

过度自信、风险偏好和资产配置

——来自中国城镇家庭的经验证据

高 楠 梁平汉 何 青*

摘 要 基于 2013 年中国家庭金融调查, 本文研究了心理偏误对家庭风险市场投资的影响。通过测算个体对房屋估值时的系统性偏误构造了过度自信指标, 研究发现过度自信增加了家庭的风险市场参与概率, 并提高了风险市场参与规模, 在使用工具变量法和稳健性检验后依然成立。过度自信个体持有风险资产种类更多、负债更高、投资策略更加非理性、交易次数频繁却未带来更高的收益。本文的研究结果有助于理解中国居民心理特征对金融市场参与的影响。

关键词 过度自信, 风险偏好, 资产配置

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.02.15

一、引 言

股市有限参与之谜、投资过度集中、对本地股票偏好被认为是和传统金融理论不相符的三大问题 (Korniotis and Kumar, 2013)。根据中国家庭金融调查 (CHFS) 的数据, 2013 年中国居民股市参与的比例仅为 9.3%¹, 远低于美国 (15%)、欧洲 (23%) 等发达国家 (Xia *et al.*, 2014)。从个人心理层面的非理性特征解释有限参与之谜成为重要研究视角。与此同时, 中国证券市场的投资者结构以中小投资者为主, 投资者交易频率、持股集中度普遍较高。因此, 研究中国居民心理特征对投资决策的影响, 可以为我们理解中国金融市场的运行提供重要的思路。

从个体心理层面分析投资决策对数据的要求较高, 除了对个体的人口学特征和家户特征进行测度, 还需对个人心理层面进行测度。本文基于行为经

* 高楠, 中南财经政法大学文澜学院; 梁平汉, 中山大学中国公共管理研究中心、政治与公共事务管理学院; 何青, 西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心。通信作者及地址: 梁平汉, 广东省广州市海珠区新港西路 135 号中山大学 507 栋, 510275; 电话: (020) 84110942; E-mail: liangph5@mail.sysu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年科学基金项目 (71803194)、国家自然科学基金面上项目 (71873149)、教育部人文社会科学青年基金项目 (18YJC790033)、中山大学 2017 年度高校基本科研业务费资助计划 (17wkjz13)、中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金 (2722019JCT038)、高等学校学科创新引智计划 (B16040) 的资助。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵修改建议, 文责自负。

¹ 作者根据 CHFS 数据计算。

济学理论,使用微观家户调查,通过测度个人在对于住房自我估值时的系统性偏误,构造了受访者的过度自信指标。实证研究表明,过度自信程度每增加 1 个标准差,风险市场参与概率增加 1.3% (0.04 个标准差),风险市场参与规模增加 0.42 个标准差。本文结合已有文献关于风险市场参与的研究,考虑了个体特征、居住环境、社会关系和社会互动等多种因素,并构建工具变量处理内生性问题,使用多种估值模型进行稳健性检验,基准结果依然成立。进一步研究表明,过度自信的个体的风险偏好与其他个体有着显著差异,过度自信投资者持有的风险资产种类更多,家庭的债务规模和债务—收入比更高,投资行为存在一定的非理性现象,表现为投资于单只股票的资金更多,并且在没有带来更多收益的情况下,交易更加频繁。

本文结构安排如下:第二部分是文献述评和理论假设,对相关领域的研究进行总结和分析,并提出本文的三个核心假说;第三部分介绍本文的数据及来源、变量定义和基本描述统计;第四部分介绍本文的主要回归模型和基准回归结果,并对内生性问题进行讨论;第五部分进行稳健性检验,从基于不同模型构造的过度自信指标、控制个体认知能力和金融知识、拆分样本和信息掌握程度等角度讨论本文基准回归的稳健性;在第六部分进行进一步讨论,对本文的另外两个假说进行检验,从个体的预期和风险偏好、投资多样性、家庭债务以及投资策略方面进行描述,分析过度自信个体的投资行为差异;最后是结论部分,对全文进行总结。

二、文献述评及理论假设

(一) 有限市场参与的理论和实证基础

目前已有诸多文献分析影响风险市场参与的因素,而基于研究角度的差异,不同的研究也有不同的结果。综合而言,这类研究可分为基于个人特征和基于个体所处环境等类型的分析。从个人特征来看,研究者较多从个体的人口学信息分析其对家庭风险市场参与的影响,典型的特征包括年龄、教育、智商、财富、收入等 (Cocco *et al.*, 2005; Grinblatt *et al.*, 2011; Cole *et al.*, 2014)。也有研究从个人知识结构 (如金融知识) 分析其对资产配置的影响。如 Rooij *et al.* (2011) 使用荷兰银行的家户调查,研究金融知识对股票市场参与的影响,大多数的家户只有基本的金融知识,具有较多金融知识的家庭参与股票市场的概率也更高,这一结论对不完善的金融市场同样适用 (尹志超等, 2014)。另一支文献关注个人/家庭所处的外部环境对风险市场参与的影响,主要从社会交互活动、信任和关系等社会属性的角度进行分析 (Guiso *et al.*, 2008; 李涛, 2006; 周铭山等, 2011; 朱光伟等, 2014)。关于社会互动对风险市场的影响,一般认为是通过降低决策成本、增加交流的愉悦感、改变社

