

家庭风险金融资产投资的阶层化逻辑

柳建坤 何晓斌 张云亮

内容提要:作为家庭资产主要来源的风险金融资产正成为家庭财富分化的重要机制。本文从阶层视角分析中国家庭投资风险金融资产的决策逻辑,通过对中国综合社会调查数据的分析,得到如下发现:在2010—2021年间,中国家庭在风险金融资产上的投资参与率长期维持在较低水平,并且投资决策存在两种阶层化逻辑,即阶层地位的提升和阶层地位向下流动都对投资风险金融资产具有正向影响,阶层地位变动所发挥的作用要强于当前阶层地位。进一步分析发现,阶层地位下降会通过降低社会公平感来促使家庭投资风险金融资产。这表明向下流动的家庭投资风险金融资产是一种补偿其阶层地位下降的非理性行为。本文不仅拓展了关于经济行为的社会分层研究,还可为决策部门引导公众理性参与金融市场,进而治理财富不平等问题提供经验参考。

关键词:风险金融资产;阶层地位;社会流动;公平感知

一、引言

财富不平等已成为全球性的治理难题,其对经济社会稳定运行以及社会公平正义构成严峻挑战。在中国,尽管宏观经济高速增长使家庭财富的总体规模不断扩大,但家庭财富分化问题日益凸显。根据皮凯蒂(Thomas Piketty)等学者对中国家庭收入调查(CHIP)、中国家庭追踪调查(CFPS)以

作者简介:柳建坤,哈尔滨工程大学人文社会科学学院副教授,主要研究方向为金融社会学;何晓斌,清华大学社会科学学院副教授(通讯作者),主要研究方向为金融社会学;张云亮,西南财经大学社会发展研究院副教授,主要研究方向为金融社会学。本文曾在2021年“社会分层与流动研究冬季论坛”和2022年中国社会学会“金融与民生福祉分论坛”上报告。感谢论坛参与者、匿名评审专家和编辑部的建设性意见。文责自负。

基金项目:黑龙江省哲学社会科学研究规划研究项目“县域零工经济劳动者权益保障风险及其治理研究”(22SHB168)、中央高校教改专项“县域零工经济劳动者权益保障风险及其治理的深化研究与教学应用”(3072023WJG1304)。

及胡润富豪榜数据的测算,从1995年到2012年,中国前10%阶层的财富占比从40%激增至67%,中间40%阶层的财富占比从43%下降至26%,后50%阶层的财富占比不足10%(Piketty et al., 2019)。一般而言,资产收益在财富分配过程中会产生滚雪球效应,因而财富增值速度与资产配置策略密切相关(Saez & Zucman, 2016)。例如,20世纪90年代末开启住房商品化改革后,住房资产价格迅速攀升,这使得部分家庭财富规模迅速扩大,但住房获取机会的不平等造成了严重的财富分化问题(何晓斌、夏凡,2012)。值得注意的是,以股票、基金为代表的风险金融资产的收益率远高于其他类型资产,但仅有少部分中国家庭能够参与风险金融市场。21世纪初,中国城市家庭的人均金融资产接近12000元,其中风险性金融资产仅占10%左右(孟亦佳,2014)。而根据《中国家庭财富调查报告2019》的数据,中国家庭人均财产超过20万元,其中股票等风险性金融资产的占比仅为10%。因此,在风险金融资产投资成为财富分化的关键机制的背景下,探究当代中国家庭投资风险金融资产的决策机制,不仅有助于降低家庭金融风险 and 拓展家庭财富来源,而且能为有关部门治理财富不平等问题提供经验参考。

经济学对风险金融资产投资的理论解释源自以理性人和市场无摩擦作为基本预设的经典资产组合模型(Samuelson, 1969)。随着经典资产组合模型的解释效力逐渐下降,经济学研究者逐渐突破经典资产组合模型的限制,将市场摩擦、背景风险、行为因素、信息处理能力和家庭特征等因素考虑在内(周聪,2020)。这样,家庭参与风险金融市场的决策就被视为一种由个人偏好、预算约束和外部环境共同塑造的追求效用最大化的行为。因此,除了关注宏观层面的经济政治环境变化以及家庭成员的人口统计学特征(Malmendier & Tate, 2008; Addoum et al., 2017),经济学研究者重视附着于家庭本身的资源所发挥的作用,并且证实了经济资本、人力资本和社会资本等家庭资源形式与风险金融资产投资决策存在显著联系(陈永伟等,2015;尹志超等,2014; Hong et al., 2004)。

然而,经济学采取的理性人分析视角忽视了以阶层为代表的结构性机制的重要性。事实上,阶层之间的差异不单单体现在阶层位置所承载的经济社会资源上,行为模式特别是经济决策的差别也是阶层差异的重要体现。例如,人们做出消费决策不仅需要以经济资源作为支撑,还受到心理因素的影响,而个体的心理态度又与其所处的阶层存在密切联系,这在消费决

策上表现得尤为明显(田丰,2011),并且较近的研究证实了资产投资决策会受到阶层地位感知的影响(郑路、徐旻霞,2022)。需要注意的是,个体的心理和行为不仅与自身的阶层地位存在密切联系,而且会因阶层地位的变化而发生改变。大量实证研究表明,阶层地位变动的特殊经历会对个体在之后生命历程中的心理态度产生影响(Elder, 1998),比如政治信任、人际信任等(盛智明,2013;高学德,2015)。此外,人们的行为方式也会受到阶层地位变动的影响,比如生活方式、社会交往方式以及政治参与方式等(秦广强,2011;芦强,2021;Fan & Yan, 2019)。不过,社会分层领域的研究者较少聚焦于经济行为来考察社会流动的后果,关于资产投资行为的研究尤其稀缺,这使得社会分层理论解释财富不平等现象的潜力未被完全释放出来。

鉴于此,本研究试图在刻画当代中国家庭的风险金融投资决策特征的基础上,从社会学独有的阶层视角探究风险金融资产投资决策的逻辑。具体而言,本研究将围绕以下问题展开:第一,中国家庭参与风险金融市场呈现出怎样的总体特征,对于不同类型的风险金融资产采取怎样的投资策略?第二,从动态视角来看,社会流动(代内流动和代际流动)是否对家庭投资风险金融资产的决策产生影响?第三,社会流动是通过何种机制影响家庭对风险金融资产的投资决策的?本研究将通过对中国综合社会调查数据的分析回答上述问题。本研究不仅从社会流动视角对风险金融资产投资这一重要的经济行为予以解释,而且为有关部门引导家庭理性参与风险金融市场,进而治理财富不平等等问题提供经验参考。这对推动资本市场良性运转和经济社会高质量发展具有现实意义。

