

风险态度的国际比较：基于全球文献的元分析^{*}

易 祯 朱 超

摘要：风险态度是行为决策的核心变量。本文基于风险态度研究文献的元分析，考察其背后的国家、文化、收入和生命周期因素。我们手工搜集了122篇公开发表的测算相对风险厌恶系数的文献，整理了1133个估计值，共计73645个数据点，样本覆盖全球79个经济体。元分析结果表明：(1)风险厌恶系数均值层面，全球为6.2566，中国为9.3098。(2)风险态度表现出显著的经济体发展程度和文化体系异质性，发达经济体比发展中经济体风险厌恶系数高1.5686，中国文化体系(8.4038)、印度文化体系(1.3784)、伊斯兰文化体系(0.8458)、欧洲文化体系(5.5202)之间风险态度差异明显。(3)生命周期内风险厌恶程度呈“倒U”型趋势，同时，随着健康状况转好和收入提升，风险厌恶程度会下降。(4)风险厌恶程度上升能够显著拉低股票收益率和波动率，并导致全球金融周期呈现“衰退”倾向，风险态度变化能够预示未来市场表现。本文研究从经济学和社会学的交叉视角考察了风险态度这一经济金融学变量的核心特征。这对于涉及该参数的理论研究是一个重要的参考。同时，政策含义上，中国老龄化带来的风险态度改变，也预示着未来资产价格、配置结构出现新的趋势和特征。

关键词：风险厌恶系数 元分析 贝叶斯模型平均

一、引言

风险态度(risk attitude)是一个重要的经济学变量，反映经济主体对于风险的补偿性要求。一般用风险厌恶来刻画“人”对不确定性的排斥。风险厌恶程度越高，对单位风险的要求补偿越高。风险厌恶系数用来度量风险态度，为风险溢价与风险大小的比例，表示为个体在终生效用最大化条件下，对于单位风险的支付意愿极限(公式表示为： $RA = \lim_{\sigma \rightarrow 0} \{2\mu/\sigma^2\}$ ， μ 用来对冲均值为0、标准差为 σ 的风险)。根据风险带来的损失表现为财富数量或比例，风险厌恶又可进一步分为绝对风险厌恶(absolute risk aversion, ARA)和相对风险厌恶(relative risk aversion, RRA)。Arrow(1965, 1971)和Pratt(1964)定义， $ARA = -u''(w)/u'(w)$ ， $RRA = -wu''(w)/u'(w)$ ，其中 w 为财富， $u(\cdot)$ 为效用函数。ARA表示为规避财富1个单位数量的损失风险时，个体愿意放弃的财富数量；RRA表示为规避财富面临1个百分点的损失风险时，个体愿意放弃的财富比例。直觉上，绝对和相对风险厌恶分别刻画了个体对财富数量和财富比例损失风险的厌恶程度，RRA更能反映我们直觉上理解的风险态度，而ARA还需要结合财富数量来考虑。

风险厌恶系数^①通过风险溢价改变资源配置决策，对资产组合和资产价格均具有深远影响。因此，这一系数在金融模型和宏观一般均衡模型中发挥核心参数作用。具体地，金融模型中，风险厌恶

^{*} 易祯、朱超(通讯作者)，首都经济贸易大学金融学院，邮政编码：100070，电子邮箱：yizhen@cueb.edu.cn, zhuchao@cueb.edu.cn。基金项目：国家自然科学基金面上项目“人口学视角下风险态度、全要素生产率与金融资产收益率研究”(71873092)；国家自然科学基金青年项目“人口老龄化下的偏好调整与资产价格研究”(72103145)；北京市属高校基本科研业务费专项资金(ZD202003, QNTD202206)。感谢匿名审稿人的修改建议，文责自负。

^① 如无特殊说明，本文所指风险厌恶系数，均为相对风险厌恶系数。

系数能够量化风险大小对于风险溢价的解释程度,并链接了风险的市场价格与投资组合选择。宏观经济模型中,如动态随机一般均衡(dynamic stochastic general equilibrium, DSGE)模型中,风险厌恶系数是消费欧拉方程的重要参数。

既然风险厌恶系数在理论模型中发挥关键作用,那么,准确地从经验证据中赋值参数就成为一个基本前提。但问题是,由于经验证据中这一参数的值存在差异,校准过程中参数选取存在困难。一个典型的例子是,诸多研究中国的理论模型文献中,风险厌恶系数的校准值是源于美国等发达经济体的经验证据。例如,严成樑和龚六堂(2009)在研究中国财政支出、税收收入与长期经济增长的关系时,校准的相对风险厌恶系数采用 Turnovsky(2000)的校准值。而更多的理论文献中设定效用函数为对数形式,这隐含的假设是 $RRA=1$,如李力等(2020)、杨伟中等(2020)。因此,研究全球范围内风险厌恶系数到底体现出哪些共性和异质性特征,考察其背后的影响因素,对于构建风险态度相关的理论模型、理解金融市场变动都有重要意义。

风险厌恶系数是理论模型的核心参数,其值将影响理论模型结论。那么,如果针对一国经济建模时,采用了另一国的经验值,会影响理论模型模拟效果。且如果这一系数因人口、经济等变量而变,理论建模时应充分考虑这些变化。因此,本文研究的问题是,不同经济体的风险厌恶系数应该取值多少?表现出什么异质性?这一系数受何种因素影响?为回答上述三个问题,我们手工搜集了122篇公开发表的测算相对风险厌恶系数的文献,整理了1133个估计值,共计73645个数据点,样本覆盖全球79个经济体,开展了四步研究:第一步,探究全球风险态度的整体事实,考察这一变量表现出何种共性特征。第二步,从经济发展程度和文化体系两个层面,考察风险态度的异质性特征。第三步,通过元回归分析(meta regression analysis)、贝叶斯估计和贝叶斯模型平均(Bayesian model averaging, BMA),从人口学和经济学两个视角讨论风险态度的决定因素。第四步,进一步分析风险态度、股票市场与全球金融周期的关系,探究风险态度能否预示股票市场未来表现。

本文的主要发现包括:(1)风险厌恶系数均值层面,全球为6.2566,中国为9.3098。(2)风险态度表现出显著的经济发展程度和文化体系异质性,发达经济体比发展中经济体风险厌恶系数高1.5686,中国文化体系(8.4038)、印度文化体系(1.3784)、伊斯兰文化体系(0.8458)、欧洲文化体系(5.5202)之间风险态度差异明显。(3)人口学因素和经济学因素都会显著影响风险态度,生命周期内风险厌恶程度呈“倒U”型趋势,同时,随着健康状况转好和收入提升,风险厌恶程度会下降。(4)风险厌恶程度上升能够显著拉低股票收益率和波动率,并导致全球金融周期呈现“衰退”倾向,风险态度变化能够预示未来市场表现。

本文的边际贡献在于:第一,理论意义上,风险厌恶系数是资产定价和宏观经济模型中的核心参数,其值将影响理论模型结论。本文搜集了79个经济体的风险厌恶系数测算结果,可为后续理论建模提供一个该参数设置的参考。第二,研究设计上,本文使用元分析方法探讨了风险态度的决定因素,来自79个经济体的样本数据可避免某一国家的单一样本带来的估计结果偏误。从方法论角度上,本文补充了风险态度的基础性研究。第三,实践意义上,本文的研究为提前应对风险态度改变带来资本市场趋势性调整提供参考。风险态度随年龄而变。随着人口重心的上移,未来中国社会可能表现出对风险更加厌恶的态度,这可能对金融市场和金融周期产生影响,政策需要有足够提前的应对。第四,政策意义上,投资者风险态度会受到货币政策的影响,如美国实施紧缩性货币政策将带来全球风险厌恶程度上升,需充分关注外部政策环境对风险态度的影响。

二、文献检索与筛选

(一)风险厌恶系数为什么重要?

风险厌恶系数通过风险溢价改变资源配置决策,对资产组合和资产价格均具有深远影响。因此,这一系数在金融模型和宏观一般均衡模型中发挥核心参数作用。

1. 金融模型。风险厌恶系数能够量化风险大小对于风险溢价的解释程度,并链接了风险的市场价格与投资组合选择。代表性文献如 Mehra & Prescott(1985)在 C-CAPM 模型中发现,要匹配风险溢价的历史数据(6.98%),需要设定一个很高的不合常理的风险厌恶系数,被称为“股权溢价之谜”。Weil

(1989)修正了期望效用函数,设定一个与风险厌恶系数无关的跨期替代弹性(EIS)系数试图解释这一现象时,发现在主观贴现因子 $\beta=0.98$ 和 $EIS=1$ 时,如果RRA从0提高到45,理论模型测算的风险溢价将从0.01%提升至3.27%,而此时的无风险收益率从3.86%下降至0.59%。Kandel & Stambaugh (1991)也发现,当 $EIS=2$ 时,如果RRA从0.5上升至29会使得理论模型模拟的风险溢价从0.11%上升至5.96%,而无风险利率则会从2.45%下降至0.40%。Epstein et al(2014)也发现,当CRRA从2上升至10时,时间溢价将从0.2%上升至7.8%。Andreasen & Jørgensen(2016)从两个层面扩展理论模型以解释资产价格:一是选择新的效用函数形式,可以设定一个较低的RRA(=9.8)和一个较低的EIS(=0.11)解释风险溢价;二是在标准DSGE模型中,也可以设定一个更低的RRA(=5)和一个更低的EIS(=0.07)以解释风险溢价。以该文中DSGE模型为例,CRRA校准为5和60,对应的股票风险溢价和债券期限溢价分别为4.76%和5.39%、1.74%和1.58%,同期风险溢价和期限溢价历史数据分别为5.58%和1.66%。风险厌恶系数将改变模型对历史数据的拟合程度。

2. 宏观经济模型。如动态随机一般均衡模型中,风险厌恶系数是消费欧拉方程的重要参数。我们在Kydland & Prescott(1982)建立的实际经济周期(real business cycle,RBC)模型中,比较静态分析了RRA值与模拟结果的关系。该文献建立了一个RBC模型,拟合美国战后季度数据以分析经济周期。原文中 $CRRA=1.5$,消费和资本在短期技术冲击下,当期即表现出正向冲击响应,随后逐渐下降至稳态水平。

我们重新取 $CRRA=1,2,3,4,5,10,15$,模拟了消费和资本在技术冲击下的脉冲响应。图1结果显示, $CRRA<5$ 时,消费和资本对于技术冲击的响应趋势一致,表现为当期正向反应并逐渐回落至稳态; $CRRA\geq 5$ 时,消费对于技术冲击的响应图像发生改变,资本在技术冲击下,长期内并没有回到稳态,而是在150期后迅速上升,200期也没有回到稳态水平。风险厌恶系数的取值改变了理论模型结论:如果 $CRRA\geq 5$,资本在短期技术冲击下,当期即表现出正向冲击响应,随后并未下降至稳态水平,而是迅速上升。

