

# 中国投资者的风险偏好<sup>\*</sup>

马莉莉 李 泉

**内容提要:** 投资者如何分配家庭资产,为个体的风险偏好研究提供了重要的信息。本文采用奥尔多投资研究中心《城市投资者行为调查问卷》的调查结果,从投资者对风险资产需求这一角度,详细研究哪些因素会显著影响投资者的风险偏好,以及不同群体投资者风险偏好的异质性问题。研究结果表明:投资者的财富水平、受教育程度、健康状况、收入水平和是否抚养小孩都是影响投资者风险偏好的重要因素。同时,不同群体风险偏好的表现有差异。研究中国投资者风险偏好的异质性,可以为进一步研究投资者的金融资产决策、储蓄行为、财富积累过程以及不同群体对宏观经济政策的反应提供依据。

**关键词:** 风险厌恶; 异质性; 风险资产; 调查数据

中图分类号: C812

文献标识码: A

文章编号: 1002-4565(2011)08-0063-10

## Chinese Investors' Risk Preferences in China

Ma Lili & Li Quan

**Abstract:** How to distribute family assets provides important information for the study of investors' risk preferences. By the empirical analysis of the survey data from Aordo Research Center of Investment, we study which factors significantly affect the investors' risk aversions from the view of investor's demands for risky assets and the heterogeneity of the risk aversions of Chinese investors. The results show that the level of wealth, education, health status, income and raising children are all important factors which affect Chinese investors' risk aversions. Meanwhile, the risk aversions show heterogeneity among different groups. The research will provide basis for further study of decision-making of financial assets, savings behavior, wealth accumulation process and influences of macroeconomic policy on different groups in China.

**Key words:** Risk Aversion; Heterogeneity; Risky Assets; Survey Data

### 一、引言

当前的经济学研究越来越关注中国经济的实际运行情况,构建了大量的经济学模型来解决我国各种宏观经济管理问题。在这些模型中,风险偏好的设置是其中非常重要的一个环节。由于相关的研究缺乏,研究者要么给定理论参数值,要么直接采用国外、特别是美国的参数值,这导致了部分基于中国的模型失真现象严重。此外,经济学界开始关注投资者个体之间的差异性。由于个体自身特征、成长环境等的差异,每个投资者都会以自己独有的方式对信息做出反应,从而形成不同的决策行为。而传统的基于代表性个体的分析方法主要考虑典型家庭的福利状况,忽略了特定人群(如最穷人群)的利益,

因此所制定的最优经济政策很可能会导致特定人群福利状况急剧恶化,致使社会冲突加剧<sup>①</sup>。因此,研究我国投资者的风险偏好以及风险偏好的异质性问题十分必要。

对风险偏好的研究一般有两类思路:一类是基于宏观经济总量数据的研究,一类是基于微观调查数据的研究。基于宏观经济总量数据的研究方法将消费和资产价格纳入同一个研究体系中,用投资者

<sup>\*</sup> 本文为国家自然科学基金项目“中国投资者行为测度及群体异质性研究”(70803035)阶段性成果;奥尔多中心(www.aordo.org)《中国居民风险与风险管理》研究项目的阶段性成果。本文感谢中国人民大学陈彦斌教授提出的宝贵意见。同时,作者感谢匿名审稿人提出的建设性意见。但文责自负。

<sup>①</sup> 参见陈彦斌等(2010)。

的消费占总消费的比例来刻画投资者参与的权重,从而为使用宏观经济总量数据来研究投资者的风险偏好等主观行为提供了一般计量框架。但是,基于总量数据的测度方法存在一些不合理之处。首先,这种测度方法需要进行理论上的假设,构造出行为参数受到的约束,从而估计出行为参数的数值。显然,这些计算方法必然依赖于模型的假设,如果更改模型的假设,就会导致行为参数的巨大变化。其次,在基于总量数据的研究中,微观主体的行为特征在经过数据加总之后,会损失掉个体特质的主要信息。这使得基于此类的估计会忽略不同群体的异质性。

另一类基于微观调查数据的研究较为精确。一种方法是根据风险偏好的定义来设计问卷直接进行调查。如 Cochrane(1997)设计了一组公平博彩实验,对初始禀赋为50000美元的普通美国人,计算得到相对风险规避系数不会高于2或3。但是,这种调查依赖于投资者的初始禀赋。初始禀赋不同的人,也就是贫富程度不同的人,对博彩中可能形成的收益或损失的敏感程度是不同。因此,学者们对调查方式进行了不同方面的修正。如 Barsky 等(1997)就将博彩中的收益或损失表示成为收入的比例,有效地解决了这个问题。

另一种方法是从个体对风险资产的需求这一角度进行的,需要对家庭资产的分布状况进行调查。最初的研究是从风险态度和财富的关系开始的。Friend 和 Blume(1975)最早使用美国 SFCC(Survey of Financial Characteristics of Consumers)的调查数据研究了相对风险规避系数和财富之间的关系。在此基础上,Bellante 和 Saba(1986)使用1972年美国劳工部的消费者支出调查数据(CES)<sup>①</sup>发现 DRRA 的证据。Riley 和 Chow(1992)使用1984年收入与政策参与(SIPP)调查数据<sup>②</sup>得到 DRRA 的结论,并且发现富有人群的这一特征更为明显。Jianakoplos 和 Bernasek(1998)使用1989年消费者财务状况的调查数据(SCF)<sup>③</sup>得到了 DRRA 的结论,并且不会受年龄、婚姻状态、家庭规模等因素的影响。但也有不同的结论,如 Morin 和 Suarez(1983)、Siegel 和 Hoban(1982)都发现富有人群具有 DRRA,而非富有人群的相对风险规避系数则表现出随财富水平增加而递增(简称 IRRA)的规律。