会规范等渠道产生影响的（郭士祺和梁平汉，2014）。

近年来研究个人特征对风险市场参与的文献结合了其他领域的研究成果，深化到诸如认知能力、过度自信等心理层面的内容。不仅如此，认知能力对个人的风险偏好（Dohmen *et al.*，2010）²、信息处理能力（Christelis *et al.*，2010）、数字计算能力（Agarwal and Mazumder，2013）等方面也有明显影响，进而影响个人的风险市场参与。Korniotis and Kumar（2011）认为个人的认知能力显著影响其金融决策，认知能力较高的人更可能参与股票市场并积累较多的金融财富。

（二）中国个体过度自信的研究有待进一步挖掘

家庭金融决策涉及个人的判断，受到个人的心理状态和自我评估的重要影响。在行为金融理论中，诸多文献从资产配置、交易行为和资产估值等角度研究个人的过度自信所起的作用（Odean，1998，1999；Barber and Odean，2001）。个人的过度自信是很普遍的现象，普遍表现为：自评能力高于平均水平、估值区间过于狭窄、事务的控制幻觉、成功的自我归因、过度乐观等（王山慧等，2013）。

由于相关研究对数据的要求较高，常见的有全国代表性的微观调查更多采用其他方式（间接代理指标、实验方法等）进行分析：Puri and Robinson（2007）使用美国 SCF 调查，根据个人自估预期寿命和实际寿命的差异构造乐观程度，进而研究个人的金融决策；Huang and Luo（2015）根据个人汇报的和客观检测的身体状况差异判断其是否存在过度自信，研究过度自信是否影响个人参与健康保险市场；Breuer *et al.*（2014）认为个体的心理因素，尤其是包含了过度自信和过度乐观的个人主义影响其资产配置，并使用德国和新加坡的微观数据进行了检验。Camarero and Lovo（1999）通过实验发现过度自信的个体参与竞争性市场更加积极，他们过于相信自己的能力，最后反而更可能失败。

过度自信对个体投资行为的影响表现在：过度自信的投资者交易更加频繁（Barber and Odean，2001）、对资产自我估值过高（Odean，1998）、对掌握的信息反应更加敏感（Odean，1999）、市场上过度自信投资者过多将导致较多的资产泡沫（吴卫星等，2006）。过度自信的管理者对于企业的日常运营也存在显著影响，对企业的投资决策扭曲（Malmendier and Tate，2005）、融资策略选择（Malmendier *et al.*，2011）、企业家的冒险创业活动（Trevelyan，2008）、技术创新活动（王山慧等，2013）、过度扩张行为（姜付秀等，2009）等都存在一定的作用，进而影响企业的经营状况。

过度自信对中国家庭金融决策影响的研究还处于发展阶段。吴卫星等

² Andersson *et al.*（2016）认为，认知能力和风险规避行为的相关性是由实验设计的不同而导致的。

(2006) 通过建立理论模型, 认为当模型存在不确定且有限市场参与内生时, 过度自信投资者和理性投资者的风险市场参与程度有所差异, 不确定性导致了有限市场的参与, 过度自信导致一些本来不会进入市场的投资者进入市场, 提高了整个市场的参与程度。Xia *et al.* (2014) 构建了金融知识的过度自信指标, 发现这和股票市场参与存在显著正相关关系。

(三) 理论假说

尽管近年来微观金融领域对中国居民有限市场参与之谜的研究逐渐丰富, 但基于个人心理层面的研究还有待进一步发展。本文探索个人过度自信和参与风险市场间的关联。

区别于理性投资者, 过度自信投资者在进行投资决策时, 对所掌握的信息更加敏感, 即便所获取的信息是错误的, 也可能积极地付诸行动 (Odean, 1999), 过度自信的表现之一在于对自我能力的错误判断, 易产生事务的控制幻觉和成功的自我归因 (王山慧等, 2013)。因此, 可以预期, 中国过度自信的居民在参与风险市场方面也显得更加积极, 因而提出本文待检验的经验假说 1。

假说 1 过度自信个体参与风险市场的可能性和程度更高, 并且家庭资产结构中风险资产比例更高, 无风险资产比例更低。

心理偏误对个人行为的影响可能是因为风险偏好的差异而导致的 (Breuer *et al.*, 2014)。过度自信投资者的风险偏好和风险资产选择可能区别于理性投资者, 这也是假说 1 的重要影响机制。如果风险偏好的差异是上述关系的重要机制, 那么过度自信不仅影响家庭股票市场参与和配比, 同时会对家庭其他的投资行为产生显著影响, 导致更多样化的资产结构 (如进行投资性购房、增加风险资产类别); 与此同时, 风险资产配置会给家庭带来一定的债务负担, 容易发现家庭的负债行为存在明显的不同。在此提出本文第二个待检验的经验假说。

假说 2 相比其他个体, 过度自信个体的风险偏好存在显著差异, 导致其风险投资种类更加多样化; 在家庭收入没有显著提高的前提下, 这一行为将为家庭带来一定的债务负担, 体现在正规金融和非正规金融借贷都有显著的增加。

过度自信和个体风险市场参与的关联实际上描述了个体的非理性, 在进入风险市场后, 这一特征对个人的投资策略是否同样存在显著影响? 过度自信投资者对信息敏感, 对自我能力的判断过高 (Odean, 1999; Barber and Odean, 2001), 投资者往往基于所获得的局部信息行动, 即使是错误的信息也能引致更频繁的交易行为。因此过度自信投资者其交易行为的非理性特点可能较为明显, 反映在投资的集中度和操作频率上。本文第三个待检验的经验假说如下:

