

失业保险、背景风险与家庭股市参与

彭树宏

(江西财经大学 财税与公共管理学院, 江西南昌 330013)

摘要:基于2017年中国家庭金融调查数据,本文检验了失业保险对家庭股市参与的影响和机制。研究结果表明,我国失业保险能显著提高家庭股市参与的广度,但对家庭股市参与的深度影响不显著。机制研究表明,失业保险通过降低收入的背景风险对家庭股市参与产生影响。通过考察中国失业保险制度的非劳动力市场效应,本文深化了对失业保险功能的认识,并为从背景风险理论角度解释股市“有限参与之谜”提供了新的经验证据。当前我国失业保险制度存在覆盖率低、失业保险金替代率低等突出问题,本文的研究表明,扩大失业保险覆盖面,提高失业保险参保率和待遇水平,不仅可以为更多的失业人员提供生活保障,维护社会公平和稳定,而且在一定程度上能促进家庭股市参与,有利于扩大股市规模,提高资源配置效率,促进家庭财富积累。

关键词:失业保险;背景风险;家庭股市参与;条件混合过程方法;“有限参与之谜”

中图分类号:F842 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)03-0101-12

一、引言和文献综述

近年来,我国社会保障制度建设事业取得了长足的进步。2020年我国基本养老保险参保率已达91%,预计2025年要达到95%;基本医疗保险参保率则早已超过95%,二者均接近全民参保^①。相比之下,我国失业保险的发展却相对滞后。长期以来,我国城镇就业劳动者失业保险参保率一直维持在40%左右,城乡就业劳动者失业保险参保率则更低,尚不到25%,距离国际上85%的失业保险参保率标准相距甚远^[1]。

我国失业保险发展缓慢的重要原因之一在于各界对它的功能认识存在局限性,只看到了失业保险的收入损失补偿功能,而忽视了失业保险的其他潜在职能,以至于有学者提出取消失业保险并将其功能并入社会救助体系的建议^[2]。实际上,失业保险除了能在劳动者失业时,为其基本生活提供保障外,还能有助于失业者以更从容的心态去搜寻更合适的工作,增进失业者未来工作的匹配度,提高人力资本的配置效率^{[3][4]}。即使劳动者没有失业,失业保险仍有潜在的影响,失业保险的存在能降低劳动者长期收入的波动,减缓其对未来失业时面临困境的担忧,减轻其背景风险,从而对其当下的风险决策行为产生影响^{[5][6]}。

股票市场参与是一种典型的风险决策行为,考察失业保险对股市参与的影响,有助于我们更全面

收稿日期:2022-02-27

基金项目:国家自然科学基金项目“中国大学教育溢价:演化特征、成因解释与影响效应”(71763007)

作者简介:彭树宏(1980—),男,湖北黄冈人,江西财经大学财税与公共管理学院副教授。

和深入地理解失业保险的作用,从而更有效地推进失业保险制度的建设。经典的金融资产组合理论认为,投资者应在尽量多样化的前提下,根据自身的风险偏好以及资产收益和风险的不同,以一定比例确定各类资产的投资额,力求形成一个收益最大化而风险最小化的资产配置组合。按照这一理论,除了完全风险规避的家庭外,其他家庭都应该投资于一定比例的股票。但是,现实中,却有很多家庭根本没有参与股市投资,形成了所谓的“有限参与之谜”。围绕对“有限参与之谜”的解释,相关研究主要从投资者个体特征^[7]、社会结构因素^{[8][9]}、不完全市场^[10]、背景风险^[11]等方面来考察影响家庭股市参与行为的因素,形成家庭金融学的研究,已成为金融学界关注的一个新的焦点领域^{[12][13]}。

背景风险是无法通过金融市场交易来规避的风险,包括劳动收入风险、健康风险、住房风险等^[14],与本文密切相关的是劳动收入风险带来的背景风险。Lynch 等通过在模型中引入劳动收入的反周期波动和顺周期增长,得出商业周期中的劳动收入波动在年轻人的股市参与决策中起着重要作用。Chang 等的研究结论表明,劳动收入的标准差增加 1 倍会使得风险资产占比下降 4 个百分点^[15]。Angerer 和 Lam 将劳动收入风险区分为永久收入风险和临时收入风险,研究发现永久收入风险会显著减少家庭风险资产份额,而临时收入风险则不会^[16]。现有多数研究都表明劳动收入风险会影响家庭金融资产配置,减少家庭的股市参与。失业保险是针对劳动者失业风险而设立的一种社会保险制度,它除了具有一般社会保险互助共济,保障失业者在失业期间的基本生活的功能外,还具有促进失业者再就业、稳定劳动力市场等多种功能。对失业保险的研究,主要围绕最优失业保险制度设计和失业保险对劳动力市场的影响两方面展开。前一方面的研究主要是基于失业保险会使失业者减少主动就业努力,从而产生道德风险的考虑,在失业保险和主动就业之间进行平衡,一般结论是失业保险金要随失业期限而递减^{[17][18]}。后一方面的研究主要集中在考察失业保险对求职努力^{[19][20]}、工作匹配^[3]、劳动者人力资本^[21]等方面的影响上。

虽然有关家庭金融资产配置的研究文献已关注到劳动收入风险对家庭股市参与的影响,但多是理论分析,且尚未联系到平抑劳动收入风险的失业保险制度。现有少量直接考察失业保险制度对家庭风险资产选择的国外研究结论不一,且缺少深入的机制研究。本文的研究贡献体现在以下方面:(1)运用条件混合过程方法(CMP)的工具变量,估计考察了中国失业保险对家庭股市参与的影响效应,深化了从背景风险角度考察家庭股市参与的研究内容;(2)考察了中国失业保险制度的非劳动力市场效应,增进了对失业保险功效的认识,拓展了失业保险制度效应的研究视角;(3)为从背景风险理论角度解释股市“有限参与之谜”提供了新的经验证据。

二、理论基础与研究假设

与失业保险的劳动力市场效应相比,失业保险的非劳动力市场效应尚未得到人们的足够重视。虽然国外已有少数研究关注到失业保险对家庭风险资产选择的影响,但是囿于不同国家的失业保险制度体系不一样,研究结论并不一致^{[5][6]}。如 Bremus 和 Kuzin 研究发现,美国和德国的失业保险制度均能抵消短期失业风险对家庭风险资产选择的负向影响,但面临长期失业风险时,德国失业保险制度仍能起到补偿作用而美国失业保险制度则不能^[6]。