二、理论分析

阶层是指社会成员所拥有的资源量呈现出的不均衡分布状态(刘欣、田丰,2018)。阶层地位通过不同类型的资源体现出来,而阶层地位的高低也是由资源的相对多寡所共同决定。由于高阶层在经济资本、人力资本和社会资本上都占据优势,因而其在股票、基金等风险金融市场中具有很高的参与率(陈永伟等,2015;尹志超等,2014;Hong et al., 2004),并且这种参与机会的不平等也是财富不平等问题在全球范围内日益加剧的重要原因(Campanale, 2007)。因此,从静态的阶层地位角度来看,资源投入能力是家庭投

资风险金融资产的核心逻辑,也即家庭成员是在对其所拥有的资源进行评估并且权衡了投资的收益和风险后才做出投资决策的,这充分体现了风险金融资产投资决策的理性色彩。

然而,除了当下的阶层地位外,阶层地位的变化同样会影响家庭投资风险金融资产的决策。个体及其所在家庭的阶层地位并不是恒定不变的,而是会在社会系统的运行和变迁过程中不断发生变化,从而呈现出社会流动的状态。剧烈的社会经济变迁所引发的社会流动会从不同方向对社会秩序产生影响(Lipset & Bendix, 1959; Davies, 1962)。不过,无论社会流动对社会稳定的影响是正面的还是负面的,它一旦发生,社会资源和权力分配格局都会随之变化,而受此影响的个体所占据的阶层地位也会发生变动,这就使其享有的物质福利、生活机会和生活质量均受到影响(Goldthorpe & Mcknight, 2006),进而形成特定的利益分配感知。

“自利理论”和“相对剥夺理论”是解释个体利益分配感知形成的主流框架。自利理论以理性人作为基本预设,认为人类行为的动机是物质主义导向的,这就使人们常常以自我为中心来评价其在利益分配过程中获得的结果(Sears & Funk, 1991)。因此,根据自利理论的观点,人们对其利益得失的态度是由其所占据的阶层地位决定的。这一观点得到了经验证据的支持,即高阶层群体对待利益分配的态度更加积极,而低阶层群体对利益分配持相对消极的看法(Alves & Rossi, 1978)。不过,自利理论在现实中并未获得完全验证。怀默霆(2009)对中国公众的研究发现,人们对社会不平等的态度与其所占据的阶层位置并非完全一致,一些占据优势阶层地位的群体对社会不平等的感知反而强于处于弱势阶层地位的群体。针对这一反常现象,相对剥夺理论给出了较为合理的解释,也即当人们通过与特定参照群体进行比较时会产生地位相对剥夺的感受,并且其对利益分配感知的影响往往要大于客观阶层地位的影响(Stouffer et al., 1949)。需要注意的是,人们在评估自身的利益得失时所选择的参照对象往往是局部的而非整体的,并且这些局部性的参照对象既可能是自己所能接触到的人,也可能是自己过去所处的阶层位置(Wegner, 1991; Taylor & Lobel, 1989)。因此,即使人们在当前处于较高的阶层地位,但如果低于过去的阶层地位,或者感受到周围的人的阶层地位高于自己,往往会在主观上产生相对剥夺的感受,进而对利益分配状况给予消极评价。

本文所关注的社会流动正是影响人们利益分配感知的重要因素。向下流动意味着个体的阶层地位下降,而这种地位落差很可能成为其评价当前利益分配是否公平的主要依据。公平感是人们对社会经济资源分配状况的主观判断、评价和态度(Brickman et al., 1981)。衡量资源分配公平与否的标准,既体现为个体能否参与分配,又体现为参与分配后所取得的资源的相对数量。换言之,一个社会的资源分配的公平程度同时体现在机会公平和结果公平两个方面(Friedman & Friedman, 1980)。就结果而言,公平感又可以进一步区分为基于社会整体资源分配的宏观公平感和基于特定类型资源(如收入、工作机会、社会保障等)分配的微观公平感(Wegner, 1991)。马磊、刘欣(2010)同时使用“自利理论”和“相对剥夺理论”分析了收入分配公平感的产生机制,发现后一种观点更符合中国社会的实际情况,即城市居民的收入分配公平感主要通过相对剥夺机制所产生,特别是代内的向下流动发挥着更大作用。王甫勤(2010)聚焦于代际流动,发现代际的向下流动对收入分配公平感有显著的负向影响,即那些经历职业向下流动的人们,更加倾向于认为收入分配状况是不平等的。

进一步来看,个体在心智结构中形成的公平感知会影响其对物质利益的渴求程度。伊斯特林(Richard Easterlin)的经典研究发现经济增长并未带来个体幸福感的提升(Easterlin, 1974),由此形成的“伊斯特林悖论”在学术界引发了长达数十年的讨论。其中,英格尔哈特(Ronald Inglehart)在解释“伊斯特林悖论”时强调物质渴求因素的重要性,认为即使个体的收入不断增加,但如果社会成员的收入均处于增加态势,个体的不公平感反而会增强,从而增强其对物质利益的欲望,这就使幸福感并不随收入增加而提升(Inglehart, 1990)。换言之,当人们的物质需求被不公平感所激发出来后,为了补偿其在主观上的利益损失感受,往往会做出有可能在短期内产生高经济回报的决策。参与风险金融市场就是典型的风险性经济决策。周广肃等(2018)对中国家庭追踪调查数据的分析发现,当地区的收入差距较大时,当地居民会感知到明显的社会不平等,其自评的经济地位与实际经济地位的偏差会变大,进而增强其对提升经济地位的欲望,最终在行为上表现为加大对风险金融资产的投资力度。王垒等(2021)对中国家庭金融调查数据的分析获得了类似的发现,也即当家庭预期的未来收入与当前收入存在落差时,其参与风险金融市场的行为更加明显。

综上所述,除了静态的阶层地位外,动态的阶层地位变化也会影响家庭在风险金融资产方面的投资决策,而“地位下降补偿”是这一行为的核心逻辑。具体而言,当家庭阶层地位发生向下流动,即当前的阶层地位低于过去的阶层地位时,家庭成员对社会资源分配公平性的感知趋向消极,由此激发出强烈的物质欲求,以快速弥补因地位下降所造成的利益损失。这样,可以在短期内带来高回报的风险金融市场就成为家庭重返原来的阶层地位的优先途径。

