

金融素养与家庭资产组合有效性^{*}

吴卫星 吴 锐 张旭阳

内容摘要：资产组合有效性影响着居民家庭的金融福利。本文运用清华大学中国金融研究中心2011年进行的“中国消费金融现状及投资者教育调查”项目数据，通过构造夏普比率度量居民家庭资产组合有效性，采用普通最小二乘法、赫克曼两阶段法和工具变量法，研究了金融素养水平对居民家庭资产组合有效性的影响。研究发现：户主年龄、理财计划和家庭财富与居民家庭资产组合有效性存在显著的正相关关系。最重要的是，发现金融素养水平高的家庭资产组合有效性更高。这一发现也说明了开展金融普惠教育从而提高消费者金融素养的重要性。

关键词：金融素养 夏普比率 家庭金融

中图分类号：F830.9 文献标识码：A

引言

2017年全国金融工作会议首次提出要建立普惠金融体系，在可预见的未来中国金融发展会使得更多的人或者群体获得更为宽广的金融服务。参与金融市场会对居民家庭的福利产生怎样的影响？陈志武（2004）指出，居民家庭参与金融市场可以减缓不平等程度的扩大；Cocco（2005）认为，不参与股票市场的居民家庭会有较大的福利损失。然而Campbell（2006）认为，精通市场运作的金融市场参与者会通过金融市场掠夺不精通市场运作的参与者的财富。为什么会得出不一致的结论呢？根据经典的投资组合理论，居民家庭会拥有相同的市场组合，然后根据自身的风险偏好程度，在市场组合和无风险资产之间配置家庭财富，他们的投资组合显然都是有效的。现实中，不同家庭的风险资产配置呈现明显的异质性，许多家庭并不拥有有效的组合。有些家庭的资产组合配置明显要优于另外一些居民家庭，而资产配置比较差的家庭承担了过多的风险而没有得到合理的补偿。这意味着，在建立普惠金融体系的背景下研究影响居民家庭资产组合有效性的因素有着重要的意义。

一、文献综述

目前，国内外许多文献研究了影响居民家庭金融市场参与以及家庭资产配置的因素（李涛和张

作者简介：吴卫星，博士，教授，对外经济贸易大学金融学院院长；吴锐（通讯作者），博士，北京物资学院经济学院讲师；张旭阳，对外经济贸易大学金融学院博士研究生。

* 基金项目：本文获得国家社会科学基金项目“中国消费金融的发展、风险与监管研究”（16ZDA033）资助。

文韬, 2015; 王聪等, 2017; 吴卫星和吕学梁, 2013; Cocco, 2005; Grinblatt et al., 2011; van Rooij et al., 2011a)。吴卫星和吕学梁 (2013) 发现, 中国居民家庭的资产配置与发达国家存在明显的不同, 中国居民家庭房产的参与率和份额都非常高, 而股票和基金的参与率和份额相对比较低。李涛和张文韬 (2015) 认为, 价值观对居民家庭股票投资有显著的影响。王聪等 (2017) 发现, 年龄结构会影响居民家庭的资产配置和财富的构成, 而且年龄结构对中西部地区居民家庭的影响大于对东部地区居民家庭的影响。Cocco (2005) 发现, 投资房产会降低年轻和贫穷家庭股票投资。Grinblatt et al. (2011) 认为, IQ 越高的家庭投资股票的可能性越大。金融市场参与和资产配置并不能完全等同于资产组合有效性。在少数一些研究影响居民家庭资产组合有效性因素的文献中, 可以分为两大类: 一类是以家庭的资产种类和资产多样化指数为度量间接地研究居民家庭资产组合有效性(曾志耕等, 2015; 吴卫星等, 2016 等); 另一类则是以夏普比率为度量直接地研究居民家庭资产组合有效性。在以夏普比率为度量直接研究居民家庭资产组合有效性的文献中, Grinblatt et al. (2011) 研究发现, 居民家庭资产组合的夏普比率与户主的 IQ 呈正相关关系; 吴卫星等 (2015) 研究显示, 居民家庭资产组合的夏普比率与家庭财富、户主的受教育程度呈正相关关系, 已婚家庭和户主是女性家庭的资产组合夏普比率更大; 柴时军 (2017) 认为, 社会资本会显著正向地影响居民家庭资产组合的夏普比率, 而且社会资本对农村和中西部地区家庭资产组合夏普比率的影响更大。

随着科技的进步, 金融市场得到前所未有的发展, 金融产品层出不穷、复杂程度远超出一般人的认知水平。如果消费者不具备相关的金融知识和技能, 收集和处理相关信息就会遇到很多的障碍, 因此很难做出合理的资产配置决策。然而, 很多研究 (Agnew et al., 2013; Lusardi & Mitchell, 2011; von Rooij et al., 2011a; 吴卫星等, 2018) 显示, 整体来说, 世界各国居民家庭的金融素养水平都非常低, 缺乏基本的金融常识; 而且大量的研究也显示, 金融素养会影响居民家庭的金融行为。Lusardi & Mitchell (2007) 发现, 退休规划与居民家庭的金融素养之间存在显著的正相关关系, 而且金融素养水平与家庭积累的财富也存在显著的正相关关系。von Rooij et al. (2011a) 和尹志超等 (2014) 则发现, 金融素养水平越高的家庭参与风险市场, 特别是股票市场的可能性越大。曾志耕等 (2015) 发现, 金融素养水平与居民家庭投资组合分散化程度存在正相关关系。Gathergood (2012) 和 Klapper et al. (2013) 发现, 金融素养水平低的家庭更容易出现过度负债、产生更高的借贷成本和相关费用。吴卫星等 (2018) 利用中国居民家庭的微观调查数据, 研究发现金融素养水平是影响居民家庭合理负债的一个重要因素。吴锟和吴卫星 (2017) 发现, 相对金融素养低的家庭来说, 金融素养越高的家庭通过咨询理财顾问获取理财信息的可能性更大。本文则进一步研究了金融素养对居民家庭资产组合有效性的影响。