假说3 过度自信和风险资产配置的关联捕捉了中国居民投资决策的非理性特征，这一特征同时体现在家庭的投资策略和交易行为上。具体而言，家庭对单只股票的投资更集中，进行更频繁的投资操作，但并不一定能显著提高投资的收益。

三、数据选取、变量定义和描述统计

（一）数据选取和样本筛选

本文分析样本选用中国家庭金融调查微观数据库。2013年该数据涵盖了全国29个省份的260个区/县、共计28000多户家庭。

除了人口学特征、家庭收支，该调查还详细采集了家庭金融资产和非金融资产信息。金融资产涵盖了家庭的银行存款、股票、债券、基金、理财产品、黄金、现金等的持有情况，用于描述风险市场参与程度；非金融资产涵盖了家庭住房（多达三套房产信息），工商业生产经营活动，农业生产活动涉及的资产、车辆，以及家庭实物资产等各类资产的价值和负债情况（贷款金额和余额等）。为获得更多样化的观测信息，本文实证分析选取2013年约15400户城镇家庭的数据作为分析样本。我们还同时使用2011年的CHFS调查数据讨论过度自信指标的合理性。

（二）主要变量定义及描述统计

本文选取家庭风险市场配置和无风险资产配置两个方面的数据作为主要的被解释变量进行分析。

风险市场配置：借鉴前人研究（尹志超等，2014），本文选取两类指标描述家庭的风险市场配置情况：风险市场参与和参与规模。风险市场参与使用家庭是否持有股票的一般风险市场参与（*d_stock*）和是否持有股票、债券、基金、非人民币资产等其他风险资产的广义风险市场参与（*d_risky*）进行测量。而风险市场参与规模方面，本文分别使用家庭的股票资产价值对数（*lstock*）和广义风险资产价值对数（*lrisky*）进行测量。进一步地，使用家庭风险资产占金融资产比重（*risky_ratio*）测量风险市场参与规模。

无风险资产配置：本文使用家庭银行账户存款余额（*lsafe*，包括活期存款和定期存款）、无风险资产占金融资产比例（*safe_ratio*）描述家庭在无风险资产配置中的决策。

主要的解释变量如下：

过度自信（*over_conf*）：过度自信反映了个人层面的心理状态，并无统一指标进行测度，研究大多基于实验数据或根据采集的数据进行合理的构造。在微观家庭/个人层面的研究上，虽然尚未形成如何测量过度自信的共识，但

构造原理是一致的：自估价值对真实价值的偏差描述了个体的过度自信程度。本文借鉴这一构造思想，采用受访者对自有房产的价值评估 (reported value) 和住房实际价值 (real value) 的差异 (比率) 定义过度自信，具体而言：

$$\text{over_confi} = \frac{(\text{reported value} - \text{real value})}{\text{real value}}$$

这一指标描述了个人对自有财产认识的偏差以及对自我成功的归因等心理特点，偏差越大，个人的过度自信程度越高。值得说明的是，自有资产估值的准确程度，同时反映了个人的知识水平和认知能力，为了排除这些因素的影响，本文进行大量的稳健性检验说明指标的合理性。

住房实际价值 (real value)：如何获得资产的实际价值是这一核心变量的重要内容。本文使用社区房价均值估算自有住房的实际价值。在资产评估中，资产价值通常由市场决定，价值通过买卖双方的交易得到体现。对住房真实价值的评估，可使用其所在社区同期房产的市场交易价格作为参考，或使用房价指数为参考进行估算 (Kuzmenko and Timmins, 2011; Henriques, 2013)，或使用第三方机构客观的评估 (Agarwal, 2007)。在本文的样本中，2013 年存在交易记录的观测值较少，不足以估算所有社区每套住房的价值；同时，目前暂无客观且覆盖广泛的房价指数供参考；而且受限于调研情况，第三方机构对每套房进行评估的可操作性不高。鉴于此，本文使用同社区其他住户对自有住房单位价格的估值平均作为基础，计算方法为： $\text{real value}_i = \text{area}_i \times \overline{\text{price}_{-i}}$ 。其中 area_i 是第 i 户住房的建筑面积， $\overline{\text{price}_{-i}}$ 是本社区除第 i 户外，其他住户对自有住房的单位价格的估计平均值。

生产性资产 (production asset)：本文同时控制家庭的生产性资产。具体而言，使用家庭的工商业活动、农业生产活动的资产价值衡量。区别于住房实际价值，在控制这两类资产时，均使用了居民自估的价值，主要原因在于生产性资产涉及经营活动、租赁和借贷行为，居民对其价值的掌握也更客观准确。

控制变量 (X)：参考对资产配置的相关研究，其他控制变量包括家庭特征和户主特征。家庭特征主要有：家庭年收入 (income)、家庭规模 (house member, 以家庭成员数量衡量)、家庭成员年龄结构 (raise_ratio, 以抚养比衡量)、家庭成员身体状况 (bad health, 以家庭成员身体状况是否较差衡量)；户主特征包括以下变量：户主年龄 (head age)、婚姻状况 (marriage)、户主政治面貌 (party)、户主受教育程度、户主职位和户主工作类型的虚拟变量。同时在模型中加入家庭所在社区的虚拟变量。回归中控制受访者的风险态度。