总之,中国家庭针对风险金融资产的投资决策存在着两种逻辑(见图1):第一种逻辑是静态的阶层逻辑,强调家庭当下所处的阶层地位对其投资风险金融资产的影响,其中的作用机制是阶层地位所承载的资源;第二种逻辑是动态的阶层逻辑,强调家庭阶层地位在时间维度的相对变动对做出风险金融资产投资决策的影响,其中的作用机制是阶层地位变动所塑造的对资源分配公平性的感知。需要说明的是,此前的经济学文献已经考察了单一类型的家庭资本对风险金融资产投资的影响,从而在静态维度揭示了阶层逻辑。与之不同的是,本研究重点考察阶层地位变动与风险金融资产投资的关系,试图从动态视角揭示风险金融资产投资决策的阶层逻辑。

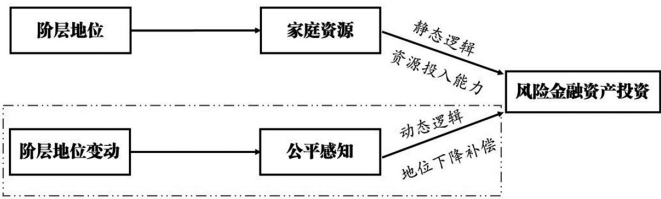


图1 中国家庭投资风险金融资产的阶层化逻辑

三、研究设计

(一)数据来源

本研究采用的数据来自中国综合社会调查(China General Social Survey, CGSS)。CGSS首轮调查于2003年开始,自2010年起,CGSS在问卷中设置了关于家庭资产配置的题项,这使得开展关于家庭风险金融市场参与议题的实证研究成为可能。考虑到农村地区尚未建立起成熟的金融市场,绝大多

数的居民未投资风险金融资产^①,故本研究の対象聚焦于城镇居民。根据研究任务的不同,本文采取了两种样本筛选策略:首先,为了完整呈现中国城镇家庭参与风险金融市场的基本情况以及在风险金融资产上所采取的配置策略,本文使用2010年、2012年、2013年、2015年、2017年、2018年和2021年这七个年份的CGSS数据进行分析。在剔除农村样本以及关键变量含有缺失值的样本后,各年份的城镇居民样本量分别为6161、6906、6963、6368、7923、8569和4293。其次,鉴于包含测量阶层地位以及阶层地位的指标仅存在于2021年CGSS数据中,故使用该期数据进行回归分析,以便于从阶层视角来解释中国家庭参与风险金融市场的动机。

(二)变量说明

1. 因变量

风险金融资产投资。在正规金融市场中,风险资产主要包括股票、基金、金融债券、企业债券、金融衍生品、金融理财品、外汇、黄金等。CGSS向受访者询问了其所在家庭对七类资产的投资情况,包括股票、基金、债券、期货、权证^②、外汇和房地产,答案编码方式均为:1=是,0=否。其中,房地产属于非金融资产,而债券的性质并不明确,故本文将其他五类资产归为风险金融资产的范畴。因此,只要受访家庭在股票、基金、期货、权证和外汇上进行过投资,就视为其参与了风险金融市场,赋值为“1”,否则赋值为“0”。另外,本文针对每一类风险金融资产构建了相应的变量,以考察风险金融资产之间的差别。

2. 自变量

阶层地位变动。参考已有文献的做法(王甫勤,2010),本文从代际职业流动和代内职业流动两个维度来测量受访者的阶层地位变动。CGSS2021不仅向受访者询问了其当前所从事的职业以及第一份工作从事的职业,并且向其询问了14岁时父亲所从事的职业。此外,CGSS2021还根据受访者及其父亲的职业构建了标准国际社会经济地位指数(international socio-economic status index)。

① 对CGSS农村样本的测算结果显示,在2010—2018年间,农村地区投资风险金融资产的居民比例未超过1%,这一比例直到2021年才上升至2.5%。

② 权证是一种期权类金融衍生产品。

conomic index, ISEI),以清晰地反映职业地位的高低。参考盛智明(2013)的做法,本文构建了代际流动和代内流动两个指标,具体如下。

(1)代际流动。代际流动可以通过比较受访者当前的职业地位与父代的职业地位反映出来。具体而言,我们将受访者当前职业地位的 ISEI 值与其父亲职业地位的 ISEI 值相减,得到“代际职业流动值”。如果该值大于 0,则表明受访者经历了向上的职业流动;如果小于 0,则表明受访者经历了向下的职业流动;如果等于 0,则表明受访者未经历任何方向的职业流动,也即其职业地位与其父亲相同。进一步地,本文将该连续变量转化为虚拟变量,编码方式为:“0”表示无代际流动或向上代际流动,“1”表示向下的代际流动。

(2)代内流动。代内流动可以通过比较受访者当前的职业地位与其最初的职业地位反映出来。具体而言,我们将受访者当前职业地位的 ISEI 值与其第一份职业的 ISEI 值相减,得到“代内职业流动值”。如果大于 0,则表明受访者经历了向上的代内流动;如果小于 0,则表明受访者经历了向下的代内流动;如果等于 0,则表明受访者未发生任何方向的代内流动。进一步地,本文将该连续变量转化为虚拟变量,编码方式为:“0”表示无代内流动或向上代内流动,“1”表示向下代内流动。

3. 中介变量

在本文构建的分析框架中,公平感知是阶层地位变动影响家庭投资风险金融资产的重要机制。公平感体现在宏观和微观两个层面:宏观层面的公平感指的是个体对社会资源分配的整体状况的认知,而微观层面的公平感则是指个体对收入、公共服务等特定资源分配状况的评价。考虑到变量的可得性,并借鉴已有研究的做法(何晓斌等,2020;黄健、邓燕华,2021),本文使用社会公平感来测度公平感知,其在问卷中对应的题项是“总的来说,您认为当今的社会公不公平?”,答案赋值方式为:1=完全不公平,2=比较不公平,3=说不上公平但也不能说不公平,4=比较公平,5=完全公平。

4. 控制变量

本文将可能影响家庭投资风险金融资产的其他因素纳入统计模型,包括受访者的性别(1=男性,0=女性)、年龄、婚姻状况(有配偶=1,无配偶=0)、户籍性质(1=非农,0=农业)、政治面貌(1=中共党员,0=非中共党员)和教育年限。需要说明的是,虽然本文重点考察阶层地位变动对家庭投资风险

金融资产决策的影响,但也关注阶层地位的作用。为此,本文在模型中加入了测量阶层地位的综合性指标,它由受访者当前职业的ISEI值测得。此外,为了控制地区因素的影响,本文将受访者所在省份变量加入模型中。表1报告了主要变量的定义和基本统计量。