失业是悬挂在每个劳动者头上的“达摩克利斯之剑”,是市场经济中不可避免的现象。失业保险是一种对劳动者在失业时提供收入保障的社会保险制度,它的存在一方面能使劳动者在失业时仍有收入来源,从而有效地平抑劳动者的劳动收入风险;另一方面它还能有助于劳动者在失业期间以更从容的心态去搜寻更合适的工作,增进失业者未来工作的匹配度,提高就业质量,降低失业后再就业收入下降的风险。所以,失业保险的存在能平抑劳动者长期收入的波动,减缓其对未来失业时面临困境的担忧,减轻其背景风险,从而对其当下的股票市场参与行为产生影响。据此,我们推测拥有失业保险会降低家庭的预防性储蓄,将资金转移到高风险资产的投资上。

另一方面,股票投资是一项高风险资产配置,尤其对于作为新兴市场的我国资本市场而言更是如此。失业保险参与者一旦失去现有的工作岗位,未来收入会受到较大的影响。当前,我国的失业保险

制度是从计划经济转向市场经济之后才建立的一种社会保险制度,还存在认知度低、覆盖率低、待遇水平低等问题。发达国家失业保险待遇一般与失业前的收入挂钩,而我国的失业保险金标准根据《失业保险条例》规定,按照低于当地最低工资标准、高于城市居民最低生活保障标准,由各省级政府确定。显然,我国过低的失业保险待遇使得失业保险对未来收入的平抑作用有限,这使得拥有失业保险的家庭并不会因为拥有失业保险而将过多的资金投入股市。所以,失业保险的存在即使能“诱惑”家庭进入股市,但也未必能“刺激”家庭购买更多的股票。此外,虽然当前信息时代的股市参与成本在降低,但股市参与的门槛和成本却依旧存在。不同群体的失业风险、失业保险待遇、受教育程度、家庭收入等不一样,失业保险对其家庭股市参与的效应也会不一样。综上所述,本文提出如下研究假设:

- 假设 H₁:参与失业保险能提高家庭股市的参与广度,但不会提高家庭股市的参与深度;
- 假设 H₂:参与失业保险的家庭股市参与效应存在异质性;
- 假设 H₃:失业保险通过降低收入的背景风险对家庭股市参与产生影响。

三、研究设计

(一)实证模型

由于家庭股市参与是二值变量,所以我们用 Probit 模型进行分析,具体模型设定如下:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 UI_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \tag{1}$$

$$y_i = I(y_i^* > 0) \tag{2}$$

式(1)和式(2)中的 y_i^* 是潜变量, y_i 是表示家庭是否参与股市的虚拟变量, $I(\cdot)$ 为示性函数,括号内表达式成立则取值为 1,否则取值为 0。 UI_i 表示家庭 i 是否拥有失业保险, X_i 是表示影响家庭是否参与股市的其他控制变量,包括户主个体特征、家庭特征、工作特征和地区固定效应。由于只能观察到参与了股市投资的家庭股票在家庭金融资产中的占比,没有参与股市投资的家庭股票占比为 0,数据存在左边断尾,所以我们采用 Tobit 模型进行分析。

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 UI_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \tag{3}$$

$$y_i = \max(0, y_i^*) \tag{4}$$

式(3)和式(4)中的 y_i^* 是潜变量, y_i 表示股票资产在全部家庭金融资产中的占比,其他变量的含义与式(1)和式(2)相同。

虽然我们控制了多个影响家庭股市参与的其他变量,但是仍然可能遗漏与失业保险相关而又对家庭股市参与有影响的变量;另外,参与股市可能会增强家庭的金融保险意识,促进其参与失业保险,从而在家庭股市参与和失业保险之间存在反向因果关系。为了克服内生性带来的估计偏误问题,本文采用家庭所在地级市的失业保险参与率(除去该家庭本身)作为该家庭是否拥有失业保险的工具变量进行工具变量估计。本文的因变量是限值的(二值或截尾数据),内生变量是二值的,用两阶段最小二乘法或控制函数法估计通常会导致不一致的结果;传统的用于估计内生限值因变量模型的 IV-Probit 和 IV-Tobit 估计只适用于连续内生解释变量的情形^{[22](P110-112)[23]}。所以,我们采用条件混合过程方法(conditional mixed process, CMP)进行估计。条件混合过程估计基于一个统一的联立方程混合模型框架,适用于多种不同类型被解释变量,可根据变量类型设定方程组,采用极大似然估计法完成估计^[24]。本文的 CMP 估计方程组包含两个方程,第一阶段方程为失业保险参与(二值变量)的决定方程,第二阶段方程为家庭股市参与(二值变量)或股票资产占比(截尾数据)的决定方程。

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 UI_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \tag{5}$$

$$UI_i^* = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 X_i + u_i \tag{6}$$

$$y_i = I(y_i^* > 0) \text{ 或 } y_i = \max(0, y_i^*) \tag{7}$$

$$UI_i = I(UI_i^* > 0) \tag{8}$$

式(5)~(8)中,上标带星号的是潜变量, Z_i 为工具变量,其他变量和符号含义同前。当估计失业保险对家庭是否参与股市的影响时,适用 $y_i = I(y_i^* > 0)$;当估计失业保险对家庭股票资产占比的影

响时,适用 $y_i = \max(0, y_i^*)$ 。

本文工具变量的构建方法为现有文献所普遍采用^[25]。有效的工具变量需满足强相关和严外生两个条件。失业保险是在市级层面统筹实施的强制性社会保险,一个地区较高的失业保险参保率意味着该地失业保险法规实施情况良好,从而与该地家庭拥有失业保险的概率正相关。这可以由工具变量法第一阶段回归的 F 统计量来进行统计检验。市级层面上整体的失业保险参保率与单个家庭是否参与股市投资没有直接联系,但是地级市平均的失业保险参保率反映了地区的某些固有特征,如政府的执法效率、就业结构特征等。只要在控制相关的自变量后,这些固有特征与失业保险参保概率不相关或不影响家庭股市参与,则本文的工具变量就是有效的^[26]。