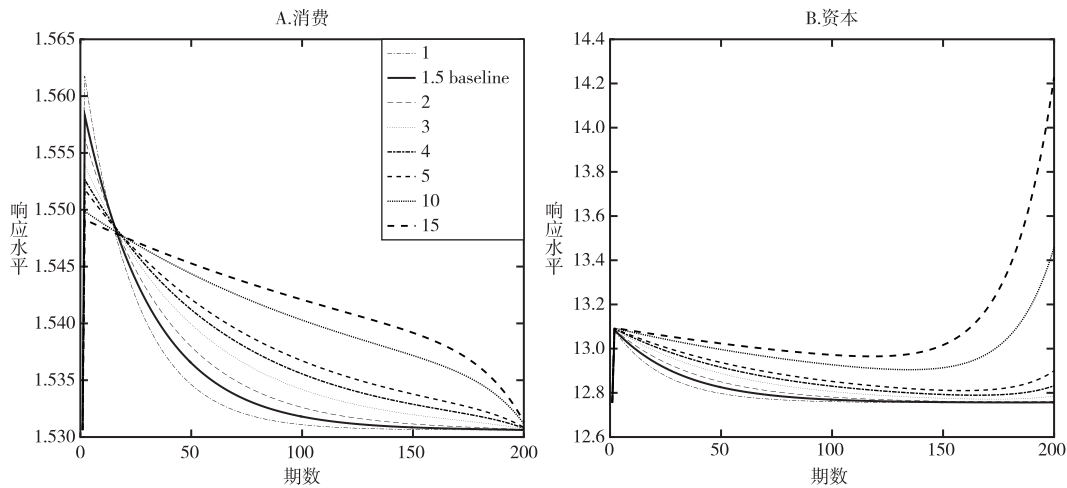


图1 Kydland & Prescott(1982)相对风险厌恶系数比较分析模拟图

本文取 $CRRA=1,2,3,4,5,10,15$,对Kydland & Prescott(1982)的数值模拟开展比较分析,发现RRA取值将改变宏观经济理论模型结论。那么这些取值是不是从未出现过呢?而事实是,这些CRRA取值在类似的DSGE模型和经验证据中,均有出现。第一,DSGE模型中,Jermann(1998)在RBC模型框架下讨论资产价格时,CRRA校准为5;Chari & Kehoe(1999)在RBC框架下分析财政和货币政策时,校准的CRRA为1和9;Gomes et al(2003)在均衡框架跨部门回报时,CRRA取值为15。第二,经验证据中,Hall(1988)利用GMM估计的跨期欧拉方程显示,RRA的取值范围包含区间1~15;Stock & Wright(2000)利用美国1959—1993年数据发现RRA应包含区间1~13;Iacoviello(2004)利用美国1986—2004年数据测算的RRA取值范围为1~2.5。除此之外,Thimme &

Völkert(2015)也有类似的发现。

我们通过总结文献中风险厌恶系数的取值差异,并对宏观经济模型经典文献中 RRA 的值开展比较分析,发现理论模型中 RRA 的值会影响模型结论。对于同样的参数,一篇文献的取值将会改变另一篇文献的结论,这需要我们高度关注研究结论对于该参数的敏感性,并充分评估参数值的准确性。

(二)文献测算方法的总结和界定

本文的研究对象是风险态度,文献中常用风险厌恶系数来描述。这一系数有统一的理论出发点,相互之间具有可比性。我们在此简要介绍风险态度的原始定义,并按照不同数据归纳具体测算方法。

风险态度可由风险厌恶系数刻画。期望相同的确定支付和不确定支付之间,一个风险厌恶的参与者总是会选择前者。对于不确定性要求一定的补偿中,即可定义风险厌恶的数理表达式。在 Arrow(1965,1971)和 Pratt(1964)的框架(简称为 Arrow-Pratt 框架)下,根据不确定性(风险)引起的损失表现为(绝对)财富数量和(相对)财富比例,风险厌恶的度量可以分为绝对和相对风险厌恶。

文献中针对不同数据会采用不同的具体方法测算风险厌恶系数,我们简单归纳了实验数据、调查问卷数据、金融时间序列和期权数据中使用的具体方法。

1. 针对实验数据,常根据定义测算。其具体测算过程是根据参与者的真实决策,直接计算风险厌恶系数。根据实验数据的来源不同,通过实验方法测度风险态度的文献可以分为两类。一类是设计实验,实验对象通常需要在不同彩票(lottery)之间进行选择,这些彩票具有不同的预期收益和收益方差,可以根据实验对象的决策行为推算出风险态度(周业安等,2012;周业安等,2013;Gerhardt et al,2017)。另一类是借助下注类电视节目数据,认为参与这类电视节目可视为“自然实验”,玩家完全根据自己的风险态度选择是否下注,或是否继续参与游戏,节目数据中包含了参与者的风险态度信息。代表性研究如 Metrick(1995)、Fullenkamp et al(2003)等。

2. 针对问卷调查数据,常通过收益率一方差方法测算。风险态度的经济意义为单位风险的风险补偿,可直接通过风险资产的收益率和收益率方差测算。从 Arrow-Pratt 框架出发,如果仅考虑风险资产和市场组合,相对风险厌恶系数 γ 可以用风险资产收益率与风险资产收益(风险溢价)和市场组合收益的协方差(风险大小)之比表示(Chou et al,1992)。后续的一些研究在这一视角下使用微观数据测算风险厌恶系数。如 Schooley & Worden(1996)、Jianakoplos & Bernasek(1998)等。针对中国投资者的风险厌恶系数,王晟和蔡明超(2011)通过发放并回收 561 份调查测度风险厌恶系数发现,这一系数主要集中于 3~6 区间内。

3. 针对金融时间序列数据,常通过跨期欧拉方程测算。Arrow-Pratt 框架下,绝对和相对风险厌恶系数可以写为:ARA = $-u''(x)/u'(x)$,RRA = $-xu''(x)/u'(x)$,其中 x 为效用函数中的变量。因此,可以根据效用函数测算风险厌恶系数。如果效用是消费的函数,且居民决策可用跨期消费欧拉方程描述,那么,可通过消费增长率和利率数据测算相对风险厌恶系数。以 CRRA 效用函数为例,如果效用函数写为 $U(c_t) = c_t^{1-\gamma}/(1-\gamma)$,则跨期欧拉方程描述消费 c_t 的增长率、利率 R_t 、风险厌恶系数 γ 和主观贴现率 β 的函数关系,写为 $E_t[\beta(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}R_{t+1}] = 1$,可通过对数线性化欧拉方程或使用非线性估计方法估算风险厌恶系数。代表性研究如 Hansen & Singleton(1982,1983)、Epstein & Zin(1991)等。

4. 针对期权数据中的隐含风险厌恶系数,文献中更多使用状态空间模型。回到风险厌恶的原始定义,AR = $\lim_{\sigma \rightarrow 0} \{2\mu/\sigma^2\}$,风险态度应包含在波动率(σ)和波动率风险溢价(μ)之中。部分研究已经开始了这一领域的探索。代表性文献如 Bliss & Panigirtzoglou(2004)将效用函数嵌入期权定价的风险中性概率密度函数之中,从期权价格中估计了投资者在不同时间间隔下的风险厌恶系数;Bollerslev et al(2011)在一个连续时间动态波动率模型中发现,风险厌恶是波动率风险溢价的函数,常数相对风险厌恶系数与波动率风险溢价成正比关系,这一框架下相对风险厌恶系数取值为 1.793。

(三)文献来源和纳入标准

1. 文献来源。本文参考 Havranek et al(2015)的研究制定检索策略。中文文献主要来源于中国知网(CNKI),外文文献主要来源于谷歌学术搜索(Google Scholar)。同时,我们辅助检索了以下数据库作

为补充:国家哲学社会科学文献中心、万方数据库、Spinger、EBSCO数据库、Web of Science数据库平台、世界银行在线图书馆、JSTOR 外文过刊数据库。检索的文献发表日期截至 2020 年 12 月 31 日。

根据文献中常用的风险厌恶系数测算研究,我们确立了文献检索过程中使用的关键词。中文关键词包括风险态度、风险厌恶、风险偏好、风险承受能力,英文关键词包括 risk attitude、risk aversion、risk preference、risk tolerance。

2. 文献纳入标准。文献纳入标准又称为合格标准,是指导文献筛选的条件。本文根据风险态度的研究特点,参考医学领域 Meta 分析的“PICOS”^①标准,制定了文献检索的“PSDR”合格标准。这一标准包含研究类型(participants)、研究设计(study design)、数据特征(data)和测算结果(result)等四个方面。

(四)文献检索与筛选

1. 文献检索和筛选过程。本文的文献检索和筛选过程分为四步:第一步,获得初步检索文献。我们的文献包含两个来源,一是数据库检索,二是参考文献列表相关文献。这两个来源共获得 480 篇相关文献,在删除重复文献后,共获得 406 篇待选文献。第二步,文献初筛。我们浏览了所有待选文献的摘要,剔除了 81 篇与风险厌恶系数测算无关的研究文献,剩余 325 篇文献。第三步,“PDDR”合格标准筛选。我们详细浏览了初筛后的文献全文,并根据“PDDR”合格标准判断文献是否入选。这一步骤共保留了 158 篇文献。第四步,文献汇总。根据研究需要,我们制定了变量搜集标准,从保留的 158 篇文献中搜集变量信息,剔除了 36 篇核心变量信息不全的文献,最终保留 122 篇文献用于元分析。

2. 文献汇总变量统计。我们搜集并整理了以下 5 个方面的变量:文献信息、相对风险厌恶系数(RRA)、研究类型、数据特征、研究设计。一级分类下设二级分类,每个分类包含的具体变量和变量数见表 1。

表 1 变量选取

一级分类	二级分类	具体变量	变量数
文献信息	无	作者、发表年份、发表期刊	3
RRA	无	均值、标准差、最小值、最大值	4
研究类型	研究视角	宏观或微观	1
	测算类型	直接计算、估计、数值模拟	3
	模型分类	AP 定义、LRR 模型、CAPM 模型	3
数据特征	数据来源	实验数据、问卷调查、金融时间序列数据、期权数据	4
	样本特征	样本国家、样本大小	2
	频率特征	年度、季度、月度、更高频率	4
	核心变量分类	消费数据、财富数据	2
	子样本特征	微观:持有股票、高财富、农民数据 宏观:非贸易品、非贸易品+服务、股票序列、债券序列	6
研究设计	无	是否使用跨期欧拉方程	1
	效用函数	期望效用、CARA、CRRA、HARA、SA、递归效用、习惯形成、学习模型	8
	估计方法	点估计、OLS、TSLS、IV、MLE、GMM、SMM、TSMM、Fuller-k、CUE、Bootstrap、MC、贝叶斯	13
	无	是否引入时间虚拟变量、是否引入滞后期工具变量、最大滞后期	3