与本文研究比较接近的是 Hans-Martin (2015) 和曾志耕等 (2015) 的研究。Hans-Martin (2015) 使用 2005 年和 2006 年荷兰家庭微观数据, 以家庭所持资产组合的收益损失作为家庭投资组合分散化的度量指标, 研究了金融素养与理财建议对家庭投资组合收益损失的影响。研究发现, 在金融素养水平比较低的家庭中, 如果他们仅仅依靠自己收集理财信息并做出金融决策的话, 平均来说会面临 50pbs 的损失。曾志耕等 (2015) 使用中国家庭金融调查中心 2013 年的数据, 以家庭所持风险资产种类和投资多样性指数作为家庭投资组合多样性指标, 研究了金融知识水平对家庭投资组合多样性的影响, 研究发现金融知识对家庭投资组合多样性具有显著正向的影响。然而 Gourieroux & Jouneau (1999) 指出, 只投资部分资产的组合并不一定就是无效的组合。根据经典的投资组合理论, 一个合理的组合应在投资组合有效前沿上, 即风险一定的时候, 选择收益率最大的组合; 或收益率一定的时候, 选择风险最小的组合。目前, 已有研究大多是基于金融素养对居民家庭金融市场参与影响的角度, 研究发现金融素养高的家庭参与金融市场的可能性更大。然而, Campbell (2006) 指出, 精通市场运作的金融市场参与者会通过金融市场掠夺不精通市场运作的参与者的财富; Melzer (2011) 则指出, 获得发薪日贷款的中低收入家庭的福祉不但没有增加, 反而产生了额外的压力。因此, 参与金融市场

的居民家庭并不一定就意味着提高了自身的金融福祉。夏普比率是基金绩效评价标准化指标之一，综合考虑了组合的收益率和风险。借鉴度量基金绩效的做法，用夏普比率度量居民家庭资产组合的有效性更直观、更合理。如果金融素养水平高的家庭资产组合的夏普比率更大的话，那么金融素养高的家庭更有可能会随着参与金融市场从而提高自身的金融福祉。本文使用清华大学中国金融研究中心 2011 年的家庭微观调查数据，以夏普比率作为家庭资产组合有效性指标，考察金融素养对我国居民家庭资产组合有效性的影响，研究发现金融素养高的家庭的资产组合的夏普比率更大。

本文的政策含义在于，为了提高金融市场的效率，监管当局除了应采取加强财务信息披露的措施之外，还应当注意消费者金融素养的异质性作用，同样的政策针对不同构成的金融市场参与者的效用可能不同。

二、数据与变量

(一) 数据说明

本文使用的数据来自清华大学中国金融研究中心 2011 年“中国消费金融现状及投资者教育调查”项目。该项目总共调查了北京、沈阳、上海、济南、广州、重庆、西安、武汉、包头、吉林、徐州、南昌、海口、昆明、乌鲁木齐、洛阳、朔州、伊春、安庆、泉州、桂林、攀枝花、白银和株洲等 24 个城市，收回问卷 5990 份，详细调查了户主和家庭基本信息、家庭理财信息、家庭资产与负债、家庭收入、家庭储蓄、家庭消费、家庭投资、家庭融资和相关金融产品的了解程度等方面的信息。

(二) 变量介绍

1. 金融素养水平指标 (f1)

金融素养在不同的文献中有不同的定义，其中，被广泛接受认可的一种定义是由经合组织 (OECD INFE) 在 2005 年提出来的。所谓金融素养，是指人们做出合理金融决策并最终实现个人金融福利的意识、知识、技术、态度和行为的有机结合。目前，度量金融素养水平指标的方法主要有两种：一种是主观的金融素养指标；另一种是客观的金融素养指标。主观的金融素养指标是通过受调查者自我评估对相关金融问题或金融常识的了解程度来反映受调查者的金融素养水平；客观的金融素养指标是根据受调查者对一系列金融问题的测试，计算最终得分情况来度量受调查者的金融素养水平。由于清华大学中国金融研究中心 2011 年“中国消费金融现状及投资者教育调查”项目问卷中，没有可以用来检查居民家庭对某些金融常识回答正误的问题，但有可以用来检验居民家庭对一系列金融产品了解程度的问题。与吴锐和吴卫星 (2017) 类似，本文采用对股票、债券和基金等金融产品总共 3 个问题构造主观金融素养指标，即“您或您的家庭对下列投资方式（股票、债券和基金）了解吗？”。受调查者可以用 1~5 来评估他们对每种金融产品的了解程度，1 代表不了解，5 代表非常了解。对所有问题回答的分值加起来就代表该居民家庭的金融素养水平，所以理论上来说，金融素养水平的范围是从 3~15。考虑到这些问题本身可能会存在信息重复，因此本文首先采用因子分析法构造金融素养指标。

表 1 给出了对股票、债券和基金等 3 种金融产品了解情况的描述。从表 1 可以看出，居民家庭对金融常识的了解非常有限，对相关常识不了解和不太了解的家庭占比都超过了