之后,学者们在此基础上开始研究风险偏好和其他因素之间的关系。普遍的结论是性别、年龄、教

育等因素与风险态度有着高度的相关性。首先,女性比男性更厌恶风险基本达成共识(Palsson,1996; Jianakoplos 和 Bernasek,1998)。Bajtelsmit 和 Bernasek(1996)还对这种异质性的来源进行了剖析。其次,在婚姻状况方面,Riley 和 Chow(1992)根据 SIPP 的调查数据发现已婚妇女比单身女性更厌恶风险。但是,Bajtelsmit(1999)根据1994年 HRS 的调查数据却得出了相反的结论。然后,在年龄方面,一般认为风险规避系数在生命周期内是递增的。一个人越年轻,他的预期收入就越高,会平衡在风险资产投资上可能的损失,因而具有更低的风险规避系数(Morin 和 Suarez,1983; Bajtelsmit,1999)。但是也有不同的结论,如 Riley 和 Chow(1992)就认为不同年龄段风险态度的表现是不一样的:退休前风险规避系数随年龄增大而递减,退休后则相反。Bellante 和 Green(2004)专门针对老年人的研究中也证实了退休后风险规避系数随年龄增大而递增。最后,在受教育程度方面,Jianakoplos 和 Bernasek(1998)认为受教育程度越低越厌恶风险。

从宏观经济层面看,国家在制定政策时,很难针对个体进行差别化设计,一般是以具备不同特征的群体为目标,制定兼顾不同群体利益的政策。在同一群体内的人们由于受多种同等或近似因素的影响,往往有着相同或相似的风险感受和行为特征。在实践中如何划分群体来研究风险偏好的异质性还没有统一的方法。最常见的是根据财富水平来划分群体。如 Morin 和 Suarez(1983)、Bajtelsmit(1999)就根据财富状况将居民划分为若干层次,来比较富裕家庭和贫困家庭风险偏好的异同。此外,Barsky 等(1997)依托1992年美国健康与退休调查(HRS)

① 美国劳工部每年对全美消费者的购买行为进行调查形成了消费者支出调查数据(Consumer Expenditure Survey,CES)。调查范围涵盖了消费者的收入、支出和消费特征等内容。

② SIPP 全称为 Survey of Income and Program participations,是由美国人口调查局不定期对15岁以上约14000至36700户家庭进行的收入与政策参与情况的调查数据。

③ 消费者财务状况调查(Survey of Consumer Finances,SCF)是美国非常著名的微观调查数据,被经济学家广泛采用。SCF由美国联邦储备局赞助,从1983年开始每3年调查一次,提供了美国家庭的资产负债和财务状况。SCF的前身是1962年的SFCC(Survey of Financial Characteristics of Consumers)和1963年的一次追踪调查SCFF(Survey of Changes in Family Finances)。Friend 和 Blume(1975)采用的就是1962年的SFCC。

的调查数据<sup>①</sup>从多角度对人群进行划分: 不仅包括被调查者的客观特征, 如性别、年龄、肤色、信仰、受教育程度、财富水平等, 还包括被调查者的一些日常行为, 如吸烟、饮酒、购买保险等。在此基础上, 他们全面比较了不同人群风险态度的差异。

在我国, 由于针对家庭单元的微观调查数据相对缺乏, 对风险偏好的研究多采用宏观经济总量数据。也有一部分学者采用微观调查数据研究了我国家庭金融资产的选择问题。如, 雷晓燕、周月刚 (2010) 采用中国健康与养老追踪调查数据, 重点从健康的角度研究了影响中国家庭资产组合的因素。吴卫星、齐天翔 (2007), 李涛等 (2009) 采用北京奥尔多投资研究中心的城市投资者行为调查问卷, 从流动性、社会互动等角度研究了我国居民的投资选择。但是, 这些研究都没有将投资者的风险偏好作为研究对象, 也没有考虑到我国不同群体的差异性问题。

投资者如何分配家庭资产, 为研究个体的风险偏好提供了重要的信息。预期效用理论认为, 投资者的风险厌恶程度和对风险资产的需求有密切联系。在此基础上, 本文一方面是希望从我国家庭金融资产的微观调查数据入手, 找到影响我国投资者风险偏好的重要因素, 以及这些因素对我国投资者风险偏好的影响是否与其他国家相类似。另一方面, 由于年龄、财富收入、教育程度等不同的投资者会表现出不同的风险规避程度, 因此, 我们还将根据人口统计特征、家庭内部环境特征等多角度对样本进行划分, 详细研究我国不同群体投资者对风险资产的需求, 以及影响我国特定人群风险偏好的因素。研究中国投资者的风险偏好, 还可以为进一步研究家庭金融资产配置决策、储蓄行为、财富积累过程以及不同群体对宏观经济政策的反应提供依据。本文的结构安排如下: 第二部分介绍本文所使用的模型和数据; 第三部分讨论实证结果, 主要包括不同人群对风险资产需求的比较分析结果和回归分析结果; 第四部分给出全文的结论。

## 二、模型与变量

### (一) 模型与数据来源

本文对中国投资者风险偏好的研究基于 Friend 和 Blume (1975)、Morin 和 Suanez (1983)、Bellante 和 Green (2004) 提出的模型。假设个体  $k$  在期初拥

有财富  $W_k$ , 投资在风险资产上的比例为  $\alpha_k$ 。记个体的相对风险规避系数为  $RRA_k$ 。同时, 市场中, 无风险资产收益率为  $r_f$ , 市场组合收益率为  $r_m$ , 标准差为  $\sigma_m^2$ 。则个体最优决策的一阶条件为<sup>②</sup>:

$$MPR/RRA_k = \alpha_k \quad (1)$$

其中  $MPR = E[r_m - r_f]/\sigma_m^2$  表示风险的市场价格。由于对所有家庭来说, 风险的市场价格  $MPR$  是不变的, 因此家庭风险资产占财富的比例  $\alpha_k$  和  $RRA_k$  成反比。因此可以只考察  $\alpha_k$  与财富、年龄、性别、教育等的关系, 就可以得到风险态度与这些特征的关系。