为了证明本文所描述理论的稳健性，我们还分别基于 Hedonic Model 估

值模型和社区房价增长率计算实际价值的过度自信 (over_conf1 (hedonic) 和 (over_conf1 (anul. gth), 后文将详细介绍计算方法。

工具变量 (IV)：个人过度自信指标存在一定内生性。首先，在模型中可能存在逆向因果问题：在市场行情较好的时期，风险资产的增值导致个人容易出现过度自信的倾向；其次，家庭风险市场参与同时受到风险态度、社会网络、信息获取渠道等因素的影响，导致普遍的遗漏变量问题。本文参考 Mobius *et al.* (2006) 的研究，使用受访者的外貌特征作为工具变量。他们基于实验证据，将美貌溢价进行分解，找到了美貌产生工资溢价的传导机制：美貌的工人，其自信水平相应地也更高，进而从生产率和雇主观感两方面增加工资水平。更美貌的个人在成长过程中可能面临更少的不安全感，自信伴随其生活中的诸多方面，进而容易演化成为过度自信 (Kinser, 2014)。Mobius *et al.* (2006) 还认为相貌的作用对需要面对面或者言语交流的工作者更为明显。本文选择相貌和普通话水平作为过度自信的工具变量。³

其他被解释变量：在进一步讨论中，本文同时使用更多的被解释变量进行分析。①其他风险—收益选择偏好，描述在进行其他涉及风险—收益选择时是否偏好风险⁴；②实物资产投资，以家庭是否持有两套以上的住房衡量家庭的实物资产投资行为；③借贷行为，使用家庭是否存在信贷需求、家庭融资方式选择、融资规模和比例来描述家庭负债情况，同时使用债务规模占家庭收入的比描述过度负债行为；④风险投资策略，本文同时分析家庭的投资策略，用风险资产配置分散程度 (diversity, 以风险资产种类衡量)、股票只数 (lstk_number, 以持有的股票支数衡量)、单只股票投资规模和交易频率 (freq, 以每月交易频次衡量) 等指标测量。

表 1 展示了本文所涉及主要变量的定义和描述统计。

表 1 主要变量的定义和描述统计

变量名	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
d_stock	=1, 持有股票	15 742	0.093	0.291	0	1
d_risky	=1, 持有股票、债券等风险资产	15 742	0.132	0.339	0	1
over_conf1	过度自信指标	15 742	0.128	0.992	-0.997	27.412
lstock	log (股票资产价值)	15 742	0.963	3.047	0	15.202
lrisky	log (风险资产价值)	15 742	1.369	3.558	0	15.342
lsafe	log (无风险资产价值)	15 742	8.865	2.570	0	15.769
stock_ratio	股票资产/金融资产	15 353	0.033	0.131	0	1

³ 在入户调查中，访员在结束后会对受访者的普通话水平和相貌从 1—10 进行评分，分数越高，普通话水平越高，相貌越好。回归中，我们将受访者的普通话水平和相貌分别进行好、中、差分类处理。

⁴ 受访户被询问在两张彩票中进行选择，第一张彩票有 100% 的机会获得 4 000 元，第二张彩票有 50% 的机会获得 10 000 元，50% 的机会什么也没有。如果选择第二张彩票，定义为偏好风险。

（续表）

变量名	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
risky_ratio	风险资产/金融资产	15 353	0.054	0.171	0	1
safe_ratio	无风险资产/金融资产	15 353	0.898	0.238	0	1
bank/nonbank loan	=1，正规/非正规金融贷款获取	15 742	0.454	0.498	0	1
bank access	=1，正规金融贷款获取	15 742	0.187	0.390	0	1
nonbank access	=1，非正规金融贷款获取	15 742	0.345	0.475	0	1
lloan_amount	log（家庭负债规模）	15 742	3.379	5.277	0	20.367
lbank_amount	log（正规金融贷款规模）	15 742	1.849	4.357	0	20.367
lnonbank_amount	log（非正规金融贷款规模）	15 742	1.909	4.152	0	19.520
amount_ratio	家庭负债/家庭收入	15 143	0.956	3.072	0	37.879
diversify	风险资产种类	15 742	0.132	0.380	0	4
lstk_number	log（持有股票数量）（支）	15 742	0.083	0.352	0	6.685
freq	股票交易频率（次/月）	15 742	0.042	0.528	0	45.455
log（real value）	log（房产实际价值）	15 742	3.657	0.921	0.579	7.245
lincome	log（家庭收入）	15 618	10.487	2.074	0	14.179
log（production asset）	log（生产性资产价值）	15 742	2.141	4.391	0	15.320

四、回归模型及实证分析

（一）计量模型设定

本文设定如下计量模型探究家庭风险市场的参与和参与规模：使用 Probit 模型研究过度自信和风险市场参与的关系。被解释变量 Y 分别使用股票市场参与（ d_stock ）和广义风险市场参与（ d_risky ）的虚拟变量测量风险市场参与行为。

$$Y=1\left[\beta_0+\beta_1over_confi_i+\beta_2\log\left(\text{real value}_i\right)+\gamma X_i+\epsilon_i>0\right],\tag{1}$$

式（1）中 $over_confi_i$ 为本文核心变量，用于衡量个人的过度自信，模型中控制了住房资产的实际价值，用于捕捉风险市场参与的财富水平；向量 X_i 包含了家庭其他控制变量，如家庭总收入、家庭规模、抚养比、成员身体状况，以及户主年龄、婚姻状况、政治面貌、户主受教育程度、户主职位和工作类型等特征。