注:表中简写为:RRA—相对风险厌恶系数,AP—Arrow(1965,1971)和 Pratt(1964),LRR—长期风险模型,CAPM—资本资产定价模型,CARA—常数绝对风险厌恶,CRRA—常数相对风险厌恶,HARA—双曲绝对风险厌恶,SA—Smooth Ambiguity,OLS—最小二乘法,TSLS—两阶段最小二乘法,IV—工具变量法,MLE—极大似然估计,GMM—广义矩估计,SMM—模拟矩估计,TSMM—两阶段 SMM,CUE—连续更新估计,MC—蒙特卡洛模拟。

^①PICOS 为五个单词首字母简写,分别是:研究对象(participants)、干预(intervention)、比较(comparison)、结果(outcome)、研究设计(study design)。

3. 检索数据质量评价。包括发表统计、发表偏倚、阈值效应等内容的相关分析。

(1) 发表统计。我们从发表时间和发表期刊两个角度简单描述了用于 Meta 分析的 122 篇文献特征。我们发现:第一,发表时间维度,本文搜集的文献发表时间横跨 1970—2020 年,图 2(A)显示,风险厌恶系数测算文献集中于 2000—2020 年间。第二,发表期刊维度,我们在图 2(B)汇总了 *Quarterly Journal of Economics*、*Journal of Political Economy*、*Econometrica*、*American Economic Review* 和 *Review of Economics and Statistics* 等五个期刊的文献统计,共 39 篇,占文献总数的 32%,这显示出经济学主流期刊对风险厌恶系数测算这一研究视角的关注和重视。

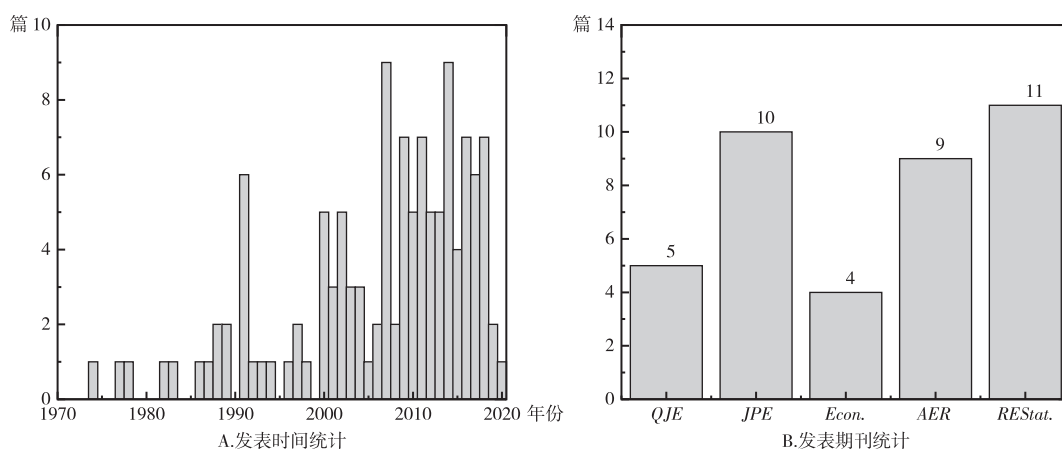


图 2 文献发表统计

注:图(B)横轴简写:QJE-*Quarterly Journal of Economics*, JPE-*Journal of Political Economy*, Econ. -*Econometrica*, AER-*American Economic Review*, REStat. -*Review of Economics and Statistics*。

进一步地,我们考察了不同类别期刊数量。外文期刊中,JCR 分区 Q2 及以上文献数占总外文期刊文献数的 76.9%,中文期刊中,CSSCI 来源期刊文献数占总中文期刊文献数的 85.7%。

(2) 发表偏倚。风险厌恶系数测算的文献中,期刊可能会更倾向于发表那些估计结果符合预期的成果(如 Mehra & Prescott(1985)认为的 0~10 区间)。为了检验是否存在偏倚,我们绘制了漏斗图。在绘制漏斗图之前,我们需要设定元分析模型形式。我们的效应量(effect size, ES)采用 Hedges' g 效应量,这一效应量能够处理 Cohen' d 效应量在小样本条件下的高估偏差,在元分析中较为常用。Meta 模型分为固定效应模型和随机效应模型,固定效应模型假设多个研究存在共同的效应,各项研究之间的差异来源于抽样误差。随机效应模型假设研究之间的异质性不仅与抽样误差有关,还与别的因素有关。根据齐性检验结果判断,本文的 Meta 模型为随机效应模型。估计方法采用极大似然估计。图 3(A)横轴为相对风险厌恶系数值,纵轴为样本量,阴影部分表示置信区间,从深色到浅色分别为 99%、95%、90% 置信区间。

漏斗图的假设是,估计精度随着样本量扩大而增加。根据图形特征,小样本会集中在漏斗底部(图形顶端),分布较为离散;大样本集中在漏斗顶部(图形底端),分布较为集中。如果出现发表偏倚,那么估计结果会出现左偏或者右偏,导致小样本和大样本均值偏离,同时置信区间非对称。图 3(A)初步显示,本文整理的 RRA 估计结果没有出现明显的发表偏倚。

漏斗图能够直观检验是否存在发表偏倚。进一步地,我们给出了更为客观的发表偏倚检验结果。我们采用 Egger 检验和 Begg 检验来检验漏斗图的对称性,判断是否存在发表偏倚。结果显示,在剔除 5% 极端值后, Egger 检验和 Begg 检验均显示本文搜集的样本在 5% 显著性水平下不存在发表偏倚。

(3) 阈值效应。我们通过考察发表结果 t 值的阈值效应,研究了期刊是否更倾向于发表统计显著的结果。SROC 关系图横轴为(1-特异度),纵轴为检验结果敏感度^①。以曲线为界,左边的结果

① 敏感度为识别出的所有显著结果占真实显著结果的比例,特异度为识别出的所有不显著结果占真实不显著结果的比例。

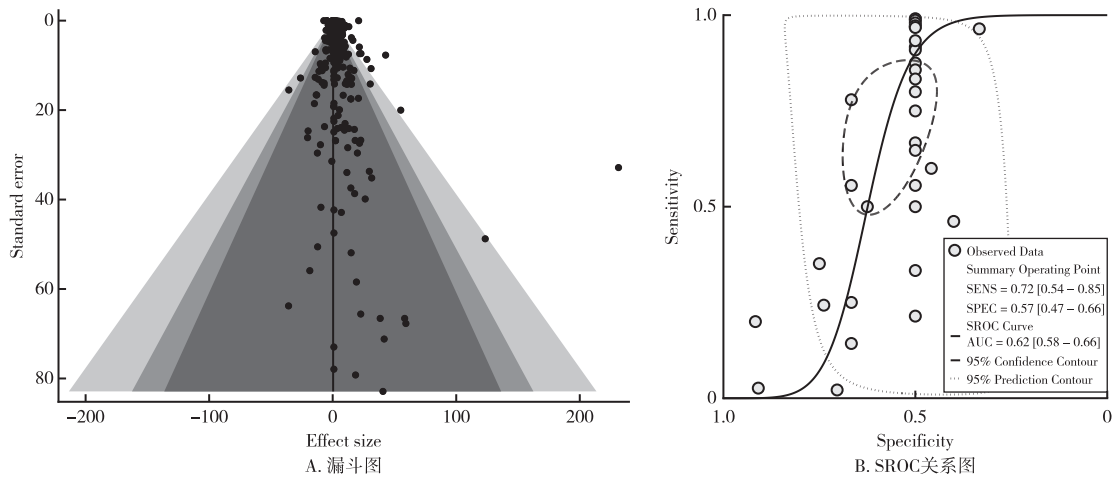


图3 漏斗图和SROC关系图

注：图3(A)中，阴影部分表示置信区间，从深色到浅色分别为99%、95%、90%置信区间。图3(B)中，带阴影的圆圈表示样本点，黑色实线为SROC曲线，虚线框为95%置信区间。

要优于右边，如果曲线表现出良好的对称性，说明没有明显的阈值效应。风险厌恶系数的显著性检验中，1%、5%、10%显著性水平下的 t 统计量临界值分别为 2.58、1.96、1.65，我们以这三个临界值为分界点，将样本分为四组，分别定义为真显著、假显著、假不显著、真不显著四个组，绘制了 SROC 关系图^①。图3(B)可以看出，SROC 曲线对称性良好，本文搜集的文献结果显著性检验并没有表现出明显的阈值效应。

我们通过检索和筛选文献，搜集了 122 篇公开发表的测算相对风险厌恶系数的文献，整理了 1133 个估计值，共计 73645 个数据点，样本覆盖全球 79 个经济体，为后文开展元分析建立了数据库。

三、风险厌恶系数统计与时间空间分布

本部分展示文献测算的相对风险厌恶系数描述性统计结果，并分析时间和空间上的特征。

(一)描述性统计

我们首先考察全样本的描述性统计结果。表2结果显示：第一，从全球视角看，全样本、剔除1%极端值、剔除5%极端值风险厌恶系数均值分别为 10.9186、6.2566 和 4.2738。第二，中国子样本结果显示，RRA 均值为 9.3098。中国表现出比全世界更加厌恶风险的特征（与剔除1%极端值相比）。

表2 风险厌恶系数描述性统计

样本	观测值	均值	标准差	25%分位点	50%分位点	75%分位点
全样本	1133	10.9186	73.5675	0.6900	1.9564	6.4000
剔除1%极端值	1108	6.2566	15.7988	0.7273	1.9586	6.3200
剔除5%极端值	1021	4.2738	5.9718	0.8300	1.9564	5.8500
中国子样本	61	9.3098	9.3930	6.4870	7.2540	8.5780

表2中风险厌恶系数均值为算术平均值。根据陈立敏和王小瑕(2017)的讨论，关于 Meta 分析中应选择算术平均还是加权平均存在争议。我们在表3中汇总了以样本量作为权重的 RRA 加权平均结果。由于微观和宏观样本量差异明显，我们分别考察。结果显示：在剔除1%极端值后，全球微观和宏观数据中体现出的风险厌恶系数分别为 6.7058 和 7.3484，二者差异不明显。