表1 变量的操作化说明与基本统计量(CGSS2021)(N=4293)

变量名称	定义与赋值	均值	标准差
风险金融资产投资	0=否,1=是	0.14	0.34
代际流动	0=无流动或向上流动,1=向下流动	0.04	0.20
代内流动	0=无流动或向上流动,1=向下流动	0.05	0.22
公平感知	受访者对当前社会公平状况的评价	3.43	0.93
性别	0=女性,1=男性	0.44	0.50
年龄	调查年份减去受访者出生日期	49.27	17.99
婚姻状态	0=无配偶,1=有配偶	0.71	0.46
户籍性质	0=农业户籍,1=非农业户籍	0.65	0.48
政治面貌	0=非中共党员,1=中共党员	0.15	0.36
受教育年限	受访者接受教育的年数	10.79	4.45
当前阶层地位	受访者当前职业的ISEI	45.86	7.63
省份	以北京为参照组,生成18个虚拟变量	—	—

(三)分析策略与模型设定

本文的实证部分由描述性分析和回归分析两部分构成。描述性分析部分的主要工作是在经验层面呈现在数据分析时段(2010—2021年)城镇家庭投资风险金融资产的行为特征;回归分析部分的主要工作是运用统计模型来验证城镇家庭投资风险金融资产的决策是否存在阶层化逻辑,也即在关注阶层地位的作用的同时,重点考察阶层地位变动对家庭投资风险金融资产的影响。由于因变量是虚拟变量,故使用Probit模型进行估计,模型设定如下:

$$FA_RK_i = \beta_1 \times SMG_i + \gamma_1 \times SMN_i + \delta_1 \times X_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

在上式中,FA_RK_i表示受访者所在家庭是否投资过五类风险金融资产(股票、基金、期货、权证和外汇)中的任意一类;SMG_i表示受访者是否经历了向下代际流动;SMN_i表示受访者是否经历了向下代内流动;变量X_i代表一系列控制变量;ε_i为随机误差项。

四、数据分析结果

(一)城镇家庭投资风险金融资产的总体特征

本文测算了2010—2021年间城镇家庭在风险金融资产上的分项以及加总投资参与率。图2的结果显示,城镇家庭对风险金融市场的参与率仅有小幅提升。具体来看,在2010年、2012年、2013年、2015年、2017年、2018年和2021这七个年份,风险金融市场的总体参与率分别为12.4%、12.1%、11.0%、11.1%、14.3%、11.7%和13.5%。图3则详细展示了城镇家庭在各类风险金融资产上的投资情况。从2010年到2021年,股票投资率从9.71%下降至8.44%,基金投资率从5.79%上升至9.16%,期货投资率从0.15%上升至0.33%,权证投资率从0.06%上升至0.13%,外汇投资率从0.24%上升至0.37%。此前的研究将股票和基金视为中国家庭主要投资的风险金融资产(周广肃等,2018)。我们比较了股票和基金与其他三类风险金融资产的投资参与率的比值,其在各年度的结果为34.7、33.8、23、37.2、24.7、20.0和21.2。就股票和基金而言,二者的投资参与率在各年度的比值为1.7、1.7、1.5、2.7、1.8、1.5和0.9。由此可见,股票和基金仍是中国城镇家庭进行风险金融资产投资的重心,而股票又是重中之重。

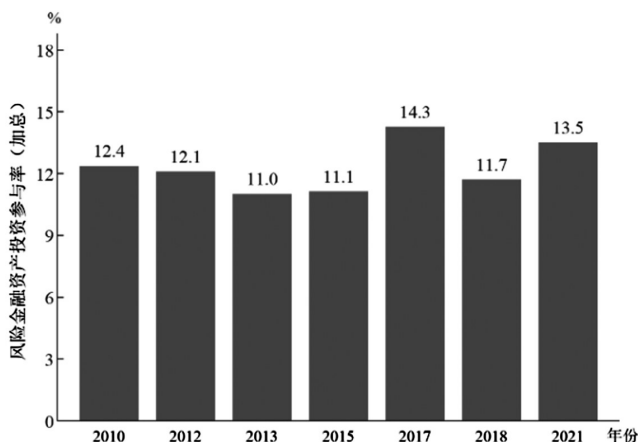


图2 风险金融资产投资参与率(整体)

综上所述,在2010年到2021年间,参与风险金融市场的城镇家庭的比

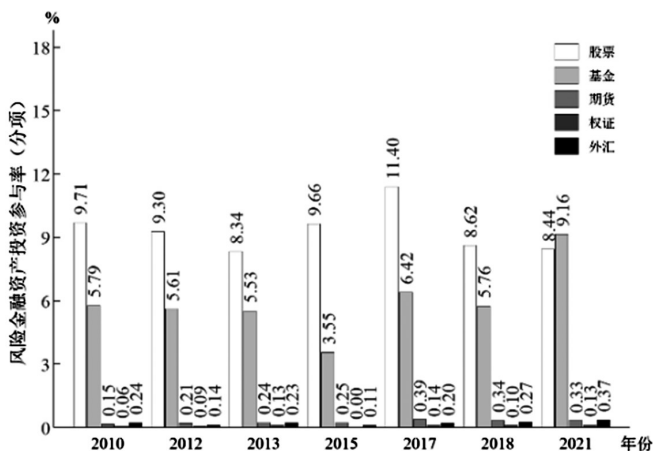


图3 风险金融资产投资参与率(分项)

例有所提高,但始终低于15%。特别是作为家庭风险金融资产结构的核心部分,股票和基金的投资率最高值未超过10%。对中国家庭金融调查(CHFS)数据的分析也取得了类似的发现,也即在2011年,家庭在股票和基金上的投资参与率分别为8.8%和4%;即使到了2017年,这两类风险金融资产的投资参与率也未发生太大变化,仅为8.6%和3.1%。^①这表明在较长时间内城镇家庭都存在风险金融资产投资不足的问题,也即出现了风险金融市场“有限参与”的现象。

(二)阶层地位及其变动对家庭投资风险金融资产的影响

表2报告了利用Probit模型估计阶层地位及其变动对家庭投资风险金融资产的影响。模型1是只纳入控制变量的基础模型;模型2进一步纳入了测量当前阶层地位的变量,模型3和模型4则分别纳入了测量阶层地位变动的变量。模型5则纳入了全部自变量和控制变量。模型5的结果显示,在控制了相关变量后,测量阶层地位及其变动的指标对风险金融资产的投资决策产生了显著影响。首先,当前阶层地位变量的系数在统计上显著为正,这说明在考虑了其他因素后,受访者的阶层地位越高,其所在家庭投资风险金