使用如下 Tobit 模型描述股票和广义风险资产的持有规模：

$$asset^*=\beta_0+\beta_1over_confi_i+\beta_2\log\left(\text{real value}_i\right)+\gamma X_i+\epsilon_i,\tag{2}$$

其中， $\text{asset} = \max(0, \text{asset}^*)$ 衡量家庭股票资产和其他风险资产的价值或比例， asset^* 表示股票资产和广义风险资产的实际观测值。

(二) 实证结果：基准模型

在表 2 中，我们分别使用了是否参与股市 [第 (1) — (3) 列]、是否参与广义风险市场 [第 (4) 列] 衡量家庭的风险资产配置情况。在第 (1) 列仅描述过度自信和股市参与的简单关系，第 (2) 列控制了家庭的年收入、生产经营性资产规模、家庭规模和年龄结构等变量，在第 (3) 列考虑了户主年龄、户主受教育程度、婚姻状况、身体状况以及政治身份（是否党员）等特征。以上四列回归结果都控制了户主的工作属性和职位、受访者的风险态度等变量。

表 2 过度自信与风险资产配置（风险市场参与）

Panel A: Probit model	持有股票 (d_stock),			持有广义风险资产 (d_risky),
	Y=1			Y=1
	(1)	(2)	(3)	(4)
over_conf	0.107 *** (0.017)	0.088 *** (0.016)	0.070 *** (0.016)	0.071 *** (0.015)
log (real value)	0.434 *** (0.022)	0.334 *** (0.025)	0.270 *** (0.026)	0.256 *** (0.024)
lincome		0.138 *** (0.024)	0.088 *** (0.019)	0.111 *** (0.019)
log (production asset)		-0.020 *** (0.005)	-0.009 * (0.005)	-0.009 ** (0.005)
house member		-0.074 *** (0.012)	-0.044 *** (0.014)	-0.047 *** (0.012)
raise_ratio		-0.095 * (0.054)	-0.108 (0.068)	-0.053 (0.060)
bad health			0.065 * (0.038)	0.044 (0.035)
head age			0.006 *** (0.002)	0.006 *** (0.002)
marriage			0.194 *** (0.059)	0.178 *** (0.052)
party			0.025 (0.044)	0.121 *** (0.039)
常数项	-3.326 *** (0.134)	-4.303 *** (0.277)	-4.465 *** (0.268)	-4.162 *** (0.246)

(续表)				
Panel A: Probit model	持有股票 (d_stock),			持有广义风险资产 (d_risky),
	Y=1			Y=1
	(1)	(2)	(3)	(4)
省份虚拟变量	是	是	是	是
控制风险态度	是	是	是	是
户主受教育程度	是	是	是	是
观测值	11 082	10 928	10 922	12 228
R ²	0.115	0.164	0.188	0.182
Panel B: 边际效应				
over_conf	0.016 ***	0.013 ***	0.010 ***	0.013 ***
	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.003)

注：括号内为稳健性标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

回归结果显示，在控制生产经营性资产规模、家庭特征、个人特征等变量后，过度自信和风险资产配置间存在显著的正相关关系。Panel B 第（4）列显示，每标准单位过度自信指标的增加导致家庭配置风险资产的概率显著增加 1.3%。

基于模型（2）的设定，本文描述过度自信对家庭股票资产规模、广义风险资产规模的影响。表 3 第（1）、（2）列的回归中，分别使用家庭持有股票规模和广义风险资产规模的对数作为被解释变量，而在第（4）、（5）列，分别使用股票资产占金融资产比重、广义风险资产占金融资产比重作为被解释变量。在第（3）列，我们观测过度自信对家庭无风险资产配置的影响，使用家庭银行存款作为被解释变量，在第（6）列，使用无风险资产占金融资产的比例作为被解释变量，描述过度自信如何影响家庭的无风险资产配置比例⁵，结果如表 3 所示。

表 3 过度自信与风险资产配置（参与规模）

Tobit model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lstock	lrisky	lsafe	stock_ratio	risky_ratio	safe_ratio
over_conf	1.284 *** (0.284)	1.146 *** (0.238)	0.118 *** (0.025)	0.047 *** (0.011)	0.045 *** (0.010)	-0.052 *** (0.010)
log (real value)	4.513 *** (0.414)	3.832 *** (0.333)	0.444 *** (0.032)	0.174 *** (0.017)	0.167 *** (0.015)	-0.145 *** (0.014)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	15 611	15 611	15 611	15 231	15 231	15 231
R ²	0.0894	0.0790	0.0475	0.161	0.144	0.128

注：括号内为稳健性标准误，*** $p < 0.01$ 。

⁵ 由于大多数家庭持有一定规模的无风险资产，表 3 第（5）、（6）列使用 OLS 进行回归。

从前两列的回归结果来看，过度自信指标的回归系数和风险资产规模呈现正向显著的关系，回归系数约为 1.2（0.42 个标准差），该结果说明，过度自信不仅影响家庭风险市场参与与否的决策，同时也影响家庭在风险资产投资规模的决策。第（3）列的回归显示，过度自信的增强导致家庭无风险资产的配置规模增加。