^①该分组参考了医学 Meta 分析常用的真阳性、假阳性、假阴性、真阴性四组分类方法。

表3 风险厌恶系数加权平均

权重选取	样本分类	样本选取	RRA 加权平均	RRA 加权标准误
观测值	微观样本	全样本	6.9493	2.0896
		剔除 1% 极端值	6.7058	2.0601
		剔除 5% 极端值	3.5975	0.5072
		中国子样本	1.6366	0.9581
	宏观样本	全样本	7.7690	0.2824
		剔除 1% 极端值	7.3484	0.1657
		剔除 5% 极端值	7.2104	0.1629
		中国子样本	7.5575	0.1521

注:微观样本中,中国子样本仅包含 4 个样本点,这一结果仅作为参考。

(二) 时间空间分布

1. 时间分布。随着时间的推移,全球风险态度呈现出何种变化特征? 图 4 汇总了全样本、宏观样本和微观样本测算的风险厌恶系数时间序列。我们发现:第一,风险态度表现出时变特征。第二,20 世纪 80 年代中期,以及 21 世纪前十年,全球范围内风险态度都出现过厌恶情绪急剧上升的现象。

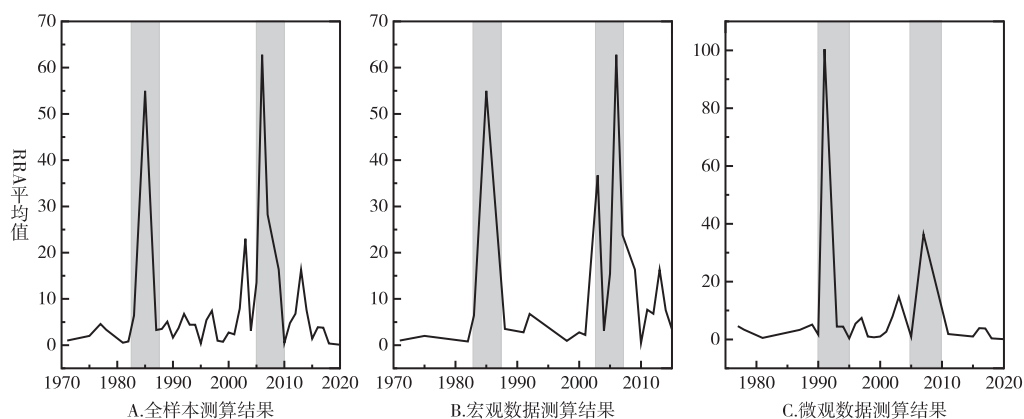


图4 全球风险态度时间分布

2. 空间分布。风险态度会因国家而异。风险态度描述了实际潜藏在个体内心的、对于未来不确定性的一种偏好、倾向或容忍程度,也可理解为经济主体对于风险的补偿性要求。那么,微观、中观和宏观三个层次的因素都将造成国家之间的风险态度差异。

第一,微观层面,个体风险态度受遗传、经历、信仰、年龄、收入、健康等因素的影响,表现出个体差异。个体加总到宏观,国家之间的风险态度会因为人群构成不同而有所不同。第二,中观层面,市场结构也将影响到风险态度的变化。一个金融市场完备、金融知识普及程度较高的经济体,民众对于风险的认识将更加清晰,对风险的态度将更加理性。第三,宏观层面,国家所处经济发展阶段、制度背景、文化背景、历史因素等均会导致民众对风险的感知和态度出现差异。

文献中已经开始关注风险态度在不同国家的取值情况。Campbell(2003)在 CAPM 模型中计算了 11 个国家的 RRA 值,Yogo(2004)估计了 11 个国家的跨期欧拉方程,Gandelman & Hernández-Murillo(2015)测算了 75 个国家的相对风险厌恶系数。这些研究都为风险态度存在国家差异提供了经验证据。

我们计算了文献中报告的全球 79 个国家相对风险厌恶系数平均值,我们发现:第一,风险态度表现出明显的国家差异。第二,风险态度表现出一定的地域集中特征,亚洲、非洲和南美洲地区 RRA 值较小,而欧洲、北美洲和澳洲等地区的 RRA 值较大。

本部分给出了风险厌恶系数在全球的整体情况。我们发现:第一,风险厌恶系数均值层面,全球

为 6.2566, 中国为 9.3098。第二, 风险态度表现出时变特征, 在特定年份, 极端厌恶风险的情绪在全球蔓延。第三, 空间上, 风险态度显示出明显的国家差异。

四、风险态度的异质性

(一) 异质性检验

我们首先判断不同国家、不同文献测算的风险厌恶系数是否存在显著异质性。

1. 国家异质性。不同国家的风险态度表现出差异。这种差异可能来自微观、中观和宏观三个层面。我们通过方差分析检验这种异质性是否显著, 结果显示, F 检验 p 值为 0.0000, 不同国家风险态度异质性显著。

2. 文献异质性。不同文献测算结果的差异, 可以通过森林图判断。我们挑选了部分适合绘制森林图的文献作为代表, 挑选原则包括: 报告 RRA 估计的标准误; 若文献报告多个估计结果, 则对均值和标准误均取平均; 剔除标准误大于 10 的文献。我们通过 Q 检验考察这种差异的显著性, 结果显示, 不同文献测算结果存在显著异质性。

进一步, 我们思考风险态度异质性是否与发表期刊、研究视角和数据来源等因素有关。表 4 考察了组间差异检验, 其中发表期刊和研究视角为二分类变量, 采用 t 检验, 数据来源为多分类变量, 采用 F 检验。结果显示, 这些因素不是解释风险态度异质性的主要原因。

表 4 风险态度异质性因素考察: 技术因素

一级分类	二级分类	观测值	均值	标准差	25%分位点	50%分位点	75%分位点	组间差异检验
发表期刊	顶级期刊	414	6.2655	15.6697	0.9068	1.3160	5.1060	0.9885
	其他期刊	694	6.2513	15.8866	0.5000	2.7300	6.7800	
研究视角	宏观	714	6.0509	15.5575	0.6700	1.8191	6.8500	0.5599
	微观	394	6.6293	16.2404	0.8606	2.1986	5.4945	
数据来源	实验数据	38	7.7665	19.1234	0.3700	1.1168	5.6200	0.3664
	调查问卷	334	6.7132	16.4150	0.8772	2.2754	5.5000	
	时间序列	590	6.6589	16.7900	0.6180	2.4069	7.0000	
	其他	146	3.1931	6.0955	0.7958	1.2965	3.2775	

注: (1) 除全样本以外的所有样本均剔除 1% 极端值; (2) 针对二分类变量, 组间差异采用 t 检验, 针对多分类变量, 组间差异采用方差分析 F 检验。

(二) 经济发展程度异质性

统计检验结果显示, 不同经济体、不同测算结果之间, 风险态度存在显著差异, 我们首先从经济发展程度视角考察这种异质性。理论上, 风险态度的定义中包含了收入信息, Arrow-Pratt 框架下, $RRA = -xu''(x)/u'(x)$, 效用函数 x 中包含了收入信息。微观层面, 不同收入水平对应不同风险承受能力, 风险态度与收入相关。宏观层面, 不同经济发展程度将伴随不同经济结构和金融结构, 将对应不同的风险态度。

部分文献已经关注风险态度在不同经济发展程度经济体之间的差异。微观视角下, 风险态度与收入水平相关。一方面, 收入越高、越富有的家庭可能对增加收入或财富开始变得保守, 或说更愿意“守成”; 而在收入水平较低时, 则更愿意以较低的金額参与一项高风险投资, 以小博大, 搏一把以获取更多财富的可能性。另一方面, 相对风险厌恶系数是风险溢价为财富的一个比例而不是财富绝对值。但即便如此, 不同财富情况下, 同一比例代表的绝对金額也是不同的。但宏观层面却少有有关不同经济发展程度经济体风险态度差异的分析。Gandelman & Hernández-Murillo(2015) 测算了 75 个经济体(其中包含 52 个发展中经济体)的相对风险厌恶系数。我们对文中报告的相对风险厌恶系数取值开展了组间 t 检验, 检验结果显示 p 值为 0.5830, 表明发达经济体与发展中经济体的 RRA 取值没有显著差异。这与微观证据发现的风险态度受收入影响的结论不符。

我们根据 IMF World Economic Outlook 中的 Advanced Economies List 区分发达经济体和发展中经济体,检验风险态度关于经济发展程度的异质性。表 5 汇总了检验结果,我们发现:发达经济体风险厌恶程度显著高于发展中经济体,这在宏观数据和微观数据测算的文献中均成立。

表 5 经济发展程度异质性检验

一级分类	二级分类	观测值	均值	标准差	25%分位点	50%分位点	75%分位点	组间差异检验
全样本	发达	946	6.4859	16.7488	0.7643	2.0833	5.8824	0.2431
	发展中	162	4.9173	8.2189	0.6700	1.4150	7.1300	
宏观测算	发达	635	9.1035	16.0649	2.2490	4.2030	7.9652	0.0644
	发展中	79	5.6711	10.2038	0.4550	1.3400	5.3800	
微观测算	发达	311	8.1495	17.9776	1.0800	3.5210	6.6667	0.0003
	发展中	83	0.9329	0.7986	0.4400	0.8200	1.2400	

注:表中使用的风险厌恶系数剔除了 1% 极端值。

进一步,我们在图 5 中绘制了发达经济体和发展中经济体的相对风险厌恶系数分布。我们发现:发达经济体风险厌恶系数取值较大,相对分散,在大于 5 的区间内还有大量样本;发展中经济体相对风险厌恶系数取值较为集中(0~3 区间);相对于其他发展中经济体,中国的风险厌恶程度明显较高(图(B)中大于 9 的数据点即为中国样本)。

