Pandemic in the United States, March to May 2020”, *JAMA Internal Medicine*, 2020, 180(10), 1336-1344.
- [42] Xu, E., Y. Xie, and Z. Al-Aly, “Long-term Neurologic Outcomes of COVID-19”, *Nature Medicine*, 2022, 28(11), 2406-2415.
- [43] 杨子晖、陈雨恬、张平森, “重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对”, 《管理世界》, 2020年第5期, 第13—35+7页。
- [44] 张敏、胡慧、陈波, “公共卫生事件冲击下的就业政策效应: 二元劳动力市场搜寻匹配视角”, 《经济研究》, 2022年第7期, 第64—83页。
- [45] 卓依、张竞、冯帅章、陈媛媛, “公共卫生事件对流动儿童和本地儿童非认知能力的影响”, 《经济学》(季刊), 2024年第4期, 第1273—1289页。

## Public Health Emergency and Portfolio Decisions: An Imprinting Theory Perspective

MA Shuzhong LEI Yu

(Zhejiang University)

FANG Chao

(Zhejiang Gongshang University)

WU Peng\*

(Zhejiang University of Finance and Economics)

**Abstract:** We investigate how public health emergencies shape individual portfolio decisions through the lens of imprinting theory. Analyzing investors with prior exposure to the SARS outbreak, we document a significant increase in portfolio holdings during the late COVID-19 phase, yet these expanded positions yield suboptimal cumulative returns—an effect magnified in regions with higher COVID-19 severity. Mechanism tests reveal that such historical health shocks do not fundamentally alter risk preferences, but rather elevate return expectations for the pharmaceutical sector, driving overweight allocations to healthcare-linked financial products. Heterogeneity analyses further demonstrate that the return underperformance exhibits gender-specific and occupational stratification, whereas the holding expansion remains invariant to demographic attributes.

**Keywords:** public health emergency; portfolio decisions; risk preference

**JEL Classification:** G11, I10, D14

---

\* Corresponding Author: WU Peng, School of Economics, Zhejiang University of Finance and Economics, No.18 Xueyuan Road, Hangzhou, Zhejiang 310018, China; Tel: 86-17816110715; E-mail: wupeng0734@outlook.com.