本文所使用的数据来自于北京奥尔多投资研究中心 2007 年的《城市投资者行为调查问卷》。该中心通过对全国多省区居民进行问卷调查, 对中国个体投资者行为进行了全景式的研究。受访者分布在华北、东北、西北、华东、华南、中南、西南等地区的 15 个城市。调查问卷询问了受访者的个人特征、家庭财务情况、投资选择、感受和态度等四个方面的 35 - 50 个具体问题。因此, 这一数据库包含了有关家庭财产状况以及户主主观行为特征两方面的信息, 为研究投资者的风险偏好特征提供了一个很好的平台。近年来我国学者利用此调查数据作了一系列的研究<sup>③</sup>。2007 年《城市投资者行为调查问卷》的受访者共 1355 名。如果一些关键问题没有回答或回答不可靠而导致本文所需要的某个变量的取值无法确定, 则认为该问卷无效。本文剔除了无效问卷, 并剔除年龄不满 18 周岁的问卷和负财富以及零财富家庭, 最终有效样本为 860 份。

① HRS 全称为 Health and Retirement Study。HRS 始于 1992 年, 主要针对 50 岁以上的人群。这项调查每两年进行一次, 调查员来到同样的家庭再度访问被调查者, 以获取追踪数据。HRS 是国家层次样本的追踪调查, 资助来自于国家老龄化研究所和美国社会保障总署。HRS 的调查范围涉及老龄人口行为的各个方面, 包含了健康状况、健康服务状况、劳动状况、经济状况以及家庭结构等。

② Friend 和 Blume (1975) 考虑了包含有不可交易的人力资本的情形。令  $h_k$  表示个体  $k$  不可交易的人力资本占财富的比例, 则一阶条件为  $MPR/RRA_k = (1 - h_k) \alpha_k + h_k \text{cov}(r_m, r_h) / \sigma_m^2$ , 其中  $r_h$  度量了不可交易资产的收益率。但是 Liberman (1980) 等人的实证研究表明人力资本收益率和其他风险资产收益率之间是弱相关的, 因此可以忽略人力资本。

③ 包括李涛 (2009) 和吴卫星、齐天翔 (2007) 等。

## (二) 变量描述

### 1. 净财富。

按照 Friend 和 Blume(1975) 模型的定义,投资者的净财富应该包括风险资产和无风险资产两类。本文将家庭净财富水平定义为总资产减去总债务。奥尔多投资研究中心的《城市投资者行为调查问卷》对投资者的家庭资产构成进行了详细调查,其中总资产被分为现金、银行存款、股票价值、外汇等 18 个类别,总债务被分为购房贷款、购车贷款、教育贷款等 10 个类别。

要注意的是,不同的学者对净财富的具体定义有略微不同,主要区别在于是否包含房产价值。如 Morin 和 Suarez(1983) 等认为房产并不满足无限可分的假设,因此他们所定义的净财富排除了投资者房产的估值,而 Bellante 和 Saba(1986) 以及 Riley 和 Chow(1992) 等人的研究则包含了房产的估值。在我国,近些年来房产占城镇居民家庭资产中的比重越来越大,人均财富的快速增加在很大程度上也归因于房产价值的增加。因此我们的研究将考虑投资者的房产价值。

### 2. 风险资产。

投资者对风险资产的需求是研究投资者风险偏好的基础。风险资产按照其内涵可划分为狭义的风险资产和广义的风险资产。狭义的风险资产仅仅包括股票等金融产品,而广义的风险资产还包括那些以投资为目的而非以消费为目的的实物资产,如投资者的自营资产和其他非金融机构的投资产品等。本文按照《城市投资者行为调查问卷》中对投资者的 18 个资产类别的划分,定义狭义风险资产为风险资产 I,包括股票、外汇、各种债券、期货、基金、保险和其他金融理财产品共 7 个类别。定义广义的风险资产为风险资产 II,包括风险资产 I 加上家庭经营活动占有的自有资金、向企业或其他经营活动的投资(不包括股票和债券)和收藏品的估值。同时定义“比例 I”为风险资产 I 占家庭净财富的比例,“比例 II”为风险资产 II 占家庭净财富的比例。

### 3. 特征变量。

由于要研究投资者风险偏好的异质性问题,因此我们主要从微观层面上寻找影响不同投资者风险偏好的因素。我们将特征变量分为家庭内部环境因素变量和社会人口统计学特征变量两个类别。

家庭内部环境因素包括家庭的人口数、人均收

入水平、家庭中小孩和老人的构成情况等。其中家庭小孩和老人的构成采用两个虚拟变量度量。“抚养小孩”取值为 1 表示家庭需要抚养年龄不满 18 周岁人口,取值为 0 表示家里无年龄小于 18 岁人口。“抚养老人”取值为 1 表示家庭需要抚养 60 周岁以上人口,取值为 0 表示家里无 60 周岁以上老人。“平均月收入”表示过去一年内居民平均月收入,单位为元。社会人口统计学特征变量包括诸如年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、健康状况等。除“年龄”外,其他因素均用虚拟变量表示。“男性”表示居民性别,男性取值为 1,女性为 0。“已婚”表示居民婚姻状况,已婚赋值为 1,未婚、离异、丧偶均赋值为 0。“接受高等教育”表示投资者受教育程度,取值为 1 表示接受了本科及以上的教育,取值为 0 表示其他教育程度。“健康良好”表示居民的健康状况,取值为 1 对应居民认为自己健康状况较好或非常好,取值为 0 对应其他类别。

## 三、实证分析

### (一) 描述性统计分析

表 1 给出了 860 份有效样本中主要变量的描述性统计分析结果。首先,考虑家庭资产状况,一个家庭平均拥有的净财富约为 39 万元,投资于狭义风险资产的财富平均为 3.31 万元,投资于广义金融资产的财富平均为 4.57 万元,风险资产 I 占净财富比例平均为 9.53%,风险资产 II 占净财富比例平均为 11.66%。其次,在社会人口统计学特征变量中,户主的平均年龄 34 岁,男性比例为 61.16%,已婚居民的比例为 58.37%,约 36.28% 的居民接受过本科及以上的教育,约 82% 的居民认为自己健康状况较好或非常好。最后,对于家庭内部环境因素,一个家庭的平均人口数为 3.66 人,上一年的平均月收入约为 3358.6 元,约有 43.6% 的家庭需要抚养年龄不满 18 周岁的小孩,约有 33.6% 的家庭需要抚养 60 周岁以上的老人。