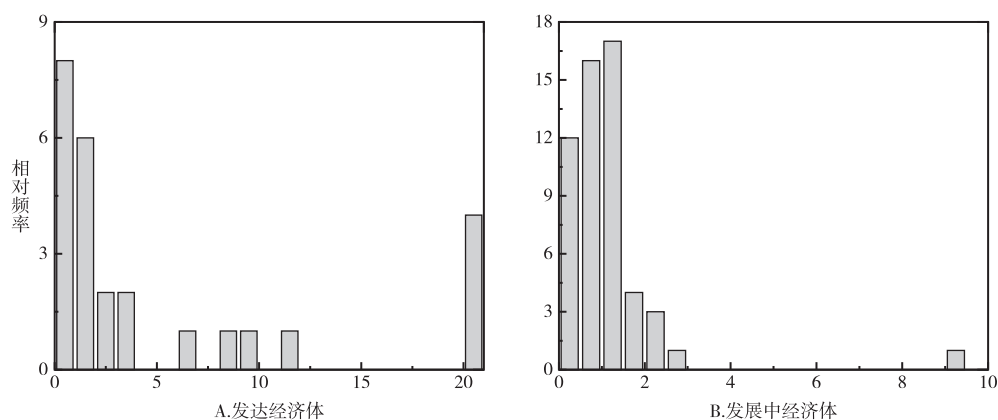


图 5 风险态度的经济发展程度频数分布

注:图 5(A)发达经济体风险厌恶系数采用归并处理,小于 0 归并为 0,大于 20 归并为 20。

(三)文化体系异质性

文化中包含的对于风险的共同认识,也将体现出风险态度的差异。文化包含共同认识和文化模式两个方面,共同认识体现了共同的思维方式,而文化模式包含了思维方式、知识结构、价值取向等内容。这两方面内容中蕴含了对于风险的态度。其一,共同认识表明同一群体往往会有相似的思维方式,在风险态度这一经济学因素上也是如此。其二,文化模式蕴含了不同文化发展的历史背景,可以帮助解释由于历史原因造成的风险态度差异。

关于文化体系的分类,学术界众说纷纭。本文参考季羨林等(1987)关于文化体系的分析,将人类文化归并为四大文化体系:中国文化体系,印度文化体系,波斯、阿拉伯伊斯兰文化体系(以下简称伊斯兰文化体系),欧洲文化体系。

中国文化体系的主要特征是:起源于中国,以汉字为媒介、儒家思想为理论基础,辐射东亚、东南亚等国家和地区,主要包括中国、日本、朝鲜、韩国、蒙古、越南等。孔子主张规避风险,避免有勇无谋,这与春秋时期的宏观环境密切相关。《论语·泰伯》所言“笃信好学,守死善道。危邦不入,乱邦

不居。天下有道则见,无道则隐”就体现了这一思想。因此,受儒家文化影响,中国文化体系表现出更加厌恶风险的特征。

印度文化体系发源于恒河流域,起源于印度,以印度字母为媒介,印度教和佛教为主要信仰,主要包括印度、缅甸、泰国、老挝、柬埔寨等。受到印度教关于业报和轮回的思想,以及佛教关于平常心的思想的影响,印度文化中包含了规避风险的思想。

伊斯兰文化体系是在伊斯兰信仰的基础上,糅合了波斯文化、阿拉伯文化和突厥文化等发展形成的文化体系,以阿拉伯字母为媒介,主要包括沙特阿拉伯、巴基斯坦、土耳其、埃及、苏丹等45个国家和地区。伊斯兰文化体系在人文科学和自然科学等方面均有较高的建树,其内涵中包含着忠诚、服从和乡土情结。

欧洲文化体系包含三个语言体系,分别是拉丁语族、日耳曼语族和斯拉夫语族。这一文化体系产生于有限土地和平原匮乏的地区,为满足不断增长的生存需求,发展出发达的渔业贸易和畜牧业,尤其是近代以来向海外迁移和殖民扩张。这种地理环境和历史因素造就了西方文化更倾向于冒险和追求刺激。同时,西方文明受基督教的影响,认为不确定性会滋生出恐惧,而恐惧会带来精神的捆绑,给生命投下无法逃脱的阴影,窃走人持久的平安和喜乐。因此,要勇敢直面不确定性和恐惧。

本文按照文化体系将79个样本经济体加以区分。表6的异质性检验结果显示:不同文化体系之间风险态度存在显著差异,从均值角度,中国文化体系、印度文化体系、伊斯兰文化体系、欧洲文化体系的相对风险厌恶系数分别为8.4038、1.3784、0.8458和5.5202。

表6 文化体系异质性检验

样本	分类	观测值	均值	标准差	25%分位点	50%分位点	75%分位点	组间差异检验
全样本	中国文化	86	8.4038	12.2012	4.1667	6.9060	8.5410	0.0462
	印度文化	5	1.3784	1.1085	0.9200	1.0100	1.3000	
	伊斯兰文化	12	0.8458	0.5533	0.3850	0.7950	0.9400	
	欧洲文化	902	5.5202	12.1934	0.7700	1.9617	5.6600	
	其他	103	3.5445	8.9204	0.4800	0.9400	1.8500	
宏观	中国文化	67	9.9613	13.3884	6.4870	7.4760	8.9650	0.0012
	印度文化							
	伊斯兰文化	6	0.6900	0.2939	0.4000	0.8050	0.9300	
	欧洲文化	612	4.7477	11.8152	0.4650	1.3205	5.1000	
	其他	26	10.9112	15.0820	2.0000	7.5255	11.6000	
微观	中国文化	19	2.9114	2.2077	1.0989	2.7778	4.7619	0.0055
	印度文化	5	1.3784	1.1085	0.9200	1.0100	1.3000	
	伊斯兰文化	6	1.0017	0.7272	0.3700	0.7450	1.8900	
	欧洲文化	290	7.1506	12.8240	1.0730	3.5382	6.8130	
	其他	77	0.8468	0.5940	0.4100	0.7200	1.2000	

注:表中使用的风险厌恶系数剔除了1%极端值。

(四)异质性的回归检验

进一步,我们建立回归方程判断风险态度是否显著存在经济和文化异质性。计量模型设计如下:

$$RRA_k = \alpha_0 + \alpha_1 M_k + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_k \quad (1)$$

其中, RRA_k 为风险厌恶系数, M_k 为异质性变量,表示经济发展程度和文化体系变量、 \mathbf{X} 表示控制变量矩阵, α_0 、 α_1 、 $\boldsymbol{\beta}$ 为待估参数, ε_k 为随机扰动项。

式(1)中,被解释变量为风险厌恶系数,数据来源于文献整理。核心解释变量中,经济发展程度

为虚拟变量,发达国家或经济体取值为1,其他取值为0;文化体系变量为等级分类变量,中国文化体系、印度文化体系、伊斯兰文化体系和欧洲文化体系取值分别为1~4,其他取值为0。

式(1)中,控制变量主要为技术变量,包括五个方面变量,分别为发表特征、效用函数形式、变量定义、估计方法、研究设计。具体地:第一,发表特征。包括发表年份和是否顶级期刊,前者反映对风险态度的认识是否存在时变性,后者可以控制期刊水平的影响。第二,研究设计。研究设计包含四个方面内容:直接计算、估计或数值模拟;理论模型选取;是否采用欧拉方程;是否加入时间虚拟变量。第三,数据特征。数据特征包括数据维度、样本量、变量定义和数据频率等内容。根据效用函数中包含的元素不同,风险厌恶系数可以从消费数据和财富数据中获取(Meyer & Meyer, 2005)。第四,效用函数形式。Arrow-Pratt 框架下,风险厌恶表示为 $AR = \lim_{\sigma \rightarrow 0} \{2\mu/\sigma^2\}$,对应的相对风险厌恶系数写为 $RRA = -xu''(x)/u'(x)$,那么,效用函数将直接决定风险厌恶系数的测算方程。文献中常用的效用函数形式包括期望效用、CARA、学习模型、CRRA、SA、递归效用、习惯形成、HARA 等。第五,估计方法。文献中会采用不同方法来估计风险厌恶系数,主要包括直接计算、点估计、OLS、TSLs、IV、MLE、GMM、SMM、TSMM、Fuller-k、CUE、Bootstrap、MC、贝叶斯等。

式(1)采用 OLS 方法估计系数,估计结果见表 7。其中,第(1)~(3)列分别为单独考虑经济发展程度、单独考虑文化体系、综合考虑两方面异质性的估计结果。可以看出,在考虑发表特征、效用函数形式、变量定义、估计方法和研究设计五方面控制变量后,风险厌恶系数仍然显著存在经济发展程度和文化体系异质性。

表 7 风险厌恶系数异质性估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	风险厌恶系数		
经济发展程度	3.4884* (1.8852)		3.9138* (2.2749)
文化体系		1.4971** (0.7624)	2.1115* (1.1819)
发表特征	控制	控制	控制
效用函数形式	控制	控制	控制
变量定义	控制	控制	控制
估计方法	控制	控制	控制
研究设计	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.2743	0.2370	0.2769
F 检验(P 值)	0.0000	0.0000	0.0000

注:括号内为异方差稳健标准误,*、**分别表示回归系数在10%、5%的水平上显著。

本部分考察了风险态度在经济发展程度和文化方面的异质性,我们发现:第一,风险态度存在经济发展程度差异,发达经济体和发展中经济体的 RRA 均值分别为 6.4859 和 4.9173,发达经济体更厌恶风险。第二,风险态度也表现出明显的文化体系异质性,与其他文化体系相比,中国文化受到儒家思想的影响,更加厌恶风险。正如《论语·述尔》中孔子所述:“暴虎冯河,死而无悔者,吾不与也。必也临事而惧,好谋而成者也。”

五、风险态度的决定因素

(一)决定因素考察

我们从人口学 and 经济学两个角度寻找风险态度的决定因素。其中,人口学因素包括年龄和健康状况,经济学因素包括收入和物价水平。

1. 年龄。少年时期“初生牛犊不怕虎”,持有乐观的风险态度,风险厌恶程度较低。步入中年,个体对风险的认识逐渐加深,风险厌恶程度达到最高。随着年龄的进一步增长,对风险的认识提升、经

验积累和财富积累会促使风险厌恶程度下降。生命周期内,风险厌恶程度会呈现出“先上升、后下降”的趋势。部分文献已经开始关注年龄与风险态度的非线性关系,代表性研究如 Chiappori & Paiella(2011)、王晟和蔡明超(2011)等。

我们在图 6(A)绘制了经济体平均年龄与风险态度的关系。其中,平均年龄由世界银行健康营养与人口统计(Health Nutrition and Population Statistics,HNPS)数据库中以 5 岁为组距细分人口比例估算而得。可以看出,年龄与风险态度表现出“倒 U”型关系。当平均年龄较小时,随着年龄的增长风险厌恶程度加深。在超过某一临界点之后,风险厌恶程度会随年龄增长而下降。