(二)数据来源

本文所用主要数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在 2017 年进行的中国家庭金融调查(CHFS)。该调查采用分层、分阶段的 PPS 抽样设计,覆盖中国内地 29 个省级行政区(不含新疆和西藏),2017 年的样本规模达 40011 户,数据具有全国、省级和副省级城市代表性。CHFS 旨在收集有关中国家庭金融微观层次上的相关信息,数据包含家庭人口统计学特征、资产与负债、保险与保障、支出与收入等方面的各种相关信息,分为个人、家庭、地区三个数据库,本文的研究同时用到这三个层面的数据。除了主要的 CHFS 数据外,本文在机制分析部分还用到了《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》的相关宏观经济统计数据。

股市参与通常是以家庭为单位进行决策的,且中国家庭金融调查问卷中有关股票投资的问题也是以家庭为单位设计来调查家庭股票投资的情况,所以本文在家庭层面开展研究。户主在中国家庭的股市参与决策中往往占有主导地位,所以本文在实证分析中除了使用家庭特征变量外,还使用了户主个人特征变量。根据《失业保险条例》,我国的失业保险只针对城镇企事业单位的职工,所以本文只保留男性年龄在 16~59 岁之间,女性年龄在 16~54 岁之间的有非农工作的户主及其家庭样本,最终纳入分析的样本家庭有 15601 户。

(三)变量设定及描述性统计

本文的被解释变量是家庭股市参与,本文从两个方面考察失业保险对家庭股市参与的影响。第一个方面是,家庭是否参与股市,以家庭是否拥有股票账户来衡量,为二值虚拟变量,拥有股票账户的家庭取值为 1^②。第二个方面是家庭参与股市的深度,以家庭持有的股票市值在全部家庭金融资产中的占比来衡量。家庭金融资产包括家庭拥有的现金、活期存款、定期存款、未收回的借出款总额,股票、基金、银行理财产品、互联网理财产品、国债、地方债、公司债、金融债、金融衍生品、非人民币资产、黄金及其他金融资产市值。本文的核心解释变量是家庭是否拥有失业保险。在主体分析部分,本文以家庭是否拥有失业保险来衡量,为二值虚拟变量,拥有失业保险的家庭取值为 1;在稳健性分析部分,将家庭成员中至少有一人有失业保险界定为该家庭拥有失业保险。

本文样本中,有失业保险家庭的股市参与率为 27.7%,无失业保险家庭的股市参与率为 6.8%,两者有显著差异;有失业保险家庭的股票市值占全部家庭金融资产比重为 6.8%,无失业保险家庭的股票市值占全部家庭金融资产比重为 1.7%,两者同样差异显著。为了考察失业保险与家庭股市参与之间的因果关系,本文在回归方程中添加了多组对家庭股市参与产生影响的控制变量,并采用工具变量法解决不可观测变量的遗漏偏误。本文的控制变量主要包括户主个体特征、家庭特征、工作特征和地区固定效应四类。户主个体特征变量包括年龄、年龄平方、性别、户籍、政治面貌、教育年限、婚姻状况、健康状况、风险偏好、其他社会保险(包括社会养老保险、社会医疗保险和工伤保险)和商业保险参保情况;家庭特征变量包括家庭中拥有 16 岁以下小孩数目、60 岁以上老人数目、家庭是否拥有自有住房、家庭总资产的对数和家庭总负债的对数,这些变量均是已被相关文献证明对家庭股市参与有重要影响的变量^[13]。

为了更好地剔除混杂因素的影响,本文另外控制了与失业保险相关,同时又可能影响家庭股市参与的工作特征变量,包括户主工作单位类型、是否签订劳动合同和是否在金融行业就业。按照《失业

《失业保险条例》规定,失业保险适用于所有城镇企事业单位,是一种强制性社会保险。但在实践中,《失业保险条例》并没有得到很好地执行和督察,企业逃缴失业保险的情况很普遍,本文样本中事业单位和企业单位的失业保险参保率分别为 53.6% 和 28.7%,单位性质会影响到失业保险的参保。《失业保险条例》规定,有雇工的城镇个体工商户及其雇工是否应当参加失业保险由省、自治区、直辖市人民政府根据当地实际情况确定。签订了劳动合同的正规就业者比没有签订劳动合同的非正规就业者参加失业保险的比率更高,本文样本中这两类劳动者的失业保险参保率分别为 56.7% 和 6.9%,相差很大。我国的金融行业一直以来都是高收入行业,在金融行业工作有利于金融知识和金融信息的掌握,这会影响到家庭股市参与。此外,本文还以省份虚拟变量来表示地区固定效应,以控制与地区特征相关的遗漏变量的影响。全部变量的具体定义和描述性统计见表 1。

表 1 变量定义及描述性统计

类型	变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	股市参与	虚拟变量,家庭持有股票为 1,未持有股票为 0	0.130	0.336	0	1
	股票占金融资产比重	家庭持有的股票市值除以家庭全部金融资产	0.032	0.134	0	1
核心自变量	失业保险参与	虚拟变量,户主拥有失业保险为 1,否则为 0	0.298	0.458	0	1
个体特征	年龄	调查年份减去出生年份	43.890	9.063	17	59
	性别	虚拟变量,女性为 1,男性为 0	0.147	0.354	0	1
	户籍	虚拟变量,非农业户口为 1,农业户口为 0	0.457	0.498	0	1
	政治面貌	虚拟变量,中共党员为 1,非中共党员为 0	0.192	0.394	0	1
	教育年限	将学历根据学制进行转换而得	11.069	3.675	0	22
	婚姻状况	虚拟变量,已婚为 1,非已婚为 0	0.894	0.308	0	1
	健康状况	虚拟变量,健康为 1,不健康为 0	0.624	0.484	0	1
	其他社会保险	虚拟变量,户主拥有养老保险或医疗保险为 1,否则为 0	0.950	0.217	0	1
	商业保险	虚拟变量,户主拥有商业保险为 1,否则为 0	0.134	0.341	0	1
	风险偏好	虚拟变量,户主偏好风险为 1,否则为 0	0.501	0.500	0	1
家庭特征	16 岁以下小孩数量	家庭中 16 岁以下小孩的数量	0.611	0.767	0	8
	60 岁以上老人数量	家庭中 60 岁以上老人的数量	0.260	0.570	0	5
	自有住房	虚拟变量,拥有自有住房为 1,否则为 0	0.898	0.302	0	1
	总资产的对数	家庭总资产取对数	13.107	1.713	0	17.217
	总负债的对数	家庭总负债取对数	4.454	5.641	0	15.425
工作特征	工作性质	虚拟变量,签订劳动合同为 1,否则为 0	0.468	0.499	0	1
	单位类型	虚拟变量,事业单位为 1,企业为 0	0.158	0.365	0	1
	行业	虚拟变量,金融业就业为 1,其他行业为 0	0.023	0.150	0	1