图 1 给出了两种类型的风险资产占净财富比例的直方图。从图中可以看到风险资产占净财富的比例从全局来看都是偏低的。约 88% 的家庭在 I 类风险资产上的投资比例小于 20%,在第 II 类风险资产的投资比例不足 25%;一半以上的家庭在两类风险资产上的投资比例不足 5%。这表明,城市居民的资本市场参与程度也还是较低的,很多家庭还没有开始将财产广泛地投资到股票、债券、基金、保险、

表 1 样本描述性统计分析结果

变量	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差
家庭净财富(元)	390180.03	245200	9570000	500	575091.02
风险资产 I (元)	33086.07	5000	1480000	0	93728.47
风险资产 II (元)	45700.31	6500	3780000	0	176652.01
比例 I	0.0953	0.0231	1.4762	0	0.1825
比例 II	0.1166	0.0381	2	0	0.2129
平均月收入(元)	3358.65	2400	130000	0	6938.83
年龄	34.28	33	72	18	9.1946
男性	0.6116	1	1	0	0.4877
已婚	0.5837	1	1	0	0.4932
接受高等教育	0.3628	0	1	0	0.4811
健康良好	0.8209	1	1	0	0.3836
家庭人口数	3.6605	3	10	1	1.1248
抚养小孩	0.4360	0	1	0	0.4962
抚养老人	0.3360	0	1	0	0.4726

外汇等风险产品上。这一结果与家庭金融领域的最新研究也是一致的:虽然根据传统的资产组合理论,家庭应该广泛地投资于各个投资项目,但事实上有限投资参与的现象普遍存在;针对这一现象,学者们也给出了各种解释,既有市场摩擦、背景风险、非标准偏好等传统理论解释,也有社会互动、社会信任以及投资参与惯性等方面的分析<sup>①</sup>。

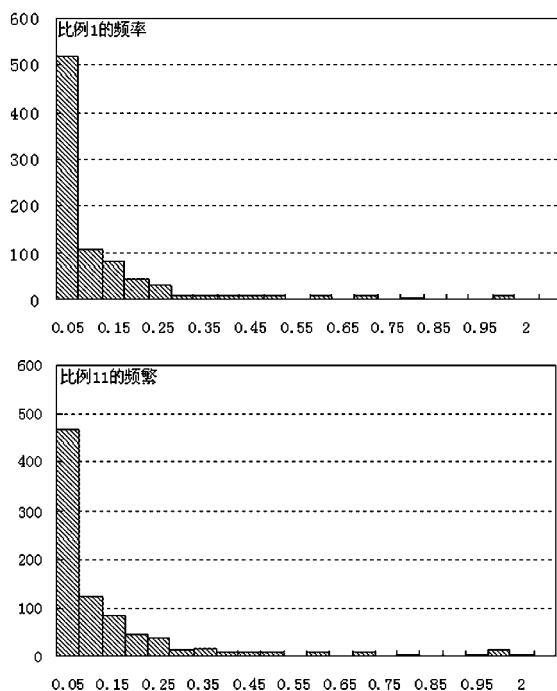


图 1 比例 I 和比例 II 的直方图

## (二) 不同群体对风险资产需求的均值分析

下面我们分析不同群体在风险资产上的投资状况。首先,按照家庭净财富 1/3、2/3 的分位数为界限将其划分为 (0,122800), (122800,408300),

(408300,∞) 三个区间,分别对应三个群体:低财富人群、中财富人群和高财富人群。其次,按照性别和婚姻状况划分为单身女性、单身男性和已婚三个群体。然后,以年龄 45 岁为界限将样本划分为两个群体。这是因为国内外关于家庭资产组合的研究经常采用 HRS 系列的调查数据,受访对象都是接近退休年龄或已经退休的居民。其中中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal study, CHARLS) 的受访者是 45 岁以上的居民<sup>②</sup>。我们的划分也是为了和这些研究进行对比。最后我们还根据上一节所定义的一些虚拟变量进行了一系列的划分。表 2 是用不同的划分方法得到的不同人群净财富和风险资产投资的均值分析结果。

首先,我们对按照财富水平划分的三类人群进行比较。低财富家庭的平均净财富仅 5.7 万元,中等财富家庭的平均净财富约为 25.3 万元,而高财富家庭的平均净财富高达 86.2 万元。富有家庭积累的财富是贫困家庭财富的 15 倍。在风险资产上的投资数额也可以看出不同人群的差异。低财富家庭投资于 I 类风险资产和 II 类风险资产上的数额分别为 0.62、0.75 万元,而高财富家庭由于其积累的财富水平较高,分别平均投资 7.26、10.57 万元于两类风险资产上,这一差距也有十几倍。但是风险资产占净财富的比例却是随着财富水平的增加而有种递减的趋势,狭义风险资产占净财富的平均比例由低财富人群的 12.7% 下降至高财富群体的 7.8%,广义风险资产占净财富的比例由 15.7% 下降至 9.9%。我们从公式 (1) 知道家庭风险资产占财富的比例和风险规避程度成反比,因此可以初步判断我国居民风险规避程度随财富水平的增加而递增。

其次,我们比较已婚家庭和单身家庭的净财富与风险资产投资状况。平均而言,已婚家庭比单身家庭累积的平均净财富要高一些。但是从对风险资产的投资数额来看,单身男性无论是对狭义金融风险产品还是广义风险资产,投资数额平均而言都是最高的;而单身女性在两类风险资产上的投资数额

① 可参考李涛 (2009) 等的研究。

② CHARLS 数据由北京大学国家发展研究院于 2008 年开始预调查,预计从 2011 年开始进行全国追踪调查,此后将会隔年调查一次。该调查的目标是获得中国 45 岁以上人群及其配偶 (可能小于 45 岁) 的代表性数据,可参见雷晓燕、周月刚 (2010)。