60%，而对三种金融产品比较了解和非常了解的家庭占比都不超过 13%，表明居民家庭的金融素养水平非常低，这也与国内外大多数文献的发现是一致的。

表 2 报告了 KMO 和 SMC 的检验结果，结果显示 KMO 值都在 0.67 以上，整体的 KMO 值在 0.72

表 1 相关金融产品了解情况的描述性统计

投资产品	不了解	不太了解	有所了解	比较了解	非常了解
股票	0.382	0.230	0.263	0.096	0.030
基金	0.418	0.238	0.251	0.072	0.020
债券	0.502	0.254	0.183	0.048	0.014

以上，SMC 值都在 0.55 以上，表明本文的样本数据适合使用因子分析法。

2. 资产组合有效性指标 (sharpratio)

投资组合理论认为，投资者构建的资产组合应该在有效前沿上。然而，现实中很多居民家庭并不持有风险资产，资产组合的差异非常大。本文参照吴卫星等（2015）的做法，构建夏普比率作为居民家庭资产组合有效性指标。清华大学中国金融研究中心 2011 年“中国消费金融现状及投资者教育调查”项目问卷中，家庭财富由 17 种资产构成，分别是现金、活期存款、定期存款、债券、基金、股票、借给亲友款项、住房公积金、储蓄性保险、企业年金、其他金融资产、养老金账户累积、商业资产、大件耐用品、保值商品、自有汽车和自有住房等。按照吴卫星等（2015）的做法，本文考虑的风险资产组合包括四类：股票、基金、债券和房产。具体的构造如下：（1）计算每户居民家庭每类风险资产占总风险资产的比重；（2）计算风险资产收益率；（3）按照夏普比率计算公式计算每户家庭的夏普比率。计算资产组合的夏普比率，需要知道组合中具体资产的收益率。由于调查问卷中只记录了居民家庭持有某类资产的数额，并没有资产的具体名称（如问卷中只调查居民家庭是否拥有股票以及股票的数额，但并没有详细记录该股票的名称）。Grinblatt et al. (2011) 和吴卫星等（2015）创造性地提供了一种平均化的方式计算每类资产的收益率，用这种平均化的收益率替代居民家庭该类资产收益率。本文的做法是：股票收益率以成交额作为权重，对上证指数月收益率和深成指数月收益率加权平均；债券收益率用中证全债指数月收益率替代；基金收益率以成交额作为权重，对上证基金指数月收益率和深圳基金指数月收益率加权平均；房产收益率则是先用商品住宅每月销售总额除以每月销售面积求得各个月份的房价，然后再求得房产月收益率^①。吴卫星等（2015）中的房产指家庭拥有的所有房产，而根据居民家庭房产的用途，住房分为自住房和非自住房。由于自住住房属于刚需，而非自住房更能体现居民家庭资产配置的意图，因此，本文采用居民家庭非自住房作为房产占总风险资产的比重^②。

清华大学中国金融研究中心 2011 年的调查数据是在 2011 年 7—9 月期间完成的，为了研究方便，本文把存量数据的统计截止时间统一定位 2011 年 6 月。由于本文是研究金融素养对居民家庭资产组合有效性的影响，当前资产组合的效果主要取决于资产组合未来的夏普比率，因此，采用各类资产未来收益率构造夏普比率，即 2011 年 7 月及以后月份的收益率。另外，2015 年 6 月中国股市出现异常波动以及 6 月底证监会对股票市场进行干预，为了排除证监会对股票市场干预的外在影响，各类资产收益率数据截止到 2015 年 6 月。考虑到很多模型都是以历史数据作为检验的基础，认为历史往往重演，本文也考虑采用历史收益率数据和周期性收益率数据检验金融素养对资产组合有效性的影响。历史收益率数据的区间为 2003 年 2 月至 2011 年 6 月^③，周期性收益率数据从 2003 年 2 月至 2015 年 6 月。

3. 其他控制变量。

影响居民家庭金融行为的因素很多，参照以往研究居民家庭金融市场参与和资产配置的相关文献（例如，van Rooij et al., 2011a；尹志超等，2014；王聪等，2017；吴卫星等，2018），本文选取的控制变量包括：户主^④特征变量（包括年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、风险态度等），家庭

^① 上证指数、深成指数、中证全债指数、上证基金指数和深圳基金指数等数据来自 Wind 数据库；房产销售额和销售面积数据来自国家统计局网站。

^② 本文也研究了所有房产占风险资产比重的情况，结论基本上一致。

^③ 中证全债指数从 2003 年开始编制，为了数据的完整性，故历史收益率数据从 2003 年 2 月开始。

^④ 本文的户主是指家庭财务决策者。

表 2 因子分析 KMO 和 SMC 检验结果及因子载荷

变量	KMO	SMC	因子载荷
对股票的了解	0.7404	0.6025	0.8153
对基金的了解	0.6719	0.6838	0.8779
对债券的了解	0.7775	0.5571	0.7850
整体	0.7242		

特征变量（包括家庭成员健康状况、家庭是否有学龄前儿童或正在上学的小孩、家庭资产等）和地区变量（东部、中部和西部）。数据处理上，家庭资产不足1万元以及资产大于1亿元的家庭、净资产为负的家庭和户主年龄小于25岁的家庭均被剔除。本文也剔除了其余控制变量中存在缺失的样本。