① 相关数字由笔者对CHFS2011和CHFS2017两期数据的分析得出。

表2 阶层地位及其变动对风险金融资产投资的影响

	风险金融资产				
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
当前阶层地位		0.005* (0.002)	0.006* (0.003)	0.006* (0.003)	0.006* (0.003)
向下代际流动			0.349*** (0.119)		0.353*** (0.120)
向下代内流动				0.154** (0.078)	0.158** (0.078)
男性	0.107* (0.055)	0.115** (0.056)	0.118** (0.056)	0.115** (0.056)	0.118** (0.056)
年龄	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)
有配偶	0.177*** (0.066)	0.174*** (0.066)	0.180*** (0.066)	0.178*** (0.066)	0.184*** (0.066)
非农户口	0.295*** (0.069)	0.296*** (0.069)	0.283*** (0.069)	0.299*** (0.069)	0.287*** (0.069)
党员	0.021 (0.077)	0.017 (0.077)	0.020 (0.077)	0.021 (0.077)	0.024 (0.077)
受教育年限	0.111*** (0.010)	0.107*** (0.010)	0.105*** (0.010)	0.107*** (0.010)	0.105*** (0.010)
省份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-1.822*** (0.210)	-2.008*** (0.242)	-2.045*** (0.243)	-2.035*** (0.243)	-2.073*** (0.244)
样本量	4293	4293	4293	4293	4293
pseudo R ²	0.215	0.216	0.218	0.217	0.220

注：*、**、***分别表示系数估计结果在 10%、5%和 1%的置信水平上显著，括号中报告的是标准误，下同。

融资产的可能性越大。这表明当前阶层地位对风险金融市场参与具有显著正向影响,因而可以从静态维度确证家庭风险金融资产投资存在阶层化逻辑。其次,代际流动和代内流动两个测量阶层地位变动的指标都可以正向预测家庭投资风险金融资产的决策。具体而言,相比于未发生代际流动或向上代际流动的人,那些向下代际流动的人投资风险金融资产的概率更大；

相比于未发生代内流动或向上代内流动的人,那些向下代内流动的人更有可能投资风险金融资产。

值得注意的是,在模型5中,代际流动和代内流动两个变量的系数值都大于当前阶层地位变量的系数值(0.353vs. 0.006,0.158vs. 0.006),这表明在影响家庭投资风险金融资产的阶层因素中,动态的阶层地位变动所发挥的作用要强于静态的阶层地位。此外,代际流动变量的系数值大于代内流动变量的系数值(0.353vs. 0.158),这表明向下代际流动对城镇家庭参与风险金融市场的促进效应强于向下代内流动。

(三)稳健性检验

1. 使用对角线参照模型

在前面的分析中,本文使用的Probit模型仅能估计社会流动方向对家庭投资风险金融资产的影响,但难以控制社会流动的起点和终点位置可能产生的影响,这可能会混淆阶层效应和流动效应。借鉴已有研究的处理办法(王甫勤,2011;Fan & Yan, 2019),本文使用对角线参照模型(diagonal reference model, DRM)识别社会流动效应。^①相比于传统回归模型,DRM可以厘清受访者的起点阶层和终点阶层的效应,进而估算出社会流动过程的总体效应。具体而言,DRM通过使用起点阶层和终点阶层两个位置的单一系数向量以及加权参数(表示起点阶层和终点阶层的相对重要性)来估计起点阶层和终点阶层对因变量的影响,模型设定如下:

$$FA_RK = p \times \mu_{org} + q \times \mu_{des} + \delta X \tag{2.1}$$

在上式中, μ_{org} 和 μ_{des} 分别表示研究对象的起点阶层和终点阶层的系数的向量集。 p 和 q 表示起点和终点效应的相对权重,二者之和等于1。当 p 大于0.5时,表示社会流动的起点效应要大于流动终点的效应;反之,当 q 大于0.5时,表示社会流动终点的效应大于起点的效应。 X 表示控制变量的集合。需要说明的是,此模型为不含流动效应的基准模型。如果要进一步检验是否存在流动效应,需要在基准模型中添加流动变量。

$$FA_RK = p \times \mu_{org} + q \times \mu_{des} + \beta \times MOB + \delta X \tag{2.2}$$

在上式中, MOB 表示流动变量(比如流动方向)。由此构建的DRM就可

① 感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。

以准确测算社会流动的效应。本文使用基于 Stata 开发的“drm”程序对 DRM 进行估计 (Kaiser, 2019)。

构建 DRM 需要以确定受访者流动的起点和终点为前提。在本研究中, 代际流动的起点是受访者 14 岁时父亲的职业地位, 终点是受访者当前的职业地位; 代内流动的起点是受访者的第一份职业地位, 终点是受访者当前的职业地位。进一步地, 我们将上述三个测量受访者在不同时期的阶层地位的指标转换为包含“下层”“中层”和“上层”三个取值的类别变量。参考已有研究的做法 (李强, 2005), 我们将 ISEI 分值小于 40 分的样本定义为“社会下层”, 40~59 分之间的样本定义为“社会中层”, 大于 60 分的样本定义为“社会上层”。由此, 我们构建了 3×3 的代际流动表和代内流动表。在流动表中, 受访者社会流动状况在三个维度上呈现出来: 一是“是否发生社会流动”, 也即对角线单元格表示未发生社会流动 (编码为 0), 非对角线位置单元格表示发生社会流动 (编码为 1); 二是“社会流动方向”, 位于对角线下方单元格表示向下流动 (编码为 -1), 位于对角线上方单元格表示向上流动 (编码为 1); 三是“社会流动距离”, 也即起点到终点位置的变化幅度。

表 3 报告了使用 DRM 估计社会流动与家庭投资风险金融资产关系的结果。模型 1 和模型 3 是不含流动变量的基准模型, 模型 2 和模型 4 是加入流动变量的完整模型。首先, 四个模型的起点效应都小于 0.5, 这说明无论是代际流动还是代内流动, 受访者原初的阶层地位对其当前投资风险金融资产有显著影响, 但不及当前阶层地位的影响。其次, 无论是否考虑社会流动效应, 不同阶层地位的家庭在风险金融投资决策上呈现明显的梯次现象。具体而言, 在未发生社会流动的情况下, 社会下层不倾向投资风险金融资产 (系数均显著为负), 而社会中层和社会上层投资风险金融资产的可能性更大 (系数均显著为正)。这意味着家庭投资风险金融资产的决策确实与其阶层地位的高低密切相关。最后, 在模型 2 和模型 4 中, 社会流动方向和社会流动距离对家庭投资风险金融资产有显著影响, 也即向下代际流动和向下代内流动都会提高家庭投资风险金融资产的可能性。而且, 随着流动距离的增加, 向下流动的家庭更可能参与风险金融市场。因此, 基于 DRM 估计的结果与前文的发现基本一致, 即家庭投资风险金融的决策与阶层地位及其变动存在紧密联系, 这表明家庭投资风险金融决策存在阶层化逻辑。