表2 不同群体财富与风险资产的均值分析

变量	高财富	中财富	低财富	单身女性	单身男性	已婚	45岁以下	45岁及以上
净财富(元)	862433.56	252597.07	57154.96	293868.96	365464.13	428913.85	366448.43	523442.12
风险资产 I (元)	72616.16	20543.51	6236.29	30540.54	38960.17	31379.26	31663.87	41072.31
风险资产 II (元)	105656.90	24198.18	7454.75	36968.24	51922.55	45671.77	39915.16	78186.15
比例 I	0.0785	0.0799	0.1273	0.1123	0.1003	0.0882	0.0966	0.0880
比例 II	0.0800	0.0926	0.1572	0.1400	0.1251	0.1062	0.1174	0.1123
变量	接受高等教育	没有接受高等教育	健康状况良好	健康状况不好	抚养小孩	没有抚养小孩	抚养老人	没有抚养老人
净财富(元)	475906.85	341372.06	395766.21	364570.70	399880.27	382679.85	385527.91	392534.61
风险资产 I (元)	45435.64	26054.93	35363.77	22644.16	32740.48	33353.29	32687.81	33287.65
风险资产 II (元)	60677.15	37173.35	46893.29	40231.17	40810.18	49481.33	55395.25	40793.41
比例 I	0.1125	0.0854	0.0987	0.0794	0.0822	0.1054	0.0923	0.0968
比例 II	0.1305	0.1087	0.1212	0.0954	0.1009	0.1287	0.1179	0.1159

最低。这和传统关于性别和资产选择关系的结论是一致的。但是两类风险资产占净财富的比例却是单身女性最高,单身男性其次,已婚家庭最低。这和 Palsson(1996)、Bajtelsmit 和 Bernasek(1996)等的结论却不一致。造成不一致的原因可能是我们所定义的净财富是包括了房产价值的,而中西方家庭对房屋的价值观是不同的。在中国买房结婚,特别是男方提供住房的观念影响下,已婚人群由于房产占据了财富的很大一部分而使得对风险产品投资的比例可能小于单身人群,并且单身男性的这一比例也要小于单身女性。

然后,我们对45岁以上和45岁以下的两类人群进行比较。45岁以上人群不论是积累的净财富,还是在风险资产上的投资数额都要大于45岁以下人群。但是45岁以下人群风险资产 I 的比例平均为9.7%,风险资产 II 的比例平均为11.7%,分别略高于另一群体的8.88%和11.23%。这也说明了平均而言,45岁以上人群比45岁以下人群更厌恶风险。与人力资本理论的预测一致:当一个人接近退休年龄或退休后,他的预期劳动收入不足以抵消投资可能带来的损失。

最后,我们对按照其他方式划分的人群也进行了比较。受高等教育的群体无论在财富的积累、风险资产投资的绝对数额还是风险资产占财富的比例高于没有受过高等教育的群体。健康状况良好的这五个指标也比健康状况不好的群体高。因此平均而言,没有受过高等教育的群体比接受过高等教育的群体更厌恶风险;健康状况不好的群体比健康状况良好的群体更厌恶风险。从家庭内部环境来看,没有抚养小孩的家庭在风险资产上的投资不论是绝对数额还是相对数额都比抚养小孩的家庭要高,因此

抚养小孩的家庭应该更加厌恶风险。但是,根据是否抚养老人而划分的两个群体在风险资产投资上的规律不明显。

### (三) 回归分析结果

在这一节里面,我们选择广义的风险资产为代表,以家庭风险资产 II 占净财富的比例为被解释变量来构建回归模型。解释变量包括家庭净财富水平、家庭内部环境因素变量和社会人口统计学特征变量。要注意的是,参照 Friend 和 Blume(1975)、Bellante 和 Green(2004)等方法,将解释变量中的净财富进行了对数化处理。在进行线性回归之前,有必要对解释变量进行相关性分析。分析表明,大部分解释变量之间的相关性均较弱;所有解释变量之间的相关系数都低于共线性存在的门槛值0.7。所以,可以不必考虑共线性的问题。

本节共估计了九个模型:一个基于所有样本的模型,三个不同财富水平群体的模型,三个基于性别和婚姻状况的模型,二个基于不同年龄阶段的模型。九个模型中,除了中等财富家庭、单身男性以及45岁以上家庭之外其余六个模型的总体回归效果都是可以接受的,并且其中全样本模型、低财富家庭、富裕家庭、已婚人群和45岁以下这四个模型的F统计量均大于2.5,对应的P值均小于1%,表明这些模型从总体上看都是高度显著的。调整的判定系数都不是太高,但是这种情况对于截面数据来说很正常<sup>①</sup>。表3给出了回归模型的估计结果<sup>②</sup>。

① 在计量模型的实际应用中,对调整的判定系数不用过分苛求,相较而言,模型的经济关系是否合理更为重要,如 Bajtelsmit(1999)、Bellante 和 Green(2004)。