表3给出了变量的描述性统计。从表3可以看出，居民家庭资产组合的夏普比率均值为0.032，最小值为0，最大值为0.166；拥有非自住房、股票、基金和债券的家庭比例分别为10.3%、23.6%、17.5%和5.4%，持有相应资产数量分别为11.742万元、1.897万元、0.878万元和0.29万元；家庭总资产平均为97万元；73.7%的户主已婚，47.5%的户主为男性；户主年龄平均为37.33岁，最小的25岁，最大的80岁；49.6%的家庭有学龄前儿童或正在上学的小孩；东部、中部和西部地区家庭占比分别为43.5%、24.7%和31.8%；多达54.5%的户主具有大专或本科教育经历。家庭成员健康状况为一般和较好之间。

表4报告了夏普比率按金融素养分组和家庭资产分组后的分布情况。平均来说，金融素养水平越高的家庭的资产组合的夏普比率越高，从最低组的0.009提高到最高组的0.059。这可能是金融素养水平越高的家庭能更好地收集和处理相关信息、越善于利用金融市场分散风险。随着居民家庭资产的增加，夏普比率也在急剧上升，从资产最低组的0.017上升到资产最高组的0.057，这可能是总资产比较少的家庭很难做到资产分散化，也可能是某些金融产品存在资金进入门槛。

表3 变量描述性统计

变量	变量描述	均值	标准差	最小值	最大值
sharpratio	夏普比率	0.032	0.0420	0	0.166
house_d	是否拥有非自住房，是1，否0	0.103	0.304	0	1
stock_d	是否持有股票，是1，否0	0.236	0.425	0	1
fund_d	是否持有基金，是1，否0	0.175	0.380	0	1
bond_d	是否持有债券，是1，否0	0.054	0.226	0	1
house_fei	非自住房(万元)	11.742	56.072	0	1500
stock	股票(万元)	1.897	7.689	0	150
fund	基金(万元)	0.878	4.623	0	100
bond	债券(万元)	0.290	3.599	0	130
asset	总资产(万元)	97	130	1	1800
married	户主婚姻，已婚1，否0	0.737	0.440	0	1
age	户主年龄	37.33	10.70	25.00	80.00
child	家庭是否有学前或上学小孩	0.496	0.500	0	1
plan	家庭是否有理财计划，是1，否0	0.423	0.494	0	1
gender	户主性别，男性1，女性0	0.475	0.499	0	1
second	户主学历初中及以下	0.101	0.302	0	1
high	高中或中专学历	0.304	0.460	0	1
college	大专或本科学历	0.545	0.498	0	1
ug	研究生及以上	0.049	0.216	0	1
health	家庭成员健康状况，1~5表示，1代表非常好，5代表很差	2.038	0.822	1	5
risklike	风险态度，1~5表示，1代表非常厌恶风险，5代表愿意承担高风险	2.913	1.205	1	5
zone1	东部地区，是1，否则0	0.435	0.496	0	1
zone2	中部地区，是1，否则0	0.247	0.431	0	1
zone3	西部地区，是1，否则0	0.318	0.466	0	1

表4 单变量分析

金融素养				
	1(低)	2	3	4(高)
夏普比率	0.009	0.027	0.047	0.059
观测值	1260	1102	720	921
总资产				
	1(低)	2	3	4(高)
夏普比率	0.017	0.019	0.035	0.057
观测值	1001	1001	1002	999

三、回归结果及分析

由于自变量的个数比较多，在讨论回归分析结果之前有必要检验自变量之间是否存在严重的多

重共线性。通常用来检验多重共线性的方法是方差膨胀因子。表 5 报告了相应的检验结果。从表 5 可以看到，单个变量的方差膨胀因子最大为 3.72，最小为 1.03，膨胀因子的均值为 1.57，都小于存在较严重多重共线性的一般经验值。

表 6 报告的是金融素养对居民家庭资产组合夏普比率的影响，左半部分采用因子分析法度量金融素养，右半部分采用评分累加法度量金融素养。模型（1）是普通最小二乘法的回归结果。从模型（1）

可以看到，资产越多的家庭资产组合的夏普比率越高，在 1% 的水平上显著，这与吴卫星等（2015）和柴时军（2017）的结论是一致的，这可能是某些金融产品存在资金进入门槛，也可能是某些金融产品固定成本比较高导致的。户主年龄对家庭资产组合的夏普比率存在显著正向的影响，在 1% 水平上显著，这可能是随着年龄的增长，户主的经验增加了。有理财计划的家庭的资产组合的夏普比率明显高于没有理财计划的家庭。户主学历与家庭资产组合的夏普比率存在显著的正向关系，这可能是学历越高的户主的认知能力也越好。相对于东部地区的居民家庭来说，中部地区和西部地区的居民家庭的资产组合的夏普比率更低。最重要的是本文发现金融素养在 1% 水平上显著正向地影响家庭资产组合的夏普比率。这表明在风险相同的情况下，金融素养高的家庭更可能通过金融市场获取更多的财产性收入。这可能是金融素养水平高的

表 5 方差膨胀因子

变量	VIF	变量	VIF
college	3.72	f1	1.27
high	2.88	zone3	1.24
ug	1.66	lnasset	1.21
age	1.58	risklike	1.17
married	1.53	plan	1.15
child	1.28	gender	1.05
zone2	1.28	health	1.03
平均 VIF	1.57		