前三列的回归结果可能反映了过度自信家庭的财富水平，为进一步了解过度自信对资产配置结构的影响，在表 3 后三列，我们分别描述过度自信对风险资产和无风险资产占金融资产比例的影响。过度自信和风险资产配置比例呈现正相关关系：自信程度越高，家庭金融资产中风险资产的比重也越大（回归系数约为 0.045）；而与之相对应的，家庭无风险资产配置占比却随之减少，每单位过度自信指标的增加伴随无风险资产比例降低约 0.5%。这一结论说明，虽然过度自信个体的风险资产和无风险资产规模均显著增加，但是无风险资产的配置比例却减少，表明了其风险资产配置的增长速度更快。

（三）内生性问题讨论

本文在表 2 和表 3 描述了过度自信和风险资产配置的正向关联，但这一关系可能存在遗漏变量问题（如遗漏个体偏好等不可观测的变量）和反向因果问题（如家庭配置风险资产后影响个人的自我认知）。本文使用受访户的普通话水平和外貌作为过度自信的工具变量。我们将受访户的普通话水平和外貌分别分为 3 类，并构造了 4 个虚拟变量作为式（1）和式（2）中过度自信的工具变量，并使用 IV-Probit 和 IV-Tobit 模型进行极大似然估计。回归结果如表 4 所示。

表 4 过度自信与资产配置（工具变量分析）

	d_stock	d_risky	stock_ratio	risky_ratio	safe_ratio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
over_conf	1.039 *** (0.053)	1.058 *** (0.050)	1.515 *** (0.502)	1.854 *** (0.586)	-0.298 *** (0.085)
其他控制变量	是	是	是	是	是
第一阶段 F 值	17.73	17.73	17.60	17.60	17.60
观测值	15 431	15 431	15 057	15 057	15 057

注：括号内为稳健性标准误，*** $p < 0.01$ 。

根据回归结果来看，第一阶段的弱工具变量检验 F 统计量均达到了 17，说明弱工具变量问题较小。工具变量估计显示，前文所述结果也基本成立，这也说明了过度自信和自估的风险承担能力之间存在显著的关联。

五、稳健性检验⁶

(一) 过度自信的不同测量指标

本节尝试使用不同的估值方法计算住房资产实际价值。第一种方法涉及 Hedonic Model, 其原理是基于房屋的物理特征(住房面积、房间数量、区位朝向等)、住房所在社区周边环境等因素分析各个变量对资产价值的影响系数, 达到估计住房资产价值的目的, 在 Windsor *et al.* (2014)、Kuzmenko and Timmins (2011) 等人的研究中, 均采用了同样的模型。结合调查问卷, 本文的价值决定方程所使用的特征变量包括: 房屋产权形式、获得住房的方式、房龄、房屋投资的收益率、周边住房价格、购房价格、房间数量、住房面积、楼层数、距市中心距离等。购房价格这一变量反映了住房的初始特征, 很好地捕捉了住房价值决定方程中可能存在的遗漏变量。同时, 由于自估价值存在一定的主观成分, 住房价值决定方程中同时控制了户主特征、家庭特征和受访者特征。基于该模型估算出住房资产的实际价值 $[\log(\text{real value}) (\text{hedonic})]$ 替换式(1)中的 $\log(\text{real value})$ 这一变量, 同时构建另一过度自信的指标 $[\text{over_confi}(\text{hedonic})]$ 。

第二种方法使用社区房价增长率进行计算。虽然同一社区不同住房由于地理位置、朝向、结构等的差异, 其价值也有所不同, 但假设同一社区的不同住房房价增速基本一致, 那么基于购房价格, 结合房价增速就能计算现值。

由于中国住房市场商品化改革自 1998 年全面开展, 我们将分析样本限定到 1999 年及之后购房的城镇家庭, 使用购房时期的价格计算社区的房价增长率, 再基于各个家庭购房期间的价值计算当前的实际价值 $[\text{real value}(\text{anul gth})]$, 进而获得另一过度自信的指标 $[\text{over_confi}(\text{anul. gth})]$ 。使用 Probit/Tobit 和 IV-Probit/IV-Tobit 进行回归, 回归结果进一步说明了本文结论的稳健性。

(二) 认知能力、金融知识和金融可得性

如果过度自信一定程度上反映了个人特征, 那么过度自信对资产配置的影响很可能源于个人的认知能力和金融知识。为了解决这一顾虑, 我们在模型(1)、模型(2)的基础上控制认知能力和金融知识, 观测是否影响主要结论。

关于认知能力, 问卷调查中并没有直接进行测量, 但是访员会对受访者的能力进行评价, 例如评价受访者能否听懂问卷、是否需要详细解释等,

⁶ 限于篇幅, 本部分的回归结果未展示, 有需要的读者可向作者索取。

该类问题能部分捕捉受访者的认知水平；在金融知识方面，我们参考前人文献（尹志超等，2014），根据受访者是否上过金融类的课程、平时是否关注金融/经济信息来描述个人是否有金融知识⁷。进一步地，尹志超等（2015）的研究发现了金融可得性对家庭资产配置的重要作用。参考尹志超等（2015）的设定方式，本文稳健性检验中使用每个小区所有家庭存款开户银行的家数来衡量金融可得性。

我们发现即使考虑了个人的认知能力、金融知识和金融可得性，过度自信对风险市场的参与和风险资产配置的影响同样存在，相比表2、表3、表4所对应的回归系数，系数大小变化并不明显。