② 限于篇幅,仅报告了部分子样本的回归结果。

表 3

风险偏好决定因素的回归结果

解释变量	全样本	子样本					
		低财富	高财富	单身女性	单身男性	已婚家庭	45 岁以下
常数项	0.3801 *** (5.2057)	0.6790 *** (3.6413)	-0.5191 ** (-2.2144)	0.4041 * (1.8156)	0.4338 *** (2.7492)	0.3949 *** (4.3033)	0.4142 *** (4.6202)
对数净财富	-0.0633 *** (-5.3211)	-0.1288 *** (-3.6257)	0.0903 ** (2.2628)	-0.0947 ** (-2.4031)	-0.0581 ** (-2.2981)	-0.0666 *** (-4.7438)	-0.0745 *** (-5.7104)
男性	-0.0157 (-1.0566)	-0.0388 (-1.0761)	-0.0156 (-1.0022)				-0.0202 (-1.2379)
已婚	-0.0183 (-1.0127)	-0.0259 (-0.5920)	-0.0265 (-1.3783)				-0.0206 (-0.9908)
年龄	0.0006 (0.6363)	0.0011 (0.5006)	-0.0009 (-0.7897)	0.0013 (0.4999)	-0.0023 (-0.9935)	0.0003 (0.3150)	0.0010 (0.6162)
接受高等教育	0.0286 * (1.8047)	0.1002 ** (2.3757)	-0.0183 (-1.1568)	0.0384 (0.9273)	0.0182 (0.5356)	0.0236 (1.1892)	0.0339 ** (2.0067)
健康良好	0.0365 * (1.8292)	0.0815 * (1.7792)	0.0277 (1.0808)	0.03174 (0.6105)	0.0351 (0.8665)	0.0310 (1.2236)	0.0475 ** (2.0617)
家庭人口数	0.0083 (1.0865)	-0.0072 (-0.4381)	0.0369 *** (4.0064)	0.0214 (0.9378)	-0.0053 (-0.3163)	0.0096 (1.0018)	0.0097 (1.1009)
抚养小孩	-0.0194 (-1.1875)	-0.0409 (-0.9937)	-0.0036 (-0.2131)	-0.0357 (-0.6548)	0.0573 (1.2775)	-0.0326 * (-1.7660)	-0.0214 (-1.0829)
抚养老人	0.002 (0.1112)	0.0611 (1.4034)	-0.0370 (-1.7279)	-0.0317 (-0.6305)	0.0520 (1.2560)	-0.0125 (-0.5407)	-0.0004 (-0.0212)
家庭人均月收入(元)	2.132E-6 ** (2.0236)	-1.995E-06 (-0.4354)	1.226E-06 * (1.6828)	4.173E-05 *** (2.8381)	4.984E-06 (1.4381)	1.673E-06 (1.6252)	2.334E-06 ** (2.0006)
样本量	860	287	286	148	210	502	730
F 统计量	4.155 ***	2.679 ***	3.879 ***	1.961 *	1.453	3.70 ***	4.793 ***
调整的 R <sup>2</sup>	0.035	0.055	0.092	0.050	0.017	0.041	0.049

注: \*\*、\*、\* 分别表示该系数估计值在 1%、5% 和 10% 的水平下是显著的。括号中是回归系数的  $t$  统计量。

### 1. 风险偏好与财富水平。

从表 3 可以看到,在全样本模型的回归分析结果中,对数净财富的系数符号为负,对应  $t$  检验的  $P$  值小于 1%,是高度显著的。这说明随着家庭财富水平的增加,投资者在风险资产上的投资比例是递减的。而这一投资比例与投资者的风险厌恶程度成反比,因此我国投资者风险规避程度具有随财富水平增加而递增(IRRA)的规律。此结果与上一节中均值分析的初步判断是一致的。

在子样本的分析中,在按照性别和婚姻状况进行划分而形成的已婚人群、单身女性以及单身男性这三个模型中,对数净财富的系数也是负值,同样非常显著。这说明婚姻状况并不会影响 IRRA 的规律。但是这一规律并不适用于所有财富状况的群体。从按不同财富水平划分的群体来看,风险偏好的表现形式却不相同:在低财富群体中,递增的相对风险规避系数(IRRA)获得了经验支持,并且估计结果也是高度显著的;但是在富裕人群中,风险偏好却出现了相反的表现形式。高财富人群具有递减的相

对风险规避系数(DRRA),并且回归系数在 5% 的显著性水平下是显著的。

事实上,在关于投资者风险偏好与财富关系的经验研究中,递减的绝对风险规避系数已经达成共识。但是,相对风险规避系数和财富的关系却一直是学术界争论的焦点。我们的回归结果与 Morin 和 Suarez(1983)、Siegel 和 Hoban(1982)的结论是一致的:富有人群具有 DRRA,而非富有人群具有 IRRA 的特点。对导致结论不一致的解释有很多,如样本的原因:HRS 的调查对象是退休人群,SFCC 代表的是富有人群。更多的解释集中在财富的定义上,特别是对房产的处理。净财富中是否应该包含房产价值,以及房产应该定义为风险资产还是无风险资产,都可能会影响最后的结论。由于我们的问卷没有对房产的具体状况(如套数、用途等)进行调查,我国投资者风险偏好与财富之间的关系还有待进一步的探讨。

### 2. 风险偏好与社会人口统计学特征。

总的来看,在社会人口统计学特征变量中,我国

投资者是否接受高等教育、健康状况以及年龄对其风险偏好均会产生一定的影响,而性别、婚姻状况在我们的样本中对风险偏好的影响是不显著的。具体而言:

(1) 高等教育。从表3中全样本的回归结果来看,是否接受高等教育的系数为0.0286,在10%的显著性水平上是显著的。说明了平均而言,接受过高等教育的投资者比没有接受过高等教育的投资者在风险资产上的投资比例要高2.86%,这也表明没有接受过高等教育的投资者更加规避风险,与均值分析中的结论吻合。这与Riley和Chow(1992)以及Jianakoplos和Bernasek(1998)的实证结论是一致的,他们发现相对风险规避系数是随教育程度的提高而下降的。

在子样本中,这一规律在低财富人群中更加显著。在低财富人群中,没有接受过高等教育的投资者在风险资产上的投资比例要低近10%,是全样本回归结果的3倍多。并且对应的 $P$ 值小于5%,是高度显著的。这说明对于贫困家庭中那些没有能力接受高等教育的群体会更加厌恶风险。他们受积累财富和知识的限制,不能广泛参与到股票、债券、基金等资本市场中,只能手握现金或储蓄,这将直接面临通货膨胀的风险。因此增加教育投入,特别是增加对贫困家庭的教育投入能有效地增加他们对金融风险的承受能力。

(2) 健康状况。全样本模型中“健康良好”的系数是0.0365,在10%的显著性水平下是显著的,因此是另一个影响投资者风险偏好的重要因素。其意义是:平均来说,健康良好的投资者比健康状况不好的投资者在风险资产上的投资比例要高3.65%。这也说明了健康良好的投资者具有更低的相对风险规避系数。这一结果和雷晓燕等(2010)的发现是一致的。雷晓燕等用2008年中国健康与养老追踪调查数据的研究显示:健康状况越好的居民持有越多的金融资产和风险资产。但是雷晓燕等的研究对象主要是我国45岁以上的居民。而在我们根据年龄划分的两个模型中,健康状况对45岁以下人群风险偏好的影响非常显著,但45岁以上的模型回归效果很差, $F$ 统计量非常不显著。这可能是由于我们的受访者偏年轻化,50%的受访者小于33岁,50岁以上人群不足5%,样本的原因造成了45岁以上群体的回归结果具有较大误差。