表 6 金融素养与资产组合有效性(数据区间:2011 年 7 月—2015 年 6 月)^①

变量	因子法			评分累加法		
	OLS (1)	Heckit (2)	IV-Heckit (3)	OLS (4)	Heckit (5)	IV-Heckit (6)
f1	0.153*** [0.000]	0.163*** [0.000]	0.214*** [0.000]	0.049*** [0.000]	0.052*** [0.000]	0.070*** [0.000]
lnasset	0.075*** [0.000]	0.135*** [0.000]	0.070*** [0.000]	0.076*** [0.000]	0.138*** [0.000]	0.070*** [0.000]
married	-0.002 [0.909]	-0.002 [0.938]	0.001 [0.927]	-0.003 [0.837]	-0.003 [0.907]	0.000 [0.979]
age	0.019*** [0.005]	0.028*** [0.007]	0.019*** [0.004]	0.016** [0.016]	0.026** [0.017]	0.016** [0.015]
child	0.003 [0.809]	0.004 [0.836]	0.004 [0.740]	0.003 [0.792]	0.005 [0.826]	0.005 [0.701]
plan	0.095*** [0.000]	0.092*** [0.000]	0.068*** [0.002]	0.097*** [0.000]	0.093*** [0.000]	0.067*** [0.003]
gender	-0.018 [0.120]	-0.026 [0.157]	-0.021* [0.065]	-0.018 [0.123]	-0.026 [0.168]	-0.022* [0.058]
high	-0.012 [0.577]	-0.002 [0.958]	-0.021 [0.297]	-0.012 [0.567]	-0.002 [0.946]	-0.022 [0.273]
college	0.045** [0.040]	0.055 [0.123]	0.024 [0.319]	0.043* [0.051]	0.051 [0.159]	0.020 [0.424]
ug	0.073** [0.031]	0.077 [0.148]	0.036 [0.382]	0.077** [0.024]	0.079 [0.149]	0.036 [0.393]
health	0.008 [0.260]	0.013 [0.262]	0.006 [0.417]	0.010 [0.181]	0.015 [0.208]	0.007 [0.324]
risklike	0.016*** [0.002]	0.017** [0.041]	0.006 [0.408]	0.015*** [0.003]	0.016* [0.067]	0.004 [0.568]
zone2	-0.087*** [0.000]	-0.050* [0.051]	-0.082*** [0.000]	-0.086*** [0.000]	-0.047* [0.071]	-0.081*** [0.000]
zone3	-0.042*** [0.002]	-0.006 [0.787]	-0.032** [0.029]	-0.041*** [0.003]	-0.003 [0.903]	-0.030* [0.051]
IMR		0.544*** [0.000]	0.214*** [0.000]		0.557*** [0.000]	0.215*** [0.000]
constant	-0.829*** [0.000]	-1.737*** [0.000]	-0.703*** [0.000]	-1.126*** [0.000]	-2.093*** [0.000]	-1.120*** [0.000]
Observations	3,938	3,938	3,938	3,938	3,938	3,938
R-squared	0.284			0.282		
工具变量 t 值			9.69			9.45
一阶段 F 值			93.87			89.33
DWH chi ² (1)/F 值			3.279			3.696
P 值			0.070			0.055

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内为对应的 p- 值。因变量是夏普比率，由于其值比较小，表中回归时比实际值扩大 10 倍。下同。

^①本文也考虑了把家庭资产数据时点定位于 2011 年 9 月，则未来收益率数据区间为 2011 年 10 月至 2015 年 6 月。结果显示，除系数大小发生变化外，其余基本一致。由于篇幅限制未列示，可向作者索取。

家庭能更好地权衡风险与收益之间的关系；另外，金融素养高的家庭咨询理财顾问获取专业理财信息的可能性更大（吴锟和吴卫星，2017），获取专业的理财信息有助于居民家庭做出更优的金融决策（Hans-Martin，2015）。这也与 Campell（2006）指出金融市场会被一部分精通市场运作的参与者作为工具掠夺另一部分人的财富的结论是一致的。

参与风险资产市场可能是一个自我选择性行为。如果自我选择性行为的影响显著，那么样本的随机性质和均质性质都会受到影响，因此模型的设置必须考虑自我选择问题。模型（2）报告的是赫克曼两步法的回归结果。从逆米尔斯比可以看到，逆米尔斯比在1%水平上显著，这表明样本确实存在比较严重的自我选择问题，也就是说普通最小二乘法的估计结果是有偏的。尽管如此，赫克曼两步法的回归结果显示，金融素养对居民家庭资产组合的夏普比率有正向的影响，在1%水平上显著，系数也大于普通最小二乘法的估计系数。这可能与陈云松（2012）解释同村打工效应的赫克曼估计值大于普通最小二乘法估计值一样，可能是参与金融市场的居民潜在能力更强。

首先，居民家庭在参与金融市场的同时提高了自身的金融素养；其次，模型可能遗漏一些不可观测的变量；最后，金融素养度量本身可能存在一定的误差。这三方面的原因表明模型可能存在内生性的问题。为了能同时克服样本选择和其他一般内生性的问题，接下来采用IV-Heckit模型估计金融素养对居民家庭资产组合有效性的影响。金融素养工具变量的选择一直都是一个比较困难的问题，比较常用的方法之一就是参考前人的研究，从中吸取经验，选择合适的工具变量。van Rooij et al.（2011b）选择“户主大学期间在学习金融常识方面所花的时间”作为金融素养的工具变量。Jappelli & Padula（2013）选择“户主早年的计数能力”作为金融素养的工具变量。吴锟和吴卫星（2017）选择“户主或户主