注:表中数据四舍五入后保留三位小数,下表同。

四、实证研究结果

(一)基本估计结果

表 2 是考察失业保险对家庭股市参与的影响的回归结果。模型(1)~(5)是采用 Probit 模型研究失业保险对家庭是否参与股市的影响的回归结果,依次逐步加入了户主个体特征、家庭特征、工作特征和地区固定效应。核心解释变量“失业保险”的边际效应系数全部在 1% 显著性水平上显著,在控制户主个体特征、家庭特征和工作特征之后,模型(3)的回归结果表明,拥有失业保险会使得家庭股市参与的概率提升 7.1%。模型(4)和模型(5)分别在模型(3)的基础上加入了省份固定效应和地级市固定效应,结果显示,失业保险的边际效应系数变化不大,相对模型(3)只分别下降和上升了 0.3% 和 0.5%。这表明,在控制户主个体特征、家庭特征和工作特征之后,地区固定效应对回归结果影响很小。模型(6)~(10)是采用 Tobit 模型研究失业保险对股票资产在全部家庭金融资产中占比影响的回归结果,依次逐步加入了户主个体特征、家庭特征、工作特征和地区固定效应。核心解释变量“失业保险”的边际效应系数仍然非常显著。在控制户主个体特征、家庭特征和工作特征之后,模型(8)的回

表 2

失业保险对股市参与的影响

	是否参与股市				股票资产占比					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
失业保险	0.092*** (0.013)	0.078*** (0.012)	0.071*** (0.012)	0.068*** (0.012)	0.076*** (0.013)	0.053*** (0.010)	0.043*** (0.009)	0.032*** (0.011)	0.031*** (0.011)	0.030*** (0.011)
年龄	0.025*** (0.005)	0.021*** (0.005)	0.026*** (0.006)	0.027*** (0.005)	0.029*** (0.006)	0.021*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.021*** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.020*** (0.006)
年龄平方	-0.000*** (0.000)									
女性	-0.004 (0.016)	-0.002 (0.015)	-0.005 (0.018)	-0.009 (0.017)	-0.011 (0.020)	0.006 (0.011)	0.007 (0.010)	0.006 (0.012)	0.003 (0.012)	0.001 (0.012)
城市户口	0.060*** (0.015)	0.048*** (0.016)	0.039** (0.016)	0.049*** (0.016)	0.046** (0.018)	0.040*** (0.012)	0.033*** (0.012)	0.031*** (0.012)	0.038*** (0.012)	0.033*** (0.013)
中共党员	-0.023* (0.012)	-0.018* (0.011)	-0.012 (0.011)	-0.011 (0.011)	-0.009 (0.013)	-0.021** (0.009)	-0.017** (0.007)	-0.012 (0.009)	-0.010 (0.009)	-0.011 (0.009)
教育年限	0.020*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.013*** (0.003)	0.012*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)
已婚	0.033 (0.024)	0.014 (0.026)	0.016 (0.027)	0.015 (0.028)	0.021 (0.032)	0.003 (0.014)	-0.010 (0.015)	-0.013 (0.016)	-0.015 (0.016)	-0.013 (0.016)
健康	0.000 (0.011)	-0.010 (0.011)	-0.022* (0.012)	-0.021* (0.012)	-0.023* (0.014)	0.004 (0.008)	-0.004 (0.007)	-0.010 (0.008)	-0.009 (0.007)	-0.011 (0.008)
其他社会保险	0.038 (0.025)	0.034 (0.029)	0.065** (0.031)	0.068** (0.033)	0.075** (0.036)	0.037 (0.024)	0.034 (0.025)	0.039 (0.026)	0.042 (0.027)	0.042 (0.026)
商业保险	0.068*** (0.012)	0.041*** (0.011)	0.036*** (0.012)	0.034*** (0.011)	0.036*** (0.013)	0.046*** (0.007)	0.029*** (0.006)	0.025*** (0.007)	0.022*** (0.007)	0.019*** (0.007)
风险偏好	0.092*** (0.012)	0.075*** (0.011)	0.080*** (0.012)	0.075*** (0.013)	0.085*** (0.015)	0.075*** (0.008)	0.064*** (0.007)	0.067*** (0.008)	0.062*** (0.007)	0.059*** (0.007)
小孩数目		-0.012 (0.010)	-0.015 (0.011)	-0.016 (0.011)	-0.019 (0.013)		-0.004 (0.008)	-0.004 (0.009)	-0.005 (0.009)	-0.005 (0.009)
老人数目		0.001 (0.012)	0.003 (0.013)	0.002 (0.013)	0.008 (0.016)		0.000 (0.009)	0.002 (0.009)	-0.000 (0.009)	0.002 (0.009)
自有住房		-0.133*** (0.025)	-0.146*** (0.029)	-0.143*** (0.025)	-0.159*** (0.026)		-0.074*** (0.016)	-0.082*** (0.019)	-0.079*** (0.016)	-0.079*** (0.016)
家庭总资产		0.059*** (0.004)	0.063*** (0.005)	0.061*** (0.004)	0.067*** (0.004)		0.036*** (0.004)	0.039*** (0.005)	0.037*** (0.004)	0.036*** (0.005)
家庭总负债		0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
正规就业			0.030** (0.015)	0.032* (0.016)	0.030 (0.019)			0.025** (0.012)	0.026** (0.012)	0.025* (0.013)
机关事业单位			-0.032** (0.014)	-0.029** (0.014)	-0.026* (0.015)			-0.018 (0.014)	-0.017 (0.014)	-0.015 (0.015)
金融业			0.077*** (0.019)	0.081*** (0.019)	0.098*** (0.022)			0.051*** (0.015)	0.053*** (0.016)	0.051*** (0.017)
省份固定效应	NO	NO	NO	YES	NO	NO	NO	NO	YES	NO
地级市固定效应	NO	NO	NO	NO	YES	NO	NO	NO	NO	YES
样本量	3790	3789	3425	3355	2952	3706	3705	3359	3359	3359
伪 R ²	0.2053	0.2621	0.2685	0.2821	0.2841	0.194	0.238	0.245	0.271	0.307