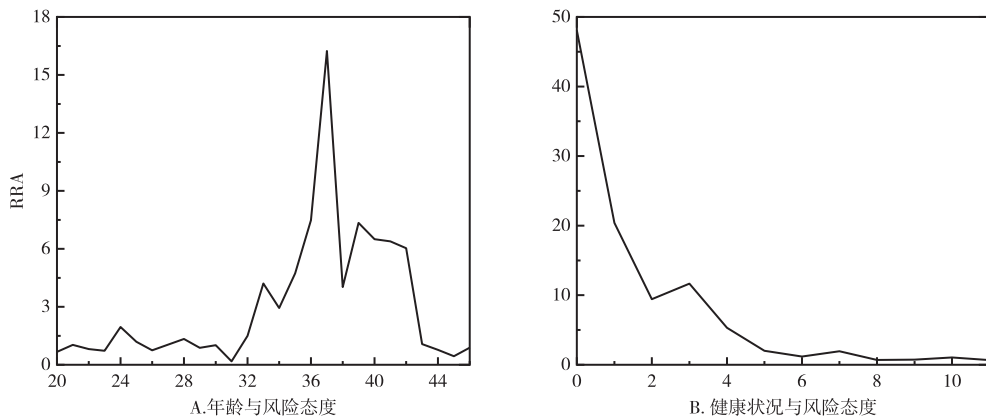


图 6 人口学因素与风险态度

注:(1)图 6(A)横轴为平均年龄,根据 HNPS 数据库中以 5 岁为组距细分人口比例估算而得,纵轴为各年龄段剔除 1% 极端值后的 RRA 平均值;(2)图 6(B)横轴为 HNPS 数据库中的 health expenditure, private (% of GDP) 指标取整,取值越大表明健康状况越好,纵轴为 RRA 平均值。

2. 健康状况。身体健康与心理状态密切相关。当健康状况较差或变差时,家庭会出于两方面原因调整风险态度。一是健康状况变差伴随的生理性因素使得对风险的承受能力下降,更加厌恶风险。二是健康状况变差导致未来预期下调,为预防未来不确定性,风险厌恶程度上升。生理性因素和预防性动机都会使得风险厌恶程度随健康状况变差而升高。图 6(B)显示,风险厌恶程度与健康状况呈反比关系。

3. 收入。不同收入水平对应着不同的风险承受能力,风险厌恶与收入相关。文献中也关注了收入对风险厌恶的影响。研究表明,收入水平(Grable & Lytton, 1998; Wik et al, 2004)和财富水平(Riley Jr & Chow, 1992; Chiappori & Paiella, 2011)从家庭风险承受能力角度影响风险态度。收入越高,风险承受能力越强,风险厌恶程度越低。但也有研究发现,相对风险厌恶是收入或财富的增函数(张琳琬、吴卫星, 2016; 张光利、刘小元, 2018)。

4. 物价水平。物价水平通过预期渠道影响风险态度。当物价水平变化较大时,预期未来不确定性将增大,此时市场会出现恐慌情绪并蔓延,表现为风险厌恶程度提高。反之,当物价较为平稳时,人们对于未来风险的预期将下调,更愿意从事冒险活动,表现为风险厌恶程度下降。

(二)元回归分析

我们量化人口学和经济学因素对风险态度的影响。被解释变量为相对风险厌恶系数,解释变量包含三类:一类是人口学变量,包括年龄和健康状况;第二类是经济学变量,包括收入和物价水平;第三类是控制变量,控制了影响风险态度取值的技术因素。计量模型设定为:

$$RRA_k = \alpha + \beta \cdot Demographic\ variables_k + \gamma \cdot Economic\ variables_k + \delta \cdot Method\ variables_k + \epsilon_k \quad (2)$$

其中, RRA_k 为风险厌恶系数, $Demographic\ variables_k$ 、 $Economic\ variables_k$ 、 $Method\ variables_k$

分别表示人口学、经济学和技术变量, $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ 为待估参数, ϵ_k 为随机扰动项。

式(2)的关注变量包括年龄、健康状况、收入和通货膨胀。其中,年龄表示经济体的中位数年龄,用2019年世界人口展望(World Population Prospects 2019)数据库中的 median age of the total population (years) 指标度量。健康状况反映经济体整体健康水平,其代理指标选择为 HNPS 数据库中的 health expenditure, private (% of GDP) 指标,该指标值越大,健康支出占 GDP 比重越大,健康状况越好。收入反映经济体收入水平,其代理指标为世界银行世界发展指标(World Development Indicators, WDI)数据库的 GDP per capita (constant 2010 US\$) 指标,估计时对这一指标做对数处理。通货膨胀反映了经济体物价变化速度,用 WDI 数据库中的 GDP deflator (base year varies by country) 指标来度量。

控制的技术变量参考前文设计,包括五个方面变量,分别为发表特征、效用函数形式、变量定义、估计方法、研究设计。

本部分使用的数据来自文献整理和宏观数据,为截面数据。式(2)采用三种方法进行估计。第一,Meta 估计。这一方法用于常规元分析模型的参数估计。Meta 模型分为固定效应模型和随机效应模型,具体模型选择根据齐性检验结果判断。第二,贝叶斯估计。本文使用的样本数据中,风险厌恶系数存在明显的极端值,贝叶斯方法可以帮助处理存在极端值和缺失值条件下的 Meta 估计。第三,贝叶斯模型平均(BMA)。BMA 方法计算的 MC³ 方法抽取的包含对应解释变量所占比例,可以在从多个变量中挑选出影响被解释变量的主要因素,在 Meta 分析中较为常用(Havranek et al, 2015)。

我们在表 8 中汇总了式(2)的基准估计结果。齐性检验结果显示,本文搜集的数据更适用于随机效应模型。表 8 中,第(1)–(3)列、(4)–(5)列、(6)–(8)列分别为 OLS 估计、贝叶斯估计、贝叶斯模型平均估计结果。贝叶斯估计的先验分布为正态分布,并使用 Gibbs 抽样更新模型参数。可以看出:第一,年龄显著影响风险态度,随着生命周期的推进,RRA 呈“倒 U”型变化趋势。第二,健康状况越差的群体,越厌恶风险。第三,收入显著正向决定风险厌恶程度,表现为收入越高越厌恶风险。第四,通货膨胀对于风险态度的影响不显著。

表 8 风险厌恶系数决定因素基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Meta 估计			贝叶斯估计		贝叶斯模型平均		
	均值	标准误	P 值	后验均值	后验标准误	后验均值	后验标准误	PIP
年龄	2.6818	0.5797	0.0000	2.8790	0.5721	0.3130	2.2579	1.0000
年龄 ²	-0.0402	0.0080	0.0000	-0.0465	0.0074	-0.0045	0.0304	1.0000
健康状况	-0.5917	0.1535	0.0000	-0.5617	0.4226	-0.7105	0.8279	1.0000
收入	2.2701	0.2880	0.0000	0.9037	0.8553	1.1052	1.3047	1.0000
通货膨胀	0.7489	1.5649	0.6320	0.1197	0.1922	0.0033	0.2037	1.0000
发表特征	控制			控制		控制		
效用函数形式	控制			控制		控制		
变量定义	控制			控制		控制		
估计方法	控制			控制		控制		
研究设计	控制			控制		控制		

注:(1)Meta 估计采用随机效应;(2)贝叶斯估计先验分布为正态分布,使用 Gibbs 抽样更新参数。

进一步,我们考察贝叶斯估计的参数后验分布情况。图 7 中绘制了年龄二次项、健康状况、收入和通货膨胀四个变量估计系数的后验分布。图中,实线、长虚线和短虚线分别为全样本、前半和后半密度曲线,点虚线为正态分布标准线,垂直线为系数=0 时参考线。可以看出:后验分布、前半密度曲线、后半密度曲线与正态分布趋势均吻合。

我们考察了人口学变量(年龄、健康状况)和经济学变量(收入、通货膨胀)对风险态度的影响。具体地:

1. 生命周期内 RRA 呈“倒 U”型变化趋势。风险态度这一心理学范畴的因素会受到人口学因素的影响。在生命周期中,生理因素和心理因素都会随年龄而变,由此伴随着对风险的态度也会随之

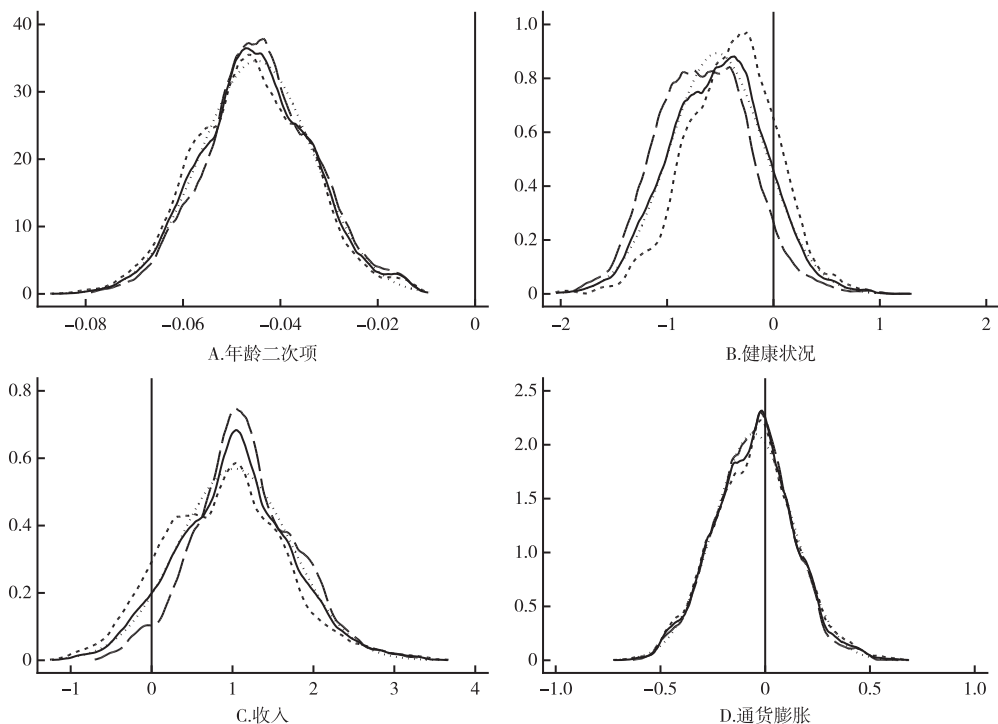


图7 系数后验分布:基准估计结果

注:实线为全样本密度曲线,长虚线和短虚线分别为前半和后半密度曲线,点虚线为正态分布标准线,垂直线为系数=0时的参考线。

而变。少年时期“初生牛犊不怕虎”,加之受到阅历、经验、认知和收入等因素的限制,更倾向于持有乐观的风险态度表现为风险厌恶程度较低。年龄增长伴随经验积累使居民自我风险态度的认知趋于保守,风险厌恶情绪逐渐加深并达到最高。随着年龄进一步增长,对风险的认识提升、经验积累和财富积累会促使风险厌恶程度下降。生命周期内,风险厌恶程度会呈现出“倒U”型趋势。本文发现的生命周期中风险态度的变化趋势,也与 Chiappori & Paiella(2011)、王晟和蔡明超(2011)等一致。