（三）样本拆分和信息掌握程度

在调查过程中，并非所有住户对调查问题都能准确回答（包括对家庭住房价值的估计）。为了获得尽可能完整的信息，对于不能/不愿准确回答的问题，调查问卷中加入了该问题的估计区间，受访者可在各个区间进行选择，后期数据处理依据一定的统计原理对这类区间进行拟合，从而得到该问题的估计值。因此依据住房价值所计算的过度自信指标包含了拟合时所产生的误差，而且准确汇报真实价值和汇报区间的受访者也存在质的差异。本文将样本进行拆分，剔除不愿回答自有住房价值、只回答估计区间的家庭（约8.9%）。结果表明，前文结论依然稳健，过度自信和风险市场参与程度依然存在显著的正相关关系，而家庭金融资产结构中的无风险资产比重更低。

除此之外，另一顾虑在于受访者对家庭信息的掌握程度影响估计的准确性。如果受访者对家庭信息不了解，在回答相关问题时较多以区间的方式进行回答，将导致过度自信指标同时含有受访者对信息了解不够而出现的偏误。我们使用了受访户对问卷所有问题的区间应答数量作为控制变量，在回归中用该变量控制受访者对家庭信息的了解程度。回归结果显示，在控制对家庭信息的掌握程度后，过度自信对资产配置的影响和前文基本一致。

六、进一步讨论

（一）过度自信指标是否合理

一个值得讨论的问题是：本文构建的过度自信指标是否合理，是否仅仅为禀赋效应的体现？

首先，我们分析禀赋效应的定义。禀赋效应描述了个体对自有商品的过

⁷ 在调查问卷中，受访者被询问“如果将100元存入银行，银行年利率是4%，5年后的本金和利息应该是多少？”此外，受访者被询问“如果年利率是5%，通货膨胀率是3%，100元存入银行1年后能够购买到的东西将变多还是变少？”

高估值。随着时间的延长，个人对商品（尤其是住房）的各项物理特征已经适应，估值更高，旧房的禀赋效应程度应该强于新房；与此同时，只有一套住房的家庭的禀赋效应相比有多套住房的家庭更加明显。因此，如果本文构造的指标等于禀赋效应，可预期住房越老、住房越少的家庭，禀赋效应越大。

我们先按照家庭入住时间将样本分为六组，对核心指标进行描述；然后，我们根据家庭是否持有两套及以上的住房进行分组，同样对构造指标进行描述，结果见表 5。根据表 5 结果显示，家庭住房越新、有两套及以上住房的家庭，本文构造的指标均值越大，并且组间差异显著，这为本文指标并非禀赋效应提供了证据。

表 5 过度自信与禀赋效应

	入住年份分组					住房数量		
	≤1990 年	1991— 1995 年	1996— 2000 年	2001— 2005 年	2006— 2010 年	>2010 年	一套	≥两套
over_conf	-0.067	0.025	0.124	0.177	0.183	0.356	0.099	0.253
t 统计量	3.56***		2.85***		6.32***		6.39***	
观测值	2 423	1 726	3 099	3 226	3 482	1 527	12 873	2 869

注：t 统计量用于比较两组过度自信指标差异是否明显；*** $p<1\%$ 。

其次，我们分析个人的主观态度。如果过度自信描述了个人的主观态度，那么这一态度也将反映在个人的预期判断上。在 Puri and Robinson（2007）的研究中，过度乐观反映了个人的过度自信，我们因而从个人预期和过度自信的关系来判断本文指标的合理性。

在 CHFS 的调查中，2011 年的数据详细地搜集了个人的主观态度信息，询问了个人对利率、通货膨胀率和房价等因素的未来预期。本节以是否选择上升（上升一点或者很多）分别构造了关于利率、通货膨胀率和房价的乐观预期虚拟变量，同时综合这三类因素，构造了对上述三方面同时持有乐观态度的极度乐观虚拟变量。由于只有 2011 年的调查涉及主观预期的数据，为了保证样本的连贯性和分析的可比性，我们进一步将样本限定在 2011 年和 2013 年均受访的城镇家庭。结果表明，过度自信指标和乐观预期存在显著的正相关关系。因此，本文所构建的过度自信指标，描述了个人的心理特征。如果过度自信指标合理，理论上应观测到该指标和乐观预期的关联。

（二）风险偏好、投资多样性和家庭债务

如果过度自信和风险资产投资的正向关系确实成立，那么其重要的决定因素是什么呢？其是否对家庭存在其他方面的影响？本小节对假说 2 进行检验。

在表 6 的前两列使用受访户对风险彩票的选择作为被解释变量。如果过度自信对个体参与风险市场的影响是源于风险偏好的差异，可预期个人在进行选择时，将选择有较高风险、同时有较高收益的风险彩票。回归结果证实了这一猜想，选择风险彩票的概率和过度自信指标间的确存在显著正相关关系，影响系数约为 0.8%。这说明过度自信个体影响风险市场的参与，可能源于风险偏好的差异。

从投资多样性而言，我们观测家庭的实物资产投资，检验过度自信是否导致更多的投资性购房行为，同时观测过度自信个体其投资种类的多样性特征。本文使用家庭是否持有超过两套（含）住房定义家庭的住房投资行为。表 6 第（3）、（4）列汇报了这一回归结果。根据回归结果，过度自信和家庭的实物资产投资存在显著正相关关系，随着过度自信程度的增加，购买投资性住房的概率显著增加 1.1%。