在低财富家庭里面,健康状况的影响也更为显著。在低财富群体中,健康状况不好的投资者在风险资产上的投资比例要低8.15%。也就是说,在低财富群体中,健康状况不好的居民会更加厌恶风险。

(3) 年龄。表3的模型均只含有“年龄”的一次项,且“年龄”的回归系数都不显著。但考虑到非线性影响,我们在稳健性分析中引入了部分变量的平方项。研究发现,不论是比例1作为被解释变量还是比例2作为被解释变量,45岁以下人群的回归结果中,年龄以及年龄平方的系数在10%的显著性水平下都是显著的。这说明,年龄对45岁以下人群的风险偏好影响显著,并且这种影响是非线性的。同时,“年龄”的符号为正,“年龄平方”的符号为负。说明随着年龄的增加,投资者持有风险资产的比例也会增加,但是到达峰值后,投资者持有风险资产的比例会逐渐减小。换句话说,随着年龄的增加投资者的相对风险规避系数逐步减小,但随着峰值的到来,投资者风险厌恶程度逐渐增大。这和Riley和Chow(1992)的研究结论很接近:退休前风险厌恶程度随年龄下降,退休后随年龄递增。而Morin和Suarez(1983)以及Palsson(1996)的研究结果又不一样,他们认为相对风险规避系数在生命周期内都是递增的,一个人越年轻越愿意在投资上冒险。学者们对结论不一致的原因进行了解释。Bellante和Saba(1986)认为生命周期理论中对风险偏好和年龄关系的解释是依赖于人的预期收入,实际上研究的是风险偏好与人力资本之间的关系,应该把这两种不同的效应区别开来。

### 3. 风险偏好与家庭内部环境因素。

总的来说,在家庭内部环境因素中,人均收入水平和家庭是否抚养小孩对投资者的风险偏好有一定影响,而家庭的人口数和家庭是否抚养老人在我们的样本中对风险偏好的影响都不显著。具体而言:

(1) 家庭的人均收入。在全样本回归分析中,家庭人均月收入的系数符号为正, $t$ 检验的 $P$ 值小于5%,对投资者风险偏好的影响是非常显著的。这说明随着家庭人均收入的增加,投资在风险资产上的比例也增加,风险厌恶程度降低。在子样本的回归分析中,上述结论在富有人群、单身女性以及45岁以下人群中也是成立的;但是,在低收入人群、单身男性和已婚家庭中,家庭人均收入的系数并不显著,说明在这三类人群中家庭人均收入并不是影



响风险偏好的重要因素。李涛等(2009)的研究也认为家庭人均收入水平对投资于股票市场的概率有正的影响。但是,我们的研究实际上不止考虑了股票投资,还包括了基金、外汇、期货、经营活动投资等更广泛的风险资产。

一般认为家庭人均收入对财富积累有明显的正面效应。但是我们的研究却发现财富对风险偏好的影响与人均收入对风险偏好的影响并不相同。这可能是由于当前社会中家庭收入在家庭资产的份额和重要性在下降,而房产以及风险资产的投资收益在家庭财富的积累中起到越来越大的作用。

(2) 抚养小孩。已婚家庭中,是否抚养小孩对投资者的风险偏好也具有一定影响。“抚养小孩”的系数是 $-0.0326$ ,即平均来说,抚养小孩的家庭比没有小孩的已婚家庭在风险资产上的投资比例要低 $3.26\%$ ,也即更加厌恶风险。这和西方的文献 Jianakoplos 和 Bernaske(1998)以及 Bellante 和 Green(2004)的研究结论是不一致的<sup>①</sup>。在我国,现代有小孩的家庭特别是城市家庭抚养孩子的成本非常高,并且对住房的需求以及住房面积的要求都相对要高。这些巨大的成本和负担造成了这些家庭在风险资产上参与程度低,并且投资单一,也更厌恶风险。

#### (四) 稳健性检验

为了检验以上回归分析结果的稳健程度,我们还从变量设定形式和模型设定形式等方面进行不同尝试,结果表明本文的计量分析具有稳健性<sup>②</sup>。首先,我们用狭义风险资产代替广义风险资产占净财富的比例作为被解释变量重新对全样本和各子样本分别进行回归分析。发现除了“家庭人均月收入”和高财富人群中的净财富系数显著性不强,其他系数的显著性与原回归结果基本相同。其次,根据 Riley 和 Chow(1992)、Morin 和 Suarez(1983)用“净财富”代替“对数净财富”作为解释变量,发现估计系数的显著性和符号与原回归结果基本相同,但是回归方程的 F 统计量有所下降。再次,为了检验模型的估计结果对于不同的模型设定形式的稳健性,我们在方程中加入解释变量“年龄”、“家庭人均月收入”和“人口数”的平方项,新方程估计系数的显著性与原回归结果基本相同,而且控制变量的估计系数相差很小。最后,我们重点关注 45 岁以下的年轻家庭,按不同群体划分后的回归结果没有显著改

变我们的发现。

## 四、结论

本文采用奥尔多投资研究中心 2007 年《城市投资者行为调查问卷》的调查结果,从投资者对风险资产的需求这一角度,研究影响投资者风险偏好的重要因素,以及不同群体投资者风险偏好的异质性问题。主要的研究结论有:

第一,投资者的财富水平、受教育程度、健康状况、收入水平以及是否抚养小孩都是影响投资者风险偏好的重要因素。首先,我国投资者风险规避程度具有随财富水平增加而递增的规律;没有接受过高等教育,或健康状况不好的投资者更加倾向于规避风险;随着家庭人均收入的增加,投资在风险资产上的比例也增加,风险厌恶程度降低;抚养小孩的家庭比没有小孩的已婚家庭更加厌恶风险。

第二,我国不同群体投资者风险偏好的具体表现有差异。首先,在低财富群体中,递增的相对风险规避系数(IRRA)获得了经验支持;但是在富裕人群中,风险偏好却出现了相反的表现形式,具有递减的相对风险规避系数(DRRA)。其次,教育程度较低、健康状况不佳的人更加厌恶风险,这种倾向在低财富人群中表现更为严重。再次,人均收入水平对单身女性的影响比对已婚家庭和单身男性的影响更加显著;最后,年龄在 45 岁以下人群的风险偏好影响显著,并且这种影响是非线性的。