2. 健康状况越差的群体,越厌恶风险。身体健康与心理状态密切相关。当健康状况较差或变差时,家庭会出于两方面原因调整风险态度。一是健康状况变差伴随的生理性因素使得对风险的承受能力下降,更加厌恶风险。二是健康状况变差导致未来预期下调,为预防未来不确定性,风险厌恶程度上升。生理性因素和预防性动机都会使得风险厌恶程度随健康状况变差而升高。本文的元回归分析结果显示,健康状况的确会显著影响风险态度这一心理学范畴的变量。

3. 收入显著正向决定风险厌恶程度,表现为收入越高越厌恶风险。风险厌恶与收入相关。这一关系可以从两方面解释。一方面,收入越高、越富有的家庭可能对增加收入或财富开始变得保守,或说更愿意“守成”;而在收入水平较低时,则更愿意以较低的金額参与一项高风险投资,以小博大,搏一把以获取更多财富的可能性。这就是为什么穷人易购买彩票而富人购买股票,陷入困境的企业也更愿意承担风险,实际上是“nothing to lose”(没什么可失去)的心态和行为。另一方面,相对风险厌恶系数是风险溢价为财富的一个比例而不是财富绝对值。但即便如此,不同财富情况下,同一比例代表的绝对金額也是不同的。在下赌注时,同时考虑赌注在自己财富中的比例和其绝对数量也是符合人之常情的。

4. 通货膨胀对于风险态度的影响仅在发达经济体中显著。通货膨胀对人的心理产生影响应该包含两个前提。一是人们的未来预期中,包含物价因素。二是物价水平在一定程度上可以预测。满足这两个前提下,当通货膨胀水平上升时,预期未来不确定性将增大,此时市场会出现恐慌情绪并蔓延,表现为风险厌恶程度提高。反之,当物价较为平稳时,人们对于未来风险的预期将下调,更愿意

从事冒险活动,表现为风险厌恶程度下降。发达经济体拥有更为完善的通货膨胀管理机制,因此,通胀变化会引起偏好改变。

(三)延伸讨论:美国货币政策与全球风险态度

进一步我们思考,除人口和经济因素以外,政策变量是否也能引起风险态度调整?当国家实施紧缩性货币政策时,推高基准利率水平,避险情绪导致风险厌恶程度上升。考虑到美国在国际金融体系中的核心地位,其货币政策有显著的溢出效应。我们考察美国货币政策对全球投资者风险态度的影响。采用联邦基金利率作为美国货币政策的代理指标,表9结果显示,当美国实行紧缩性货币政策时,联邦基金利率上升会推高全球风险厌恶程度。

表9 美国货币政策与全球风险态度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Meta 估计			贝叶斯估计		贝叶斯模型平均		
	均值	标准误	P 值	后验均值	后验标准误	后验均值	后验标准误	PIP
联邦基金利率	0.1763	0.0823	0.0320	1.8397	0.0320	0.9421	1.4487	1.0000
发表特征	控制			控制		控制		
效用函数形式	控制			控制		控制		
变量定义	控制			控制		控制		
估计方法	控制			控制		控制		
研究设计	控制			控制		控制		

注:(1)Meta 估计采用随机效应;(2)贝叶斯估计先验分布为正态分布,使用 Gibbs 抽样更新参数;(3)联邦基金利率数据来源于 Wind 数据库。

(四)稳健性检验

1. 不加入控制变量。基准估计结果中考虑了发表特征、效用函数形式、变量定义、估计方法和研究设计等五个方面的控制变量,可以在一定程度上排除遗漏变量对估计结果的影响。此处我们考察了不加入控制变量对估计结果的影响,结果显示,是否加入控制变量不影响基准估计结果。^①

2. 基于宏观数据测算的子样本。本文搜集的 1133 个 RRA 测算值中,有 714 个样本使用宏观数据。虽然微观证据和宏观证据测算的风险厌恶系数取值没有显著差异(组间 t 检验 p 值为 0.5599),但是我们仍然关心风险态度的决定过程在宏观层面是否保持稳健。结果显示年龄与 RRA 呈“倒 U”型关系;健康状况越差的群体,越厌恶风险;收入显著正向决定风险厌恶程度;通货膨胀对于风险态度的影响不显著。基准估计结果表现稳健。

3. 基于发达经济体的子样本。最后,我们考察了基准估计结果在发达经济体子样本中是否稳健。与发展中经济体相比,发达经济体在人口年龄构成、健康状况水平、收入水平和通货膨胀等方面均有所不同。发达经济体老龄化问题更加严峻,人口重心更加靠后,但同时拥有更为完善的社会保障体系,健康状况优于发展中经济体。与此同时,经济层面,发达经济体拥有更高的人均收入水平和更为温和的通货膨胀。在发达经济体样本中,年龄与 RRA 依旧呈“倒 U”型关系,健康状况越好和收入越低时对应风险厌恶程度越低,这与基准估计结果一致。

六、风险态度、股票市场与全球金融周期

(一)风险态度与股票市场

风险态度会通过股市参与影响资本市场。投资者会根据自身风险态度,决定是否参与股票市场,以及风险资产配置。那么,风险态度就成为影响资本市场的核心因素。延续前文的研究,如果风险态度会因经济和文化而异,并受到人口学和经济学因素的影响。那么,不同经济、文化和人口背景的经济体,会对应不同的风险态度,这将对应不同的金融市场结构。当一国经济、文化或人口

^①篇幅所限,稳健性检验结果备索。

背景发生改变时,金融市场会随之调整。这也能帮助理解国与国之间的金融市场发展程度差异。

风险厌恶系数在股票价格决定中发挥核心作用,那么,风险态度能否作为股票市场表现的先行指标?为了验证这一点,我们建立了建立一个混合截面模型开展分析。表10汇总了风险厌恶系数对股票收益率和股市波动率的影响。其中,股票收益率和股价波动率分别来源于世界银行全球金融发展(Global Financial Development,GFD)数据库中的 stock market return(% , year-on-year)指标和 stock price volatility 指标。表10表明,风险态度显著影响股票收益率和股价波动率。风险厌恶程度越深,对应股票收益和波动都越小。

表10 风险态度与股票市场表现

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	股票收益率				股价波动率			
RRA	-0.0875*** (0.0248)	-0.1007*** (0.0265)	-0.0397 (0.0273)	-0.0257* (0.0140)	-0.2564*** (0.0511)	0.0224** (0.0102)	-0.0175*** (0.0066)	-0.0057* (0.0030)
常数项	5.7023*** (0.6236)	11.9795*** (4.2180)	-3.5983*** (0.1251)	68.3019*** (19.6653)	18.3679*** (0.1963)	18.2187*** (0.4038)	10.5302*** (0.0307)	22.8914*** (1.6991)
国家	否	是	否	是	否	是	否	是
时间	否	否	是	是	否	否	是	是
调整的 R ²	0.0061	0.3124	0.5880	0.9314	0.0287	0.3019	0.6514	0.9459

注:括号内为异方差稳健标准误,*、**、***分别表示回归系数在10%、5%和1%的水平上显著。

(二)风险态度与全球金融周期

风险态度是驱动全球金融周期的重要因素之一。风险厌恶情绪会影响股票收益率和波动率,最终作用到全球金融周期。我们通过一个混合截面模型,考察了风险厌恶对全球金融周期的影响。

表11中汇总了估计结果。其中,全球金融周期分别采用VIX指数和Miranda-Agrippino & Rey(2015)构造的全球金融周期(Global Financial Cycle,GFC)指数来度量。结果显示,风险厌恶表现出逆周期的变化规律。当风险厌恶程度上升时,会导致全球金融周期呈现“衰退”倾向(VIX指数上升或GFC指数下降)。反之,当风险厌恶程度下降时,会导致全球金融周期呈现“复苏”倾向(VIX指数下降或GFC指数上升)。

表11 风险态度与全球金融周期

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	VIX指数				GFC指数			
RRA	0.0202** (0.0097)	0.0184* (0.0096)	0.0139 (0.0092)	0.0163* (0.0094)	-0.1125*** (0.0323)	-0.0914*** (0.0330)	-0.1321*** (0.0274)	-0.1088*** (0.0284)
常数项	0.2054*** (.0022)	0.1647*** (0.0038)	2.7563*** (0.3911)	1.0679*** (0.4232)	0.6403*** (0.0334)	0.7946*** (0.0351)	-31.2743*** (2.4237)	-24.7772*** (2.5614)
国家	否	是	否	是	否	是	否	是
时间	否	否	是	是	否	否	是	是
调整的 R ²	0.3198	0.4026	0.3528	0.4058	0.0070	0.1300	0.1585	0.2121

注:括号内为异方差稳健标准误,*、**、***分别表示回归系数在10%、5%和1%的水平上显著。

本部分延伸讨论了风险态度与股票市场,并分析了风险态度与全球金融周期的关系。我们发现,风险态度显著影响了股市表现,厌恶程度越高,对应股票收益和波动都越小,这种影响最终会导致全球金融周期呈现“衰退”倾向。换言之,风险态度表现出逆周期的变化特征。风险态度变化可以作为预判金融市场动荡的先行指标参考。

七、结论与建议

风险态度描述了潜藏在个体内心的对于风险的一种倾向或者偏好,是决定宏观经济和金融的基

基础性变量。本文通过元分析方法,寻找全球 79 个经济体风险态度中体现出的共性和异质性,从国家、文化、收入、生命周期等层面考察其影响因素,对风险态度进行了新的思考。

我们手工搜集了 122 篇公开发表的测算相对风险厌恶系数的文献,整理了 1133 个估计值,共计 71379 个数据点,样本覆盖全球 79 个经济体。数据显示:风险厌恶系数均值层面,全球为 6.2566,中国为 9.3098,中国表现出比全世界更加厌恶风险的特征。在时间维度,风险态度表现出时变特征,20 世纪 80 年代中期,以及 21 世纪初期,全球范围内风险态度都出现过厌恶情绪急剧上升的现象。在空间维度,风险态度表现出明显的国家差异,亚洲、非洲和南美洲等地区风险厌恶程度较低,而欧洲、北美洲和大洋洲等地区厌恶程度较高。

不同经济发展程度和不同文化体系中,对待风险的态度显著不同。不同经济发展程度对应不同收入、经济结构和金融结构,民众对于风险的认识、承受能力等会存在差异,表现出异质性。文化异质性则蕴含了历史和信仰差异。中国文化起源于平原地区,受到儒家文化(以及萌生儒家文化的春秋时期历史背景)的影响,这一文化体系下的民众会更加厌恶风险。具体地,中国文化体系(8.4038)、印度文化体系(1.3784)、伊斯兰文化体系(0.8458)、欧洲文化体系(5.5202)之间风险态度差异明显。