表3 基于DRM估计的结果

	代际流动		代内流动	
	模型1	模型2	模型3	模型4
起点效应	0.643*** (0.120)	0.800*** (0.208)	0.900*** (0.186)	0.976*** (0.222)
阶层地位				
下层	-0.089*** (0.020)	-0.035*** (0.011)	-0.021** (0.010)	-0.018* (0.010)
中层	0.055*** (0.019)	0.095*** (0.027)	0.061*** (0.014)	0.057*** (0.014)
上层	0.037*** (0.013)	0.061*** (0.019)	0.081*** (0.017)	0.039*** (0.013)
是否发生社会流动		0.080** (0.039)		0.011** (0.001)
社会流动方向		-0.081*** (0.027)		-0.003** (0.002)
流动距离		0.021** (0.010)		0.037** (0.018)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.020 (0.050)	-0.011 (0.106)	-0.228*** (0.051)	-0.143 (0.099)
样本量	4293	4293	4293	4293

注：控制变量包括性别、年龄、婚姻状态、户籍性质、政治面貌、受教育年限和省份。下表同。

2. 倾向值匹配

在前面的分析中,本文使用的代际流动和代内流动两个变量均是根据客观范畴的阶层地位指标构建,但受访者的阶层地位可能会受到自身的性别、年龄、政治面貌、教育水平等因素的影响。换言之,测量阶层地位变动的两个指标很可能不是随机的,由此带来的样本选择偏差(sample selection bias)问题也会造成基准回归结果存在偏误。为此,本文采用倾向得分匹配法(propensity score matching)构建反事实框架对基准回归结果进行纠正。在操作层面,本文根据“代际流动”和“代内流动”两个变量将全部样本区分为处理组(向下代际流动、向下代内流动)和对照组(非向下代际流动、非向下代内流动)。接着,使用Logit模型估计样本进入处理组的倾向值,再采用最

近邻匹配将倾向值在同一取值范围内的样本进行匹配。平衡性检验结果显示,在匹配之后,处理组与对照组的协变量之间的偏差大幅缩小,处理组与对照组的协变量达到了平衡性要求,表明匹配效果较好。^①表4报告了ATT (average treatment effect on the treated)结果。可以看到,ATT在全部模型中的取值均大于0,且都具有统计显著性。这说明在各方面基本相似的情况下,无论是代际流动还是代内流动,向下流动的个体所在家庭投资风险金融资产的可能性都大于非向下流动的个体所在家庭。因此,在处理了样本选择偏差后,基准回归结果仍是稳健的,也即阶层地位向下变动对家庭投资风险金融资产具有促进作用。

表4 倾向值匹配结果

	代际流动			代内流动		
	向下流动	非向下流动	ATT	向下流动	非向下流动	ATT
1:1 配比	0.267	0.194	0.073***	0.137	0.130	0.007***
1:2 配比	0.267	0.191	0.076***	0.137	0.125	0.011***
1:3 配比	0.267	0.173	0.094***	0.137	0.127	0.010***
1:4 配比	0.267	0.170	0.097***	0.137	0.125	0.012***

(四)机制分析

在证实了向下社会流动会促使家庭做出投资风险金融资产的决策后,接下来将从公平感知角度探究这一关系形成的作用机制。本文采用逐步回归方法来验证公平感知可能发挥的中介效应,其结果如表5所示。在表5中,模型1和模型4反映的是第一步的回归结果。可以看到,向下代际流动和向下代内流动两个变量的系数均在统计上显著为正,这说明阶层地位向下变动的个体所在家庭更可能投资风险金融资产。模型2和模型5反映的是第二步的回归结果,即仍以测量阶层地位变动的指标作为自变量,但以公平感知作为因变量。结果显示,当阶层地位向下变动时,个体对社会公平状况的认知趋向消极。模型3和模型6是第三步的回归结果,二者同时加入了

^① 限于文章篇幅,正文中未展示平衡性检验的结果和核密度函数图,有兴趣的读者请联系作者索取。

表5 基于逐步回归法的中介效应检验结果

	风险金融 资产	公平感知	风险金融 资产	风险金融 资产	公平感知	风险金融 资产
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	Probit	OProbit	Probit	Probit	OProbit	Probit
向下代际流动	0.349*** (0.119)	-0.171** (0.084)	0.321 (0.200)			
向下代内流动				0.154** (0.078)	-0.222*** (0.048)	0.150 (0.093)
公平感知			-0.021** (0.010)			-0.023** (0.011)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	4293	4293	4293	4293	4293	4293
pseudo R ²	0.218	0.013	0.218	0.217	0.015	0.216

自变量和中介变量。在两个模型中,公平感知变量在统计上显著为负。更重要的是,与模型1和模型4相比,向下代际流动和向下代内流动两个变量在模型3和模型6的系数值明显变小,并且不再具有统计显著性。根据检验中介效应存在的标准,可以初步判断公平感知是阶层地位变动促使人们投资风险金融资产的作用机制。

进一步地,本文采用KHB方法测算公平感知所产生的中介效应。表6的结果显示,公平感知变量所产生的间接效应(中介效应)对总效应的贡献率仍在统计上显著。这再次证实了公平感知是阶层地位变动影响风险金融资产投资的作用机制,也即当阶层地位向下变动时,人们更倾向于认为社会资源分配处于不公平状态,为了避免地位持续下降而参与风险金融市场。

表6 基于KHB方法的中介效应检验结果

代际流动				代内流动			
总效应	直接效应	间接效应	贡献率	总效应	直接效应	间接效应	贡献率
0.195***	0.174***	0.021***	11.0%	0.177***	0.160***	0.017***	10%