表7 金融素养与资产组合有效性(数据区间:2003年2月—2011年6月)^①

变量	因子法			评分累加		
	OLS (1)	Heckit (2)	IV-Heckit (3)	OLS (4)	Heckit (5)	IV-Heckit (6)
fl	0.166*** [0.000]	0.178*** [0.000]	0.255*** [0.000]	0.050*** [0.000]	0.053*** [0.000]	0.085*** [0.000]
lnasset	0.060*** [0.000]	0.119*** [0.000]	0.052*** [0.000]	0.062*** [0.000]	0.126*** [0.000]	0.053*** [0.000]
married	-0.002 [0.907]	-0.004 [0.903]	0.002 [0.908]	-0.007 [0.732]	-0.008 [0.797]	-0.001 [0.963]
age	0.011 [0.213]	0.021* [0.088]	0.011 [0.193]	0.007 [0.410]	0.018 [0.170]	0.007 [0.403]
child	0.013 [0.411]	0.013 [0.566]	0.015 [0.348]	0.015 [0.375]	0.015 [0.544]	0.017 [0.294]
plan	0.102*** [0.000]	0.098*** [0.000]	0.062** [0.027]	0.107*** [0.000]	0.103*** [0.000]	0.057* [0.051]
gender	-0.017 [0.247]	-0.026 [0.224]	-0.022 [0.143]	-0.018 [0.227]	-0.028 [0.220]	-0.025 [0.103]
high	-0.016 [0.550]	-0.006 [0.880]	-0.029 [0.225]	-0.017 [0.537]	-0.007 [0.861]	-0.033 [0.180]
college	0.058** [0.039]	0.072* [0.079]	0.027 [0.380]	0.057** [0.044]	0.069 [0.107]	0.018 [0.560]
ug	0.094** [0.029]	0.105* [0.092]	0.040 [0.465]	0.102** [0.018]	0.111* [0.087]	0.036 [0.521]
health	0.005 [0.565]	0.008 [0.516]	0.002 [0.824]	0.007 [0.471]	0.010 [0.457]	0.003 [0.779]
risklike	0.010 [0.116]	0.011 [0.271]	-0.004 [0.700]	0.011* [0.088]	0.011 [0.258]	-0.006 [0.549]
zone2	-0.056*** [0.003]	-0.014 [0.634]	-0.050*** [0.007]	-0.056** [0.003]	-0.009 [0.759]	-0.047** [0.012]
zone3	-0.006 [0.748]	0.038 [0.161]	0.008 [0.662]	-0.005 [0.778]	0.042 [0.137]	0.013 [0.505]
IMR		0.631*** [0.000]	0.246*** [0.000]		0.656*** [0.000]	0.247*** [0.000]
constant	-0.608*** [0.000]	-1.512*** [0.000]	-0.426*** [0.002]	-0.928*** [0.000]	-1.927*** [0.000]	-0.918*** [0.000]
Observations	3,938	3,938	3,938	3,938	3,938	3,938
R-squared	0.195			0.186		
工具变量t值			9.69			9.45
一阶段F值			93.87			89.33
DWH chi ² (1)/F值			4.090			5.721
P值			0.043			0.017

^①本文也考虑了把家庭资产数据时点定位于2011年9月，则历史收益率数据区间为2003年2月至2011年9月。结果显示，除系数大小发生变化外，其余基本一致。由于篇幅限制未列示，可向作者索取。

配偶是否有经济或管理方面的高等教育学历”作为金融素养的工具变量。综合已有研究和本文数据可得信息，本文选择“户主或户主配偶是否有经济或管理方面的高等教育学历”作为金融素养的工具变量。模型（3）报告了IV-Heckit方法的估计结果。IV-Heckit模型的逆米尔斯比小于Heckit模型，然而依然在1%水平上显著。工具变量的t值为9.69，F值为93.87，F值远大于一般所认为是弱工具变量的经验标准值。豪斯曼内生性检验显示在10%水平上存在内生性，所以同时考虑样本自我选择以及其他一般内生性的估计结果更可靠。从模型（3）报告的结果可以看到，金融素养依旧对居民家庭资产组合的夏普比率有正向的影响，在1%水平上显著。

模型（4）、模型（5）和模型（6）依次报告了用评分累加法度量金融素养后OLS、Heckit和IV-Heckit回归结果。除了回归结果系数大小外，结果显示与用因子法度量金融素养的结果基本一致，即金融素养正向影响居民家庭资产组合的有效性，在1%水平上显著。

许多投资者在信息有限的情况下，往往也会依据历史收益率信息构造家庭的资产组合。假如用历史收益率构造居民家庭资产组合的夏普比率，上面的结论是否依然成立呢？表7报告了历史收益率区间为2003年2月到2011年6月的回归结果。表7的左半部分用因子法度量金融素养，右半部分用评分累加法度量金融素养。模型（1）和模型（4）是普通最小二乘法的估计结果，模型（2）和模型（5）是Heckit法的估计结果，模型（3）和模型（6）是IV-Heckit法的估计结果，结果均显示金融素养对居民家庭资产组合的夏普比率有正向影响，都在1%水平上显著。

四、稳健性检验

由于本文使用的是截面数据，一些不可观测的因素可能影响到上面结果的稳健性。接下来使用周期性数据构造夏普比率和剔除户主退休或待业家庭子样本两方面验证上述结果的稳健性。

表8的因变量是采用周期性收益率数据构造的夏普比率。考虑到中国在2003年至2015年期间的经济和金融市场均呈现了周期性变化，因此周期性收益率数据区间为2003年2至2015年6月。表8的结果显示，不管是用因子法度量的金融素养，还是用评分累加法度量的金融素养，采用OLS法，Heckit法、IV-Heckit法的回归结果均显示金融素养对居民家庭资产组合的有效性有显著正向的影响。