注:(1)表中报告的是平均边际效应,略去了常数项;(2)括号内是德尔塔方法(Delta-method)计算的地级市层面上的聚类稳健标准误;(3)*、**和***分别代表在10%、5%和1%的统计水平上显著,下表同。

归结果表明,拥有失业保险会使得股票资产在全部家庭金融资产中的占比提升 3.2%。模型(9)和模型(10)分别在模型(8)的基础上加入了省份固定效应和地级市固定效应,结果显示,失业保险的边际效应系数变化不大,相对模型(8)分别只下降了 0.1%和 0.2%。这同样表明,在控制户主个体特征、家庭特征和工作特征之后,地区固定效应对回归结果影响很小。

表 2 中,不同模型下各控制变量的边际效应系数的估计结果总体上相当稳定,这表明家庭股市参与的驱动因素主要是户主个体特征因素,本文模型的估计结果具有稳健性。总体上,年龄、城镇户口、受教育水平、商业保险、风险偏好、自有住房、家庭总资产、在金融行业就业等对家庭股市参与有显著影响,这与已有文献的结论基本一致^{[12][13]}。户主年龄对家庭股市参与的影响呈现出倒 U 型特征,家庭参与股市的概率和深度均随着户主年龄的增加先上升后下降,两者分别在 47 岁和 48 岁时达到峰值^③。与现有多数研究的结论一致,自有住房对家庭股市参与有显著的负向影响^{[27][28]},其他有显著影响变量的效应均为正。其他社会保险(养老保险和医疗保险)只对家庭是否参与股市有显著正向影响,而对股票资产占比没有显著影响。这其中的部分原因在于我们以二值变量代表是否拥有养老保险或医疗保险,而我国养老保险和医疗保险已基本实现全民参保,变量的变异太小,难以得出精确的估计结果。相比之下,商业保险对家庭股市参与和股票资产占比均有显著的正向影响。

(二)IV 估计结果

考虑到核心解释变量“家庭是否拥有失业保险”可能存在的内生性问题,本文进一步采用家庭所在地级市的失业保险参与率(除去该家庭本身)作为该家庭是否拥有失业保险的工具变量,进行 CMP 估计,结果如表 3 所示。所有模型的第一阶段估计结果均表明,家庭所在地市的失业保险参保率会显著提升该家庭的失业保险参保概率。Sanderson-Windmeijer F 统计量全部大于 10 且在 1%统计显著性水平上显著,这排除了弱工具变量问题。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%统计显著性水平上显著,拒绝了工具变量不可识别的原假设。

为解决同一地级市内不同家庭之间的扰动项的问题,标准误采用地级市层面上的聚类稳健标准误。由于采用家庭所在地级市的失业保险参与率(除去该家庭本身)作为该家庭是否拥有失业保险的工具变量后,无法再控制地级市层面的固定效应(会出现共线性问题),本文控制省级层面的固定效应。从表 2 基本回归结果中可以看到,在控制了户主个体特征、家庭特征和工作特征后,无论是控制省级层面的固定效应还是地级市层面的固定效应,估计结果都变化不大。在表 3 中同样可以看到,地区固定效应对工具变量估计的结果影响不大。这表明,本文的工具变量不太可能通过与地区相关的因素而对被解释变量产生影响。

表 3 失业保险对家庭股市参与的影响:IV 估计

变量	是否参与股市		股票资产占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
失业保险	0.133 *** (0.037)	0.129 *** (0.043)	0.026(0.017)	0.032 * (0.019)
地区固定效应	NO	YES	NO	YES
其他变量	YES	YES	YES	YES
第一阶段估计	是否拥有失业保险			
	(1)	(2)	(3)	(4)
所在地市失业保险参保率	1.676 *** (0.229)	1.573 *** (0.312)	1.656 *** (0.229)	1.604 *** (0.274)
地区固定效应	NO	YES	NO	YES
其他变量	YES	YES	YES	YES
样本量	3432	3432	3432	3432
SW F 统计量	30.09 ***	30.09 ***	29.48 ***	29.48 ***
KP LM 统计量	16.78 ***	16.78 ***	16.72 ***	16.72 ***

注:(1)表中结果采用 CMP 法估计,其他变量包括户主个体特征、家庭特征、工作特征和常数项;(2)括号内是地级市层面上的聚类稳健标准误;(3)第二阶段报告的是平均边际效应,标准误采用德尔塔方法(Delta-method)计算;(4)两个检验统计量根据 2SLS 结果计算。

工具变量估计结果表明,拥有失业保险能显著地提升家庭参与股市投资的概率,与没有考虑内生性问题的基本估计结果相比,采用工具变量法后的估计结果更显著。与不考虑内生性问题时的基本估计结果不同的是,工具变量估计结果没有提供失业保险促进家庭股市参与深度的有力证据。在没有控制地区固定效应时,估计的平均边际效应不显著,控制地区固定效应后,只在10%显著性水平下显著,在通常的5%显著性水平下并不显著,95%置信区间[-0.004,0.069]包含零。下文在接下来的稳健性检验部分进一步考察这一结果的稳健性。

(三)稳健性检验

家庭股市参与是本文的被解释变量,前面的分析以家庭是否拥有股票账户来定义家庭是否参与股市投资,但现实中有不少家庭是通过购买股票型基金间接参与股市投资的,所以本文将拥有的主要基金为股票型基金的家庭也同样定义为参与了股票市场;相应地将家庭持有的股票型基金的市值也算入家庭持有的股票市值。家庭是否拥有失业保险是本文的核心解释变量,在上文的分析中,笔者以户主是否参加失业保险来界定家庭是否拥有失业保险,下文将家庭拥有失业保险界定为家庭中至少有一人拥有失业保险。

在重新界定了被解释变量和核心解释变量后,本文采用与表3中相同的模型设定分别重新进行了估计。所有模型的Sanderson-Windmeijer F统计量和Kleibergen-Paap rk LM统计量均在1%统计显著性水平上显著,这排除了弱工具变量和工具变量不可识别的情形。表4中模型(1)和模型(3)的估计结果表明,在重新界定被解释变量和核心解释变量后,失业保险对家庭股市参与仍然有十分显著的正向影响。改变被解释变量或核心解释变量的界定后,估计结果仍然没有提供失业保险促进家庭股市参与深度的证据。即使在10%的显著性水平上,拥有失业保险都不能显著提升股票资产在全部家庭金融资产中的占比。实证结果显示,在改变了核心变量的界定后,本文的基本研究结论并没有发生改变。