生命周期相关的人口学特征和一些经济学变量均会影响风险态度。第一,随着生命周期的推进,RRA 呈“倒 U”型变化趋势。少年时期到中年时期,年龄增长伴随经验积累使风险态度趋于保守。中年以后,经验积累和财富积累促使风险厌恶程度下降。第二,健康状况越差的群体,越厌恶风险。身体健康与心理状态密切相关。当健康状况较差或变差时,家庭会由于生理性因素和预防性动机而更加厌恶风险。第三,收入越高越厌恶风险。收入越高、越富有的家庭可能对增加收入或财富开始变得保守,或说更愿意“守成”;而在收入水平较低时,则更愿意以较低的金额参与一项高风险投资,以小博大,搏一把以获取更多财富的可能性。第四,当通货膨胀上升时,预期未来不确定性将增大,市场会出现恐慌情绪并蔓延,表现为风险厌恶程度提高。

本文的理论贡献在于,基于文献的元分析,考察背后的国家、收入、文化和生命周期因素,这可以更准确了解风险态度这一核心变量的特征。目前文献中针对风险态度决定因素的研究,更多集中于某一国家的单一样本。本文搜集了关于 79 个经济体的风险厌恶系数测算结果,探讨了事实特征、异质性和影响因素,为这一领域的研究提供了新的经验证据。此外,本文关于 79 个经济体的文献统计结果也将为建立经济建模提供参数设定参考。

风险态度蕴含着丰富的政策含义。本文的研究表明风险态度呈现出生命周期时变特征。这表现为当一国人口重心上移时会更厌恶风险,也就相应地会要求一个更高的风险资产溢价。着眼于当前中国人口结构特征,随着人口重心上移,未来中国社会可能表现出对风险更加厌恶的态度。这种偏好改变会传导到金融市场,引起股票收益率和波动率下降,并影响全球金融周期,这将给中国未来风险资产配置和资产定价带来深远的影响。这些需要有足够提前量的预判、准备和应对,应该成为中国积极应对老龄化国家战略的重要组成部分。

除国内人口和经济因素会推动风险态度调整以外,在开放条件下,政策改变也会引起投资者风险厌恶情绪的改变。本文的研究显示,美国实施紧缩性货币政策,将带来全球风险厌恶程度上升,这将驱动全球金融周期呈“衰退”趋势。这就要求在考虑投资者风险态度改变时,要充分结合国内环境和国际形势,进行综合判断。

参考文献:

- 陈立敏 王小瑕,2017:《国际化与绩效提升:基于 Meta 整合与 Meta 回归两种方法的研究》,《世界经济》第 2 期。
李力 温来成 唐遥 张偲,2020:《货币政策与宏观审慎政策双支柱调控下的地方政府债务风险治理》,《经济研究》第 11 期。
季羨林,1987:《简明东方文学史》,北京大学出版社。
王晟 蔡明超,2011:《中国居民风险厌恶系数测定及影响因素分析——基于中国居民投资行为数据的实证研究》,《金融研究》第 8 期。
严成樑 龚六堂,2009:《财政支出、税收与长期经济增长》,《经济研究》第 6 期。

- 杨伟中 余剑 李康,2020:《金融资源配置、技术进步与经济高质量发展》,《金融研究》第12期。
- 张光利 刘小元,2018:《住房价格与居民风险偏好》,《经济研究》第1期。
- 张琳琬 吴卫星,2016:《风险态度与居民财富——来自中国微观调查的新探究》,《金融研究》第4期。
- 周业安 左聪颖 袁晓燕,2013:《偏好的性别差异研究:基于实验经济学的视角》,《世界经济》第7期。
- 周业安 左聪颖 陈叶烽 连洪泉 叶航,2012:《具有社会偏好个体的风险厌恶的实验研究》,《管理世界》第6期。
- Andreasen, M. M. & K. Jørgensen(2016), “Explaining asset prices with low risk aversion and low intertemporal substitution”, CREATES Research Paper, No. 2016-16.
- Arrow, K. J. (1965), *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*, Yrjö Jahnssonin Säätiö.
- Arrow, K. J. (1971), *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, Markham Publishing.
- Bliss, R. R. & N. Panigirtzoglou(2004), “Option-implied risk aversion estimates”, *Journal of Finance* 59(1):407-446.
- Bollerslev, T. et al(2011), “Dynamic estimation of volatility risk premia and investor risk aversion from option-implied and realized volatilities”, *Journal of Econometrics* 160(1):235-245.
- Campbell, J. Y. (2003), “Two puzzles of asset pricing and their implications for investors”, *American Economist* 47(1):48-74.
- Chari, V. V. & P. J. Kehoe(1999), “Optimal fiscal and monetary policy”, in: J. B. Taylor & M. Woodford(eds), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, North Holland.
- Chiappori, P. A. & M. Paiella(2011), “Relative risk aversion is constant: Evidence from panel data”, *Journal of the European Economic Association* 9(6):1021-1052.
- Chou, R. et al(1992), “Measuring risk aversion from excess returns on a stock index”, *Journal of Econometrics* 52(1-2):201-224.
- Epstein, L. G. & S. E. Zin(1991), “Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis”, *Journal of Political Economy* 99(2):263-286.
- Epstein, L. G. et al(2014), “How much would you pay to resolve long-run risk?”, *American Economic Review* 104(9):2680-2697.
- Fullenkamp, C. et al(2003), “Assessing individual risk attitudes using field data from lottery games”, *Review of Economics and Statistics* 85(1):218-226.
- Gandelman, N. & R. Hernández-Murillo(2015), “Risk aversion at the country level”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 97(1):53-66.
- Gerhardt, H. et al(2017), “Does self-control depletion affect risk attitudes”, *European Economic Review* 100(C):463-487.
- Gomes, J. et al(2003), “Equilibrium cross section of returns”, *Journal of Political Economy* 111(4):693-732.
- Grable, J. E. & R. H. Lytton(1998), “Investor risk tolerance: Testing the efficacy of demographics as differentiating and classifying factors”, *Financial Counseling and Planning* 9(1):61-73.
- Hall, R. E. (1988), “Intertemporal substitution in consumption”, *Journal of Political Economy* 96(2):339-357.
- Hansen, L. P. & K. J. Singleton(1982), “Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models”, *Econometrica* 50(5):1269-1286.
- Hansen, L. P. & K. J. Singleton(1983), “Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns”, *Journal of Political Economy* 91(2):249-265.
- Havranek, T. et al(2015), “Cross-country heterogeneity in intertemporal substitution”, *Journal of International Economics* 96(1):100-118.
- Iacoviello, M. (2004), “Consumption, house prices, and collateral constraints: A structural econometric analysis”, *Journal of Housing Economics* 13(4):304-320.
- Jermann, U. J. (1998), “Asset pricing in production economies”, *Journal of Monetary Economics* 41(2):257-275.
- Jianakoplos, N. A. & A. Bernasek(1998), “Are women more risk averse?”, *Economic Inquiry* 36(4):620-630.
- Kandel, S. & R. F. Stambaugh(1991), “Asset returns and intertemporal preferences”, *Journal of Monetary Economics* 27(1):39-71.
- Kydland, F. E. & E. C. Prescott(1982), “Time to build and aggregate fluctuations”, *Econometrica* 50(6):1345-1370.
- Mehra, R. & E. C. Prescott(1985), “The equity premium: A puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 15(2):145-161.

- Metrick, A. (1995), "A natural experiment in 'Jeopardy!'", *American Economic Review* 85(1):240–253.
- Meyer, D. J. & J. Meyer(2005), "Risk preferences in multi-period consumption models, the equity premium puzzle, and habit formation utility", *Journal of Monetary Economics* 52(8):1497–1515.
- Miranda-Agrippino, S. & H. Rey(2015), "US monetary policy and the global financial cycle", NBER Working Paper, No. 21722.
- Pratt, J. W. (1964), "Risk aversion in the small and in the large", *Econometrica* 32(1/2):122–136.
- Riley, W. B. & K. V. Chow(1992), "Asset allocation and individual risk aversion", *Financial Analysts Journal* 48(6):32–37.
- Schooley, D. K. & D. D. Worden(1996), "Risk aversion measures: Comparing attitudes and asset allocation", *Financial Services Review* 5(2):87–99.
- Stock, J. H. & J. H. Wright(2000), "GMM with weak identification", *Econometrica* 68(5):1055–1096.
- Thimme, J. & C. Völkert(2015), "Ambiguity in the cross-section of expected returns: An empirical assessment", *Journal of Business & Economic Statistics* 33(3):418–429.
- Turnovsky, S. (2000), "Fiscal policy, elastic labor supply, and endogenous growth", *Journal of Monetary Economics* 45(1):185–210.
- Weil, P. (1989), "The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle", *Journal of Monetary Economics* 24(3):401–421.
- Wik, M. et al(2004), "On the measurement of risk aversion from experimental data", *Applied Economics* 36(21):2443–2451.
- Yogo, M. (2004), "Estimating the elasticity of intertemporal substitution when instruments are weak", *Review of Economics and Statistics* 86(3):797–810.

Cross-country Heterogeneity in Risk Attitudes: A Meta Analysis

YI Zhen ZHU Chao

(Capital University of Economics and Business, Beijing, China)

Abstract: This paper collects 1133 estimates of the coefficient of risk aversion from 122 published studies covering 79 countries. This database contains a total of 73645 data points. The data show that the mean value of risk aversion is 6.2566 globally and 9.3098 in China, which shows that China is more risk averse than the world average. The estimates vary substantially from country to country, even after controlling for 37 aspects of study design. The risk aversion shows significant heterogeneity by economic development and cultural system. The risk aversion coefficient of developed countries is 1.5686 higher than that of developing countries. There are significant differences in risk attitudes among Chinese cultural system (8.4038), Indian cultural system (1.3784), Islamic cultural system (0.8458) and European cultural system (5.5202). Our results suggest that income, health status, and life-cycle are the most effective factors in explaining the heterogeneity. Specifically: (1) households in richer countries and healthier country are less risk averse. (2) Risk aversion shows an inverted U-shaped trend across the life cycle. Finally, we analyze the relationship between risk aversion and the stock market, and find that the increase of risk aversion can significantly decrease the stock return and its volatility, and can also lead to a "recession" in the global financial cycle.

Keywords: Relative Risk Aversion; Meta-Analysis; Bayesian Model Averaging

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)