表9是剔除了户主或户主配偶已退休或待业家庭子样本的回归结果。从表9的结果可以看到，除了系数大小的区别外，金融素养对居民家庭资产组合有效性的影响显著为正。

表8 金融素养与资产组合有效性（数据区间：2003年2月—2015年6月）

变量	因子法			评分累加		
	OLS (1)	Heckit (2)	IV-Heckit (3)	OLS (4)	Heckit (5)	IV-Heckit (6)
fl	0.161*** [0.000]	0.172*** [0.000]	0.241*** [0.000]	0.049*** [0.000]	0.052*** [0.000]	0.080*** [0.000]
lnasset	0.062*** [0.000]	0.119*** [0.000]	0.055*** [0.000]	0.064*** [0.000]	0.126*** [0.000]	0.056*** [0.000]
age	0.013* [0.097]	0.023* [0.051]	0.013* [0.086]	0.010 [0.218]	0.020 [0.105]	0.010 [0.213]
plan	0.099*** [0.000]	0.096*** [0.000]	0.064** [0.011]	0.103*** [0.000]	0.100*** [0.000]	0.060** [0.023]
zone2	-0.064*** [0.000]	-0.025 [0.375]	-0.058*** [0.001]	-0.064*** [0.000]	-0.021 [0.475]	-0.056*** [0.001]
zone3	-0.016 [0.305]	0.024 [0.352]	-0.004 [0.836]	-0.015 [0.334]	0.028 [0.299]	0.001 [0.971]
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
IMR		0.599*** [0.000]	0.236*** [0.000]		0.621*** [0.000]	0.238*** [0.000]
Observations	3,938	3,938	3,938	3,938	3,938	3,938
R-squared	0.225			0.217		
工具变量 t 值			9.69			9.45
一阶段 F 值			93.87			89.33
DWH chi^2(1)/F 值			4.017			5.423
P 值			0.045			0.020

表 6、表 7、表 8 和表 9 的结果显示，金融素养对居民家庭资产组合有效性的 影响显著为正，都在 1% 水平上显著。因此，开展金融普惠教育，提高居民的金融 素养水平，有利于提高居民家庭的金融福祉，从而提高 居民家庭的幸福感。

五、结论和建议

本文运用清华大学中国金融研究中心 2011 年 7 月—9 月调查的“中国消费金融现状及投资者教育”项目数据，使用 OLS 方法研究了金融素养水平对居民家庭资产组合有效性的影响。考虑到持有风险资产可能是一种自我选择行为以及可能存在的内生性影响，本文也采用了 Heckit 模型和 IV-Heckit 模型进行矫正。分别采用风 险资产未来收益率数据、历史收益率数据和完整周期收益率数据计算得到每个家庭资产组合的夏普比率。分别使用因子分析法和评分累加法构造金融素养变量。描述性统计研究发现：我国居民家庭的金融素养水平比较低，对股票、基金和债券中任意一种金融产品不太了解和不了解的家庭都超过 60%，而比较了解和非常了解的家庭占比都没有超过 13%；居民家庭资产组合的夏普比率异质性明显。实证研究发现：金融素养是影响居民家庭资产组合有效性的一个重要因素，即在其他因素保持不变的情况下，金融素养越高的居民家庭资产组合的夏普比率越高；另外，家庭总资产、户主年龄和理财计划等对居民家庭风险资产组合的夏普比率也有显著正向的影响。东部地区居民家庭资产组合的夏普比率高于中部和西部地区的居民家庭。

本文的研究结果表明，在鼓励金融创新、丰富金融产品的同时，需要加大对居民家庭进行金融普惠教育的力度，提高金融消费者的金融素养。另外，金融机构要适当降低投资的门槛，让财富比较少的家庭也有更多的机会参与金融市场，分散资产组合以增进金融福利，从而让每个家庭都能享受到金融创新和经济发展带来的好处，最终提高居民家庭的幸福感。

表 9 金融素养与资产组合有效性(非退休与待业家庭子样本，
数据区间:2011 年 7 月—2015 年 6 月)^①

变量	因子法			评分累加		
	OLS (1)	Heckit (2)	IV-Heckit (3)	OLS (4)	Heckit (5)	IV-Heckit (6)
fl	0.155*** [0.000]	0.166*** [0.000]	0.217*** [0.000]	0.049*** [0.000]	0.053*** [0.000]	0.069*** [0.000]
lnasset	0.076*** [0.000]	0.127*** [0.000]	0.070*** [0.000]	0.076*** [0.000]	0.128*** [0.000]	0.070*** [0.000]
age	0.025*** [0.003]	0.033*** [0.007]	0.027*** [0.002]	0.025*** [0.003]	0.033*** [0.009]	0.026*** [0.002]
plan	0.098*** [0.000]	0.098*** [0.000]	0.071*** [0.002]	0.099*** [0.000]	0.098*** [0.000]	0.070*** [0.002]
zone2	-0.093*** [0.000]	-0.066** [0.012]	-0.087*** [0.000]	-0.093*** [0.000]	-0.066* [0.014]	-0.087*** [0.000]
zone3	-0.052*** [0.000]	-0.025 [0.287]	-0.041*** [0.009]	-0.051*** [0.001]	-0.023 [0.329]	-0.040** [0.013]
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
IMR		0.522*** [0.000]	0.224*** [0.000]		0.528*** [0.000]	0.226*** [0.000]
constant	-0.833*** [0.000]	-1.621*** [0.000]	-0.704*** [0.000]	-1.130*** [0.000]	-1.959*** [0.000]	-1.122*** [0.000]
Observations	3,407	3,407	3,407	3,407	3,407	3,407
R-squared	0.285			0.283		
工具变量 t 值			9.45			9.46
一阶段 F 值			89.26			89.50
DWH chi ² (1)/F 值			3.337			3.393
P 值			0.068			0.066