表4 稳健性检验结果

失业保 险	是否参与股市	股票资产占比	是否参与股市	股票资产占比
	(1)	(2)	(3)	(4)
	0.122*** (0.043)	0.032(0.023)	0.179*** (0.039)	0.035(0.021)
是否拥有失业保险				
第一阶段估计	(1)	(2)	(3)	(4)
所在地市失业保险参保率	1.627*** (0.262)	1.602*** (0.273)	1.132*** (0.238)	1.071*** (0.247)
样本量	3432	3432	3461	3461
SW F 统计量	30.09***	29.48***	15.12***	15.15***
KP LM 统计量	16.78***	16.72***	11.57***	11.70***

注:(1)表中结果采用CMP法估计,所有模型都控制了户主个体特征、家庭特征、工作特征、省份固定效应和常数项;(2)括号内是地级市层面上的聚类稳健标准误;(3)第二阶段报告的是平均边际效应,标准误采用德尔塔方法(Delta-method)计算;(4)两个检验统计量根据2SLS结果计算。

五、进一步讨论

(一)异质性分析

1.不同户籍和单位性质的异质性。虽然《失业保险条例》已将农民合同制工人纳入失业保险参保范围,但却实行了二元体制。失业时,城市工的失业保险金由社保经办机构按月发放,而农民工(现在称为“新型产业工人”)却只能领取一次性生活补助金,城市工的失业保险待遇要大大高于农民工^①。同时,相对城市工,农民工收入、教育水平更低、工作流动性更强,这使得他们较少关注股市等高风险投资。本文推测,失业保险主要影响城市工家庭的股市参与行为,而对农民工家庭并无显著影响。因此,将样本根据户主户籍分为城市工和农民工两个子样本进行估计,表5中前两列的估计结果显示,城市工样本组的估计系数非常显著,而农民工样本组的估计系数在通常的5%显著性水平上不显著,置信区间包含零,这表明失业保险能十分显著地促进城市工家庭参与股市,但对农民工家庭的促进效应并不明显。

《失业保险条例》规定失业保险的适用对象为城镇企业事业单位职工,但我国的事业单位相比企业工作更稳定,职工面临失业的风险更低。由此,我们可以推测,失业保险对家庭股市参与行为的影响主要体现在企业职工家庭中,其对事业单位职工家庭的股市参与并无显著影响。将样本根据户主单位性质分为企业单位和事业单位两个子样本进行估计,表5中后两列的估计结果显示,企业单位样本组的估计系数非常显著,而事业单位样本组的估计系数在通常的5%显著性水平上不显著,置信区间包含零,这表明失业保险显著地促进企业单位职工家庭参与股市,但对事业单位家庭并无显著促进效应。

表5 异质性分析

	城市工	农民工	企业单位	事业单位
	(1)	(2)	(3)	(4)
失业保险	0.203*** (0.058) [0.089, 0.316]	0.111* (0.058) [-0.002, 0.225]	0.115*** (0.042) [0.033, 0.197]	0.334* (0.177) [-0.013, 0.0682]
样本量	1853	1568	2915	511

注:(1)表中结果采用CMP法估计,报告的是平均边际效应,所有模型都控制了户主个体特征、家庭特征、工作特征、省份固定效应和常数项;(2)小括号内是采用德尔塔方法(Delta-method)计算的地级市层面上的聚类稳健标准误,中括号内是相应的置信区间。

2.不同学历和收入的异质性。股市参与是有成本的,除了要勇于承担风险外,还需要一定的专业知识和经济基础。户主学历较低和家庭收入较低的家庭缺少投资理财的意识,更不愿意承担股市投资的成本。本文将样本根据户主学历分为大学及以上学历组(大学学历组)和大学以下学历组(非大学学历组),根据家庭收入分位划分为高收入组、中收入组和低收入组三组^⑥。在本文的样本中,大学学历组和非大学学历组家庭的股市参与率分别为29.6%和6.7%,前者为后者的4.4倍;高收入组和低收入组家庭的股市参与率分别为26.7%和4.8%,前者为后者的5.6倍,可见,非大学学历组和低收入组家庭的股市参与率极低,我们推测,是否有失业保险将无法对他们的股市参与行为产生影响。

表6中前两列分学历样本的估计结果显示,大学学历组的平均边际效应大而且十分显著,非大学学历组的平均边际效应小且不显著;这表明失业保险能促进大学及以上学历户主家庭的股市参与,而对大学以下户主家庭的股市参与没有显著影响。表6中后三列分收入样本的估计结果显示,平均边际效应随收入下降而递减,中、高收入组样本的估计系数非常显著,而低收入组样本的估计系数不显著;这表明失业保险能促进中高收入户主家庭的股市参与,而对低收入户主家庭的股市参与没有显著影响。

表6 异质性分析(续)

	大学学历	非大学学历	高收入者	中等收入者	低收入者
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
失业保险	0.348*** (0.074) [0.202, 0.493]	0.013(0.098) [-0.179, 0.205]	0.324*** (0.078) [0.171, 0.477]	0.233*** (0.059) [0.117, 0.348]	0.109(0.075) [-0.038, 0.257]
样本量	1315	2109	1014	815	659

注:(1)表中结果采用CMP法估计,报告的是平均边际效应,所有模型都控制了户主个体特征、家庭特征、工作特征、省份固定效应和常数项;(2)小括号内是采用德尔塔方法(Delta-method)计算的地级市层面上的聚类稳健标准误,中括号内是相应的置信区间。

(二)机制分析

1.预防性储蓄。我们根据投资风险的高低,将家庭金融资产分为无风险的储蓄(包括现金、活期存款和定期存款)、高风险的股票和一般风险的其他金融资产。表7分别估计了失业保险对这三类金融资产占比的影响,结果表明,当以户主有失业保险定义家庭有失业保险时,失业保险对家庭储蓄和低风险资产在全部家庭金融资产中的占比有负向影响,但并不显著;对股票资产的占比有正向影响,但不十分显著。当家庭成员有失业保险定义家庭有失业保险时,失业保险对家庭储蓄资产占比有显著的负向影响;对低风险资产和股票资产占比分别有负向和正向的影响,但不显著。总体而言,表7的估计结果显示失业险会降低家庭的预防性储蓄而投资股市,但证据并不强,这与我们上文得出的失业保险对家庭股市参与深度没有显著影响的结论相一致。