第三,本文所得到的大部分结论都与国外同类实证研究相同。结论的主要不同点集中在财富水平和抚养小孩对风险偏好的影响上。首先,相对风险规避系数和财富的关系依赖于对“财富”的定义,而对房产的处理又是造成结论不一致的关键。在我国,商品房长期以来一直都仅表现为自住消费,最近几年才成为部分家庭的投资对象。目前我国还缺乏针对家庭房产情况的调查,特别是房屋具体功能的调查。因此,我们的研究没有将房产纳入风险资产。其次,与我国城市家庭抚养孩子的巨大成本相比,美国等发达国家的居民享有完全免费的 12 年义务教育和收费灵活的高等教育,无须为子女储蓄。因此,

<sup>①</sup> Jianakoplos 和 Bernaske(1998)以及 Bellante 和 Green(2004)研究的是小孩的个数对 RRA 的影响。由于我国城镇家庭大多只有 1 个孩子,因此我们的模型仅仅研究有无小孩对风险偏好的影响。

<sup>②</sup> 限于篇幅,文章省略了具体回归结果。

在我国抚养小孩的家庭表现出更加厌恶风险的倾向。

增加居民特别是低收入群体的财产性收入,实现“包容式”增长以及社会和谐发展与进步,是我国当前社会发展战略和宏观经济政策的重要目标。事实上,投资参与度较高、偏爱风险的投资者倾向于积累起更多的财产,而拥有更多的财产之后他们又会增加投资参与的广度,从而形成财富积累的良性循环。多元化是抵御风险的最好办法。但是,富人能够通过资产持有结构的多元化来规避风险,而低收入者由于资产结构比较单一,更容易面临资产贬值的风险。在我国,贫困家庭、受教育程度低、健康状况差以及单身女性等弱势群体,相对于其他群体而言,由于受到知识、健康、环境等的限制,不能广泛参与到股票、外汇、基金等资本市场中,单纯依靠收入来实现财富积累,他们不会将财富转化为有效投资,这样可能会陷入恶性循环,加深风险厌恶程度,最终加大社会贫富差距。

为了减小这种扩大贫富差距的不利影响,政府应针对各种弱势群体,更多地出台特定的帮扶政策。一是加大就业帮扶政策的实施力度。努力使贫困家庭人口拥有更多的机会参与初次分配,提高家庭收入,帮助贫困家庭摆脱贫困。二是加快社会保障制度的改革和完善。通过建立有效的医疗保险和养老保险制度,减轻居民对未来不确定性支出的预期,从而在一定程度上打消投资顾虑。三是努力提高低收入者的总体教育水平。采用便于接受的方式宣传家庭投资理财常识,帮助他们了解投资知识。四是拓宽中低收入者的投资渠道。研究出台指导性意见,引导金融企业针对不同的细分群体,合理增加金融投资产品,特别是向中低收入者提供门槛较低、风险较小、受益稳定的理财产品。这些政策措施都将为广大居民创造投资机会,拓宽收入渠道,增加财富积累,从而缩小全社会的贫富差距。

#### 参考文献

- [1] 陈彦斌,邱哲圣,李方星. 宏观经济学新发展: Bewley 模型[J]. 经济研究, 2010(7): 141-151.
- [2] 雷晓燕,周月刚. 中国家庭的资产组合选择: 健康状况与风险偏好[J]. 金融研究, 2010(1): 31-45.
- [3] 李涛,郭杰. 风险态度与股票投资[J]. 经济研究, 2009(2): 56

-67.

- [4] 吴卫星,齐天翔. 流动性、生命周期与投资组合的相异性[J]. 经济研究, 2007(2): 97-110.
- [5] Bajtelsmit, Vickie L. Evidence of Risk Aversion in the Health and Retirement Study[DB/OL]. 1999, March, Working Paper.
- [6] Bajtelsmit V. L., Alexandra Bernasek. Why Do Women Invest Differently Than Men[J]. Financial Counseling and Planning, 1996, 7(1): 1-10.
- [7] Barsky, Robert B., F. Thomas Juster, Miles S. Kimball, and Matthew D. Shapiro. Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study[J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(2): 537-579.
- [8] Bellante, Don, Carole A. Green. Relative Risk Aversion among the Elderly[J]. Review of Financial Economics, 2004, 13(3): 269-281.
- [9] Bellante, D., Saba, R. P. Human Capital and Life Cycle Effects on Risk Aversion[J]. Journal of Financial Research, 1986, 9(1): 41-51.
- [10] Cochrane, John H. Where is the Market Going? Uncertain Facts and Novel Theories[J]. Economic perspectives, 1997, 21(6): 3-37.
- [11] Friend, Irwin, Marshall E. Blume. The Demand for Risk Assets[J]. American Economic Review, 1975, 65(5): 900-922.
- [12] Jianakoplos, Nancy Ammon, Alexandra Bernasek. Are Women More Risk Averse[J]. Economic Inquiry, 1998, 36(4): 620-630.
- [13] Morin, Roger A., A. Fernandez Suarez. Risk Aversion Revisited[J]. Journal of Finance, 1983, 38(4): 1201-1216.
- [14] Palsson, J. M. Does the Degree of Relative Risk Aversion Vary with Household Characteristics[J]. Journal of Economic Psychology, 1996, 17(6): 771-787.
- [15] Riley, William B., Jr., K. Victor Chow. Asset Allocation and Individual Risk Aversion[J]. Financial Analysts Journal, 1992, 48(6): 32-37.
- [16] Siegel, Frederick W., James P. Hoban, Jr., Relative Risk Aversion Revisited[J]. Review of Economics and Statistics, 1982, 64(3): 481-487.

#### 作者简介

马莉莉,女,湖北武汉人,2007年毕业于武汉大学经济与管理学院,获管理学博士学位,现为武汉大学经济与管理学院讲师。研究方向为宏观金融。

李泉,男,浙江温州人,现为中国人民大学信息学院,金融学一数学双学位实验班在读学士。

(责任编辑:程 晔)