(责任编辑 田 园)

^①本文也考虑了把家庭资产数据时点定位于 2011 年 9 月，则未来收益率数据区间为 2011 年 10 月至 2015 年 6 月。结果显示，除系数大小发生变化外，其余基本一致。由于篇幅限制未列示，可向作者索取。

参考文献：

- [1] 柴时军. 社会资本与家庭投资组合有效性[J]. 中国经济问题, 2017 (4): 27–39
- [2] 陈云松. 农民工收入与村庄网络：基于多重模型识别策略的因果效应分析[J]. 社会, 2012, 32 (6): 68–92
- [3] 陈志武. 让证券市场孕育中产阶级[J]. 新财会月刊 (财富), 2004 (11): 1–3
- [4] 李涛, 张文韬. 人格特征与股票投资[J]. 经济研究, 2015 (6): 103–116
- [5] 王聪, 姚磊, 柴时军. 年龄结构对家庭资产配置的影响及其区域差异[J]. 国际金融研究, 2017 (2): 76–86
- [6] 吴锟, 吴卫星. 理财建议可以作为金融素养的替代吗? [J]. 金融研究, 2017 (8): 161–176
- [7] 吴卫星, 吕学梁. 中国城镇家庭资产配置及国际比较：基于微观数据的分析[J]. 国际金融研究, 2013 (10): 45–57
- [8] 吴卫星, 丘艳春, 张琳琬. 中国居民家庭投资组合有效性：基于夏普率的研究[J]. 世界经济, 2015, 38 (1): 154–172
- [9] 吴卫星, 吴锟, 沈涛. 自我效能会影响家庭资产组合的多样性吗? [J]. 财经科学, 2016 (2): 14–23
- [10] 吴卫星, 吴锟, 王琎. 金融素养与家庭负债：基于中国居民家庭微观调查数据的分析[J]. 经济研究, 2018, 53 (1): 97–109
- [11] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014, 49 (4): 62–75
- [12] 曾志耕, 何青, 吴雨, 尹志超. 金融知识与家庭投资组合多样性[J]. 经济学家, 2015 (6): 86–94
- [13] Agnew J R, Bateman H, Thorp S. Financial Literacy and Retirement Preparation in Austria[J]. Numeracy, 2013, 6 (2): 1–28
- [14] Campbell J Y. Household Finance[J]. Journal of Finance, 2006, 61 (4): 1553–1604
- [15] Gathergood J. Self-control, Financial Literacy and Consumer Over-indebtedness[J]. Journal of Economic Psychology, 2012 (33): 590–602
- [16] Cocco J. Portfolio Choice in the Presence of Housing[J]. Review of Financial Studies, 2005 (18): 535–567
- [17] Gourieroux C, Jouneau F. Econometrics of Efficient Fitted Portfolios[J]. Journal of Empirical Finance, 1999 (6): 87–118
- [18] Grinblatt M, Keloharju M, Linnainma J. IQ and Stock Market Participation[J]. Journal of Finance, 2011, 66(6): 2121–2164
- [19] Hans-Martin V G. How does Household Portfolio Diversification Vary with Financial Literacy and Financial Advice? [J]. Journal of Finance, 2015, 70 (2): 489–507
- [20] Jappelli T, Padula M. Investment in Financial Literacy and Saving Decisions[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (8): 2779–2792
- [21] Klapper L, Lusardi A, Panos G A. Financial Literacy and its Consequences: Evidence from Russia during the Financial Crisis[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (10): 3904–3923
- [22] Lusardi A, Mitchell O. Baby Boomers Retirement Security: The Role of Planning, Financial Literacy and Housing Wealth[J]. Journal of Monetary Economics, 2007 (54): 205–224
- [23] Lusardi A, Mitchell O. Financial Literacy around the World: An Overview[J]. Journal of Pension Economics and Finance, 2011 (10): 497–508
- [24] Melzer B T. The Real Costs of Credit Access: Evidence from the Payday Lending Market[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2011 (126): 517–555
- [25] Organization for Economic Cooperation and Development. Improving Financial Literacy: Analysis of Issues and Policies[R]. Paris:OECD, 2005
- [26] van Rooij M, Lusardi A, Alessie R. Financial Literacy and Stock Market Participation[J]. Journal of Financial Economics, 2011a (101): 449–472
- [27] van Rooij M, Lusardi A, Alessie R. Financial Literacy and Retirement Planning in the Netherlands[J]. Journal of Economic Psychology, 2011b (32): 593–608

Abstract: The effectiveness of household portfolio is considered to affect consumer financial well-being. Using the data from the 2011 “Chinese Survey of Consumer Finance and the Investor Education” and using the Sharpe ratio to measure the effectiveness of households’ portfolio, this study, which uses the method of OLS, Heckit and IV-Heckit, examines the relationship between financial literacy and the effectiveness of households’ portfolio. It is found that the age and education of household head as well as the family wealth management plan have positive effect on household portfolio effectiveness. Most importantly, it is found that financial literacy plays an important role in the effectiveness of households’ portfolio. The portfolio effectiveness is higher for households with higher financial literacy. The result supports the importance of inclusive financial education.

Keywords: Financial Literacy; Sharpe Ratio; Household Finance