	户主有失业保险			家庭成员有失业保险		
	储蓄	低风险资产	股票	储蓄	低风险资产	股票
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
失业保险	-0.057(0.067) [-0.188,0.074]	-0.025(0.036) [-0.097,0.046]	0.032*(0.019) [-0.004,0.069]	-0.140**(0.063) [-0.263,-0.016]	-0.004(0.033) [-0.069,0.060]	0.035(0.021) [-0.007,0.076]
样本量	3432	3432	3432	3461	3461	3461

注:(1)表中结果采用 CMP 法估计,报告的是平均边际效应,所有模型都控制了户主个体特征、家庭特征、工作特征、省份固定效应和常数项;(2)小括号内是采用德尔塔方法(Delta-method)计算的地级市层面上的聚类稳健标准误,中括号内是相应的置信区间。

2.背景风险。本文的估计结果显示,失业保险能提高家庭参与股市的概率,但对家庭参与股市的深度没有影响。这表明,失业保险的存在降低了人们对背景风险的心理感知。如果失业保险是通过降低背景风险而促进家庭股市参与的话,那么可以推测,失业保险对面临高背景风险的家庭的作用效应应该更大。本文通过 3 个维度来识别背景风险,将样本相应地划分为高背景风险组和低背景风险组,分别进行估计。

第一个维度借鉴 Niu 等的方法,根据职业—教育分组^[29],将样本按职业和教育分组,每组内收入的方差即代表收入风险,将中位数之上的组归为高风险组,中位数之下的组归为低风险组。第二个维度根据省份分组,将样本中的 29 个省(直辖市、自治区)各自过去 5 年(2013—2017 年)的城镇居民人均可支配收入对时间趋势做回归,回归残差平方和代表了该省城镇居民人均可支配收入在过去 5 年的波动情况,回归残差平方和在 中位数之上的省份归为高风险组,中位数之下的省份归为低风险组。第三个维度借鉴 Gormley 等的方法,根据行业分组^[30],将样本中的 19 个行业各自过去 5 年(2013—2017 年)的就业人数对时间趋势做回归,将回归残差平方和在 中位数之上的行业归为高风险组,中位数之下的行业归为低风险组。各省城镇居民人均可支配收入和各行业就业人数分别来自《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。

根据不同背景风险分组的子样本估计结果如表 8 所示。可以看到,在所有高风险样本组中,失业保险对家庭股市参与的影响都更大且显著;在所有低风险样本组中,失业保险对家庭股市参与的影响都更小且不显著。这表明,失业保险是通过降低收入的背景风险而对家庭股市参与产生影响。

表 8 机制分析(续)

	教育—职业组内收入差异		省份收入波动		行业就业波动	
	高风险	低风险	高风险	低风险	高风险	低风险
	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
失业保险	0.320*** (0.055) [0.213,0.428]	0.056(0.106) [-0.153,0.264]	0.182*** (0.052) [0.081,0.283]	0.024(0.087) [-0.147,0.196]	0.183*** (0.048) [0.088,0.277]	0.164(0.163) [-0.157,0.484]
样本量	1483	909	2190	1239	1750	756

注:(1)表中结果采用 CMP 法估计,报告的是平均边际效应,所有模型都控制了户主个体特征、家庭特征、工作特征、省份固定效应和常数项;(2)小括号内是采用德尔塔方法(Delta-method)计算的地级市层面上的聚类稳健标准误,中括号内是相应的置信区间。

六、结论与启示

本文采用 2017 年中国家庭金融调查数据,运用条件混合过程方法进行工具变量估计,考察了失业保险对家庭股市参与的影响。研究结果表明,拥有失业保险能显著提高家庭参与股市投资的可能性(参与广度),但对提高股票资产在全部家庭金融资产中的占比却影响有限(参与深度);失业保险能促进城市户籍、企业单位、高学历、高收入家庭的股市参与度,而对农村户籍、事业单位、低学历、低收入家庭的股市参与没有显著影响;失业保险通过降低收入的背景风险而对家庭股市参与产生影响。

本文考察了中国失业保险制度的非劳动力市场效应,深化了对失业保险制度功能的认识。失业是市场经济中不可避免的现象,失业保险作为一种对劳动者在失业时提供收入保障的社会保险制度,能有效地平抑劳动者的劳动收入风险,减轻家庭对未来收入不确定性的担忧,降低家庭面临的背景风险,从

而影响到家庭的金融资产配置和股市参与决策。

十九大报告提出,要“全面建成覆盖全民、城乡统筹、权责清晰、保障适度、可持续的多层次社会保障体系。全面实施全民参保计划”。当前,我国失业保险存在制度覆盖率低、失业保险金替代率低等突出问题。本文的研究结论表明,扩大失业保险覆盖面,提高失业保险参保率和待遇水平,不仅可以为更多的失业人员提供生活保障,维护社会公平和稳定,而且可以有效地促进家庭股市参与。更多的家庭参与股票市场投资,不仅有利于扩大股市规模,提高资源配置效率,一定程度上也有利于家庭分享经济发展成果,促进家庭财富积累。提升失业保险参保率不仅体现了十九大报告提出的“全面实施全民参保计划”的直接要求,同时也是实现十九大报告提出的“提高直接融资比重,促进多层次资本市场健康发展”的重要途径。

注释:

①数据来源:《人力资源和社会保障事业发展“十四五”规划》和《“十四五”全民医疗保障规划》。

②本文在稳健性分析部分将拥有股票型基金的家庭也同样定义为参与了股票市场;相应地,将家庭持有的股票型基金的市值也计入家庭持有的股票市值。

③根据年龄的二次项回归系数和一次项回归系数计算得出,表2中年龄平方项的系数是保留三位小数而得,实际系数并不为零。

④本文界定户籍在城镇的工人群体为“城市工”,户籍在农村的城镇务工人员为“农民工”(现在称为“新型产业工人”),为保持统计口径一致,本文延续以前的“农民工”习惯称呼。

⑤表5中三类收入群体的样本量不同是因为其他变量缺失值数量不同导致。

参考文献:

- [1] 杨斌,丁建定.全面实施全民参保计划背景下扩大失业保险覆盖面研究[J].江西财经大学学报,2019(1):74—81.
- [2] 李珍,王怡欢,张楚.中国失业保险制度改革方向:纳入社会救助——基于历史背景与功能定位的分析[J].社会保障研究,2020(2):68—75.
- [3] Nekoei, A., Weber, A. Does Extending Unemployment Benefits Improve Job Quality? [J]. American Economic Review, 2017, 104(2): 527—561.
- [4] 金双华,班福玉.失业保险制度对收入分配的影响——基于缴纳—领取路径的分析[J].中南财经政法大学学报,2021(5):51—62.
- [5] Tsai, H. J., Wu, Y. Optimal Portfolio Choice for Investors with Industry-specific Labor Income Risks [J]. Finance Research Letters, 2014, 11(4): 429—436.
- [6] Bremus, F. M., Kuzin, V. Unemployment and Portfolio Choice: Does Persistence Matter? [J]. Journal of Macroeconomics, 2014 (40), 99—113.
- [7] Black, S., Devereux, P., Lundborg, P., Majlesi, K. Learning to Take Risks? The Effect of Education on Risk-Taking in Financial Markets [J]. Review of Finance, 2018, 22(3): 951—975.
- [8] 周铭山,孙磊,刘玉珍.社会互动、相对财富关注及股市参与[J].金融研究,2011(2):172—184.
- [9] 孟涓涓,赵龙凯,刘玉珍,尤炜.社会性学习、从众心理和股市参与决策[J].金融研究,2013(7):153—165.
- [10] Bonaparte, Y., Kumar, A. Political Activism, Information Costs, and Stock Market Participation [J]. Journal of Financial Economics, 2013(107): 760—786.
- [11] Lynch, A., Tan, S. Labor Income Dynamics at Business-cycle Frequencies: Implications for Portfolio Choice [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101(2): 333—359.
- [12] Campbell, J. Household Finance [J]. Journal of Finance, 2006, 61(4): 1553—1604.
- [13] Guiso, L., Sodini, P. Household Finance: An Emerging Field [Z]. Handbook of the Economics of Finance, Elsevier, 2013, 2(B): 1397—1532.
- [14] Tsetlin, I., Robert, W. Risky Choices and Correlated Background Risk [J]. Management Science, 2005, 51(9): 1336—1345.
- [15] Chang, Y. S., Hong, J. H., Karabarounis, M., Wang, Y. C., Zhang, T. Income Volatility and Portfolio Choices [J]. Review of Economic Dynamics, 2022(44): 65—90.
- [16] Angerer, X., Lam, P. S. Income Risk and Portfolio Choice: An Empirical Study [J]. The Journal of Finance, 2009, 64(2): 1037—1055.
- [17] Hopenhayn, H. A., Nicolini, J. P. Optimal Unemployment Insurance [J]. Journal of Political Economy, 1997, 105(2): 412—438.

- [18] Chetty, R. Moral Hazard versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance[J]. *Journal of Political Economy*, 2008, 116(2): 173—234.
- [19] Krueger, A. B., Mueller, A. I. Job Search and Unemployment Insurance: New Evidence from Time Use Data[J]. *Journal of Public Economics*, 2010, 94(3): 298—307.
- [20] 梁斌, 冀慧. 失业保险如何影响求职努力? ——来自“中国时间利用调查”的证据[J]. *经济研究*, 2020(3): 179—197.
- [21] Dellas, H. Unemployment Insurance Benefits and Human Capital Accumulation[J]. *European Economic Review*, 1997, 41(3): 517—524.
- [22] Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*[M]. Cambridge: MIT Press, 2010.
- [23] Deri Armstrong, C., Devlin, R. A., Seifi, F. Doing Good, Feeling Good: Causal Evidence from Volunteers[J]. *Review of Social Economy*, 2020(78): 1—23.
- [24] Roodman, D. Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP[J]. *The Stata Journal*, 2011, 11(2): 159—206.
- [25] Lei, X. Y., Lin, W. Z. The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health[J]. *Health Economics*, 2009(18): S25—S46.
- [26] Gormley, T. A., Matsa, D. A. Common Errors: How to (and Not to) Control for Unobserved Heterogeneity[J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(2): 617—661.
- [27] Chetty, R., Sandor, L., Szeidl, A. The Effect of Housing on Portfolio Choice[J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72(3): 1171—1212.
- [28] 路晓蒙, 尹志超, 张渝. 住房、负债与家庭股市参与——基于 CHFS 的实证研究[J]. *南方经济*, 2019(4): 41—61.
- [29] Niu, G., Wang, Q., Li, H., Zhou, Y. Number of Brothers, Risk Sharing, and Stock Market Participation[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2020, 113(4): 1—14.
- [30] Gormley, T., Liu, H., Zhou, G. Limited Participation and Consumption-Saving Puzzles: A Simple Explanation and the Role of Insurance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(2): 331—344.

Unemployment Insurance, Background Risk and Household Stock Market Participation PENG Shuhong

(School of Public Finance and Public Administration, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: Based on data from the 2017 China Household Finance Survey, this paper examines the impact and mechanism of unemployment insurance on household stock market participation. The results show that China's unemployment insurance can significantly improve the breadth of household stock market participation, but has no significant impact on the depth of household stock market participation. The mechanism study shows that unemployment insurance has an effect on household stock market participation by reducing the background risk of income. By examining the non-labor market effects of China's unemployment insurance system, this paper improves the understanding of the function of unemployment insurance, and provides new empirical evidence to explain the "limited participation puzzle" of the stock market from the perspective of background risk theory. At present, China and other developing countries have prominent problems such as low coverage rate of unemployment insurance system and low replacement rate of unemployment insurance benefits. The research conclusion of this paper shows that expanding the coverage of unemployment insurance and improving the participation rate and benefits of unemployment insurance can not only provide living security for more unemployed people, maintain social fairness and stability, but also promote the participation of households in the stock market to a certain extent, which is beneficial to expand the scale of the stock market, improve the efficiency of resource allocation, and promote the accumulation of family wealth.

Key words: Unemployment Insurance; Background Risk; Household Stock Market Participation; Conditional Mixed Process; Limited Participation Puzzle

(责任编辑:肖加元)