五、结论与讨论

本文利用 CGSS 数据呈现了中国城镇家庭参与风险金融市场的基本状况,从阶层视角考察了家庭投资风险金融资产的逻辑,获得了如下研究发现:第一,在 2010—2021 年间,中国家庭在风险金融资产上的投资参与率有所提高,但始终维持在较低水平;第二,阶层地位的提升和阶层地位向下流动都对家庭投资风险金融资产具有正向影响,但动态的阶层地位变动所发挥的作用要强于静态的阶层地位;第三,公平感知,也即对社会资源分配是否公平的认知是阶层地位变动影响家庭投资风险金融市场的作用机制。

作为家庭资产的重要组成部分,风险金融资产对家庭财富增长的关键作用已经得到社会的广泛认可。近年来,中国家庭债务规模持续走高大大加剧了家庭金融风险^①,这使得拓展家庭财富来源的风险金融资产的重要性愈发凸显。随着风险金融市场成为家庭获取财富的重要渠道,家庭阶层地位与风险金融资产的联系不断加强。与此同时,不同家庭参与风险金融市场的机会差异也成为造成社会不平等的新机制。正是在这一现实背景下,从社会学独有的阶层视角探究中国家庭参与风险金融市场的行动逻辑无疑是必要的。

正如本研究所发现的,中国家庭投资风险金融资产决策背后存在着静态和动态两种阶层化逻辑。一方面,静态的阶层化逻辑体现在当下的阶层地位与家庭投资风险金融资产的关系中。本研究发现,高阶层家庭凭借其资源优势有更多机会参与风险金融市场并从中获益,而缺乏资源投入能力的低阶层家庭往往被排斥在风险金融市场之外。由此,风险金融市场中就出现了由阶层地位差距所造成的参与机会不平等的现象。因此,中国家庭参与风险金融市场比例之所以较低,主要是因为阶层结构延伸至金融领域,也即少数的高阶层群体是风险金融资产投资者的主力,而占人口多数的较低阶层群体则因资源劣势而缺少参与风险金融市场的机会。随着风险金融资产对家庭财富增长的贡献率不断提高,风险金融市场参与机会差异将成为拉大贫富差距的重要原因。因此,有关部门应高度重视风险金融市场存

^① 2019 年西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心、蚂蚁金服集团研究院联合发布的《中国居民杠杆率和家庭消费信贷问题》报告显示,中国家庭债务占国民生产总值的 49.2%,虽然这一数字低于美国等发达国家,但中国的增速高于这些国家,并且收入最低的 20% 的家庭负债收入比高达 1140.5%。

在的参与机会不平等及其给经济社会发展带来的风险,制定系统性的治理策略。例如,进一步扩大中等收入群体的规模,优化风险金融市场参与者结构;在全社会普及金融知识,提高居民的金融素养;降低金融市场准入门槛,健全金融市场监管体系,加大对中小投资者的金融保护力度;等等。

另一方面,动态的阶层化逻辑更需要予以关注,它体现在阶层地位变动与家庭投资风险金融资产的关系中,公平感知是主要的作用机制。与静态的阶层化逻辑不同,动态的阶层化逻辑强调主观心理而非客观资源的作用。正如本研究所发现的,一旦家庭阶层地位向下流动,家庭成员对社会资源分配的不公平感会显著增强,从而促使其投资风险金融资产。因此,从社会流动角度来看,此类家庭对风险金融资产的投资决策实际上是一种补偿阶层地位下降的手段。很明显,对于阶层地位下降的家庭而言,其在进行风险金融资产投资时很可能并未进行理性计算,很大程度上是试图在短期内获得高回报以重返较高的阶层地位。由动态的阶层化逻辑所支配的投资决策类似于“赌博”,即人们往往不顾自身的实际情况孤注一掷地进行投资。这种具有盲目性和投机性的投资不仅可能会使投资者的利益遭受更大的损失,而且会导致金融市场的运作偏离正常状态。因此,政策制定者不仅要注意到风险金融市场的参与机会不平等问题,更要对阶层地位下降的非理性投资者予以关注。在应对策略方面,治本之策是使社会结构保持开放性,同时通过经济社会高质量发展创造出更多的向上流动机会,增强公众的获得感,使其能够理性地参与风险金融市场。

本文从阶层视角揭示了中国家庭参与风险金融市场的行为逻辑,在以下两个方面拓展了社会分层研究。一方面,本文依托于社会学的阶层理论对风险金融资产投资决策予以解释。事实上,风险金融资产投资长期以来是经济学的研究议题。不过,经济学的解释始终坚持理性人的基本预设,认为处在不确定环境中的个体为追求效用最大化而做出投资风险金融资产的决策。与之不同的是,本文揭示出家庭投资风险金融资产存在静态和动态两种阶层逻辑,强调客观的家庭资源和主观的公平感知共同塑造了风险金融资产投资决策,这为风险资产投资决策提供了新的解释。另一方面,本文拓展了社会分层与流动对经济决策影响的实证研究。已有文献在考察社会分层对经济决策的影响时,主要将消费作为讨论对象,关于投资行为的研究非常缺乏;而关于社会流动在个体层面产生的影响,现有研究主要关注的是

个体的态度以及非经济行为,经济行为尚未引起较多关注。本文首次考察了阶层地位及其变动对家庭投资风险金融资产的影响,为学术界围绕经济行为开展阶层研究提供了经验参考。

作为从阶层视角探究风险金融资产投资逻辑的尝试,本研究还存在一些不足,有待在未来研究中加以改进。首先,由于CGSS数据本身的限制,本文仅以是否投资风险金融资产作为因变量。尽管中国家庭追踪调查(CFPS)、中国家庭金融调查(CHFS)等调查设计了有关特定风险金融资产的投资金额的题项,但缺少受访者阶层地位及其变动的详细信息,因而难以满足本研究的要求。其次,家庭金融资产由风险金融资产和非风险金融资产共同构成,由于问卷中缺少相关变量,本文未能对阶层地位及其变动与非风险金融资产投资的关系进行考察,从而难以证实阶层化逻辑是否同样存在于非风险金融市场中。再次,由于本文使用的CGSS数据是截面数据,因而难以测量同一个家庭在不同时间点的投资决策变化,这可能影响因果关系识别的精度。最后,受到分析框架的限制,本文仅从公平感知视角解释阶层地位变动与风险金融资产投资决策之间的关系,这难免会挂一漏万,未能揭示其他可能存在的作用机制。

参考文献:

- 陈永伟、史宇鹏、权五燮,2015,《住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据》,《金融研究》第4期。
- 高学德,2015,《社会流动与人际信任:基于CGSS数据的实证研究》,《西南大学学报(社会科学版)》第6期。
- 何晓斌、柳建坤、张云亮,2020,《医生信任的城乡差异及其形成机制——基于公平感视角的实证分析》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第6期。
- 何晓斌、夏凡,2012,《中国体制转型与城镇居民家庭财富分配差距——一个资产转换的视角》,《经济研究》第2期。
- 黄健、邓燕华,2021,《制度的力量——中国社会保障制度建设与收入分配公平感的演化》,《中国社会科学》第11期。
- 怀默霆,2009,《中国民众如何看待当前的社会不平等》,《社会学研究》第1期。
- 李强,2005,《“丁字型”社会结构与“结构紧张”》,《社会学研究》第2期。
- 刘欣、田丰,2018,《社会结构研究40年:中国社会学研究者的探索》,《江苏社会科学》第4期。
- 芦强,2021,《社会流动对社会交往的影响研究——基于西部社会的实证分析》,《宁夏社会科学》第2期。
- 马磊、刘欣,2010,《中国城市居民的分配公平感研究》,《社会学研究》第5期。
- 孟亦佳,2014,《认知能力与家庭资产选择》,《经济研究》第S1期。
- 秦广强,2011,《社会流动的影响与后果——基于2003 CGSS的实证分析》,《湖南社会科学》第5期。

盛智明, 2013,《社会流动与政治信任——基于CGSS2006数据的实证研究》,《社会》第4期。

田丰, 2011,《消费、生活方式和社会分层》,《黑龙江社会科学》第1期。

王甫劬, 2010,《社会流动与分配公平感研究》,复旦大学博士学位论文。

——, 2011,《社会流动有助于降低健康不平等吗?》,《社会学研究》第2期。

王奎, 张翠芳、康旺霖, 2021,《家庭收入期望差距与风险金融市场参与行为——来自CHFS的微观证据》,《安徽师范大学学报(人文社会科学版)》第4期。

尹志超、宋全云、吴雨, 2014,《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,《经济研究》第4期。

郑路、徐旻霞, 2022,《抑制还是刺激? ——社会经济地位感知与城镇居民风险金融投资》,《社会学评论》第6期。

周聪, 2020,《家庭风险金融市场有限参与之谜评述》,《投资研究》第6期。

周广肃、樊纲、李力行, 2018,《收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资》,《世界经济》第4期。

Addoum, Jaward M., Geogre Korniotis & Alok Kumar. 2017. "Stature, Obesity, and Portfolio Choice." *Management Science* 63(10).

Alves, Wayne & Peter Rossi. 1978. "Who Should Get What? Fairness Judgments of Distribution of Earnings." *American Journal of Sociology* 84(3).

Brickman, P., Folger, R., Goode, E. & Schul, Y. 1981. "Microjustice and Macrojustice." In M. J. Lerner & S. C. Lerner(eds.), *The Justice Motive in Social Behavior*. New York: Plenum Press.

Campanale, C. 2007. "Increasing Returns to Savings and Wealth Inequality." *Review of Economic Dynamics* 10(4).

Davies J. C. 1962. "Toward a Theory of Revolution." *American Sociological Review* 30(1).

Easterlin, R. A. 1974. "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence." In Paul A. David & Melvin W. Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*. New York: Academic Press.

Elder, G. H. 1998. "The Life Course as Developmental Theory." *Child Development* 69(1).

Fan, Xiaoguang & Yan Fei. 2019. "The Long Shadow: Social Mobility and Political Participation in Urban China, 2006–2012." *Social Science Research* 81.

Friedman, M. & R. Friedman. 1980. *Free to Choose: A Personal Statement*. London: Seeker and Warburg.

Goldthorpe, J. H. & McKnight, A. 2006. "The Economic Basis of Social Class." In S. L. Morgan, D. B. Grusky & G. S. Fields (eds.), *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*. Stanford: Stanford University Press.

Inglehart, Ronald. 1990. *Culture Shift in Advanced Industrial Society*. Princeton: Princeton University Press.

Kaiser, C. 2019. "DRM. Diagonal Reference Model for Stata." *Open Science Framework*, <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/KFDP6>.

Lipset, Seymour & Bendix R. 1959. *Social Mobility in Industrial Society*. Berkeley: University of California Press.

Malmendier, Ulrike & Geoffrey Tate. 2008. "Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction." *Journal of Financial Economics* 89(1).

Piketty, T., Yang, L. & Zucman, G. 2019. "Capital Accumulation, Private Property, and Rising Inequality in China, 1978 – 2015." *American Economic Review* 109(7).

Saez, E. & Zucman, G. 2016. "Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data." *The Quarterly Journal of Economics* 131(2).

Samuelson, Paul. 1969. "Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming." *Stochastic Optimization Models in Finance* 51(3).

Sears, David O. & Carolyn L. Funk. 1991. "The Role of SelfInterest in Social and Political Attitudes." *Advances in Experimental Social Psychology* 24(24).

Stouffer, Samuel, Edward Suchman, Leland DeVinney, Shirley Star & Robin Williams. 1949. *The American Solider: Adjustments during Army Life*. Princeton: Princeton University Press.

Taylor, Shelley & Marci Lobel. 1989. "Social Comparison Activity under Threat: Downward Evaluation and Upward Contacts." *Psychological Review* 96(4).

Wegner, Bernd. 1991. "Relative Deprivation and Social Mobility: Structural Constraints on Distributive Justice Judgments." *European Sociological Review* 7(1).

Hong, Harrison, Jeffrey Kubik & Jeremy Stein. 2004. "Social Interaction and Stock-Market Participation." *The Journal of Finance* 59(1).

The Class Logic of Household Investment in Risky Financial Assets

LIU Jian-kun HE Xiao-bin ZHANG Yun-liang

Abstract: Risky financial assets, as the main source of household assets, are becoming an important mechanism for household wealth inequality. This paper investigated the logic of the investment in risky financial assets from the perspective of class for Chinese households. Using the data from the China General Social Survey, we found that the investment rate of Chinese households in risky financial assets remained at a low level for a long time from 2010 to 2021. Moreover, there were two kinds of stratification logics in investment decision-making, i.e., both the elevation of class status and downward social mobility had a positive impact on the investment in risky financial assets, but the role of social mobility was stronger than that of class status. Further analysis revealed that downward social mobility induced households to invest in risky financial assets by reducing the perception of social equity. These findings indicated that investment in risky financial assets for downwardly mobile households may be an irrational behavior to compensate for their declining status. This paper not only expands the research on the social stratification of economic behavior, but also provides empirical references for policymakers to guide the public to participate rationally in financial markets and thus to alleviate wealth inequality.

Keywords: risky financial assets, class status, social mobility, fairness perception

(责任编辑: 骆骁)