在表 6 第（5）、（6）列，以家庭投资组合中风险资产种类数（diversify）进行定义，描述家庭在风险资产的配置多样性。根据回归结果，我们发现中国居民的风险资产多样性⁸和过度自信程度存在显著的正相关关系，随着过度自信程度的增加，风险资产的配置种类增多，这和 Polkovnichenko（2005）发现美国家庭股票投资多样性的结果也是一致的。

表 6 风险偏好与投资性多样性

	Y=风险彩票选择		Y=投资性住房		Y=风险资产多样性	
	Probit	边际效应	Probit	IV-Probit	Tobit	IV-Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
over_conf	0.027**	0.008**	0.011**	0.963***	0.140***	4.941***
	(0.012)	(0.004)	(0.003)	(0.052)	(0.028)	(1.154)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	15 611	15 611	15 611	15 431	15 611	15 431
R ²	0.0570	0.057	0.080		0.123	

注：括号内为稳健性标准误，** $p < 5\%$ ，*** $p < 1\%$ 。

综合前文结果，过度自信对投资行为的影响很可能是从对自我风险承担能力的认知偏差进行传导的，本节结果表明，过度自信个体的家庭资产，尤其是风险资产，呈现了多样性的特征。

无论是金融资产配置还是实物资产投资，都需要融资。在家庭永久性收入没有显著增加的前提下，增加投资可能涉及家庭外部融资，导致外部借贷需求显著增加。一个值得关注的问题是，家庭的融资选择是否存在明显的

⁸ 值得说明的是，风险资产种类的结果需要小心对待，在有风险资产的家庭中，大部分（约 90%）仅持有 1 种风险资产，仅有 10% 左右的家庭持有 2 种及以上的风险资产。

同？债务负担是否增加？

我们将家庭的融资行为分为正规金融借贷和非正规金融借贷，计算了家庭分别从正规金融渠道和非正规金融渠道获得的贷款规模，表 7 汇报了这一回归结果。

第（1）、（2）列分别使用是否有借贷活动（包括正规金融和非正规金融）和借贷规模（正规和非正规贷款规模）来衡量家庭的信贷需求。在第（3）、（4）列中，分别以是否从正规金融获得信贷和是否从非正规金融获得信贷作为被解释变量，用于描述过度自信对家庭融资选择偏好的差异；在第（5）、（6）列中，分别使用获得正规金融贷款和非正规贷款的规模（对数处理）作为被解释变量；在第（7）列的回归结果中，我们使用了债务总规模占收入比作为被解释变量。

表 7 融资选择与家庭债务

Panel A	bank/ nonbank loan	lloan_ amount	bank access	nonbank access	lbank_ amount	lnonbank_ amount	amount_ ratio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
over_conf	0.035** (0.015)	0.711*** (0.181)	0.111*** (0.018)	-0.009 (0.014)	1.724*** (0.279)	0.010 (0.239)	0.620*** (0.126)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	15 611	15 611	15 611	15 611	15 611	15 611	15 066
R ²	0.0925	0.0364	0.137	0.0924	0.0695	0.0401	0.0397
Panel B: 边际效应							
over_conf	0.012** (0.005)	0.711*** (0.181)	0.026*** (0.004)	-0.003 (0.005)	1.724*** (0.279)	0.010 (0.239)	0.620*** (0.126)

注：括号内为稳健性标准误；** $p < 5\%$ ，*** $p < 1\%$ 。

结合回归结果，过度自信和家庭的借贷需求间存在显著正向关系，过度自信家庭在风险资产和住房资产的较多投资，导致家庭有较高的信贷需求，借贷的行为更明显，而且借贷的规模也显著更大。我们发现家庭进行融资时更偏好正规金融 [第（3）列]，而对非正规金融的参与概率并无显著影响。而且第（5）、（6）列表明过度自信程度的增加伴随家庭正规信贷规模同时增加，而不影响非正规金融规模。第（7）列表明：过度自信程度较高的家庭，其家庭债务负担（杠杆率）更高，边际影响系数达到了 0.62。这些都支持了假说 2。过度自信个体在风险彩票选择方面符合本文预期，资产选择更加多样化；同时，这也给家庭带来了较多的债务负担。

（三）过度自信和投资策略

如果过度自信从心理层面映射到个人的行为，那么对风险资产的投资策

略是否有相应的影响？交易行为是否理性？我们从家庭投资组合中资产的风险分散程度和交易频率（结合股票收益情况）进行描述。股票的风险分散程度以家庭所持有股票只数和单只股票的投资金额（对数）进行定义（lstk_number, linput），衡量了个人在投资时风险的分散程度，股票只数越多，资产组合越分散，风险也越小；同时，使用每月的股票交易频次（freq）衡量交易行为的理性程度，交易频次越高（如果并未随之产生更高的收益的话），交易行为越不理性（Barber and Odean, 2001）。

表 8 汇报了这一结果，前三列使用 Tobit 模型进行回归⁹，而后三列使用工具变量进行 IV-Tobit 回归。结果显示，过度自信程度越高，家庭持有股票只数越多，但投资额度却越集中；过度自信程度越高，交易越频繁，但对风险资产收益的回归，并未发现这类家庭股票收益显著越高，从而反映出中国家庭投资行为中的非理性行为。

表 8 过度自信与风险资产投资/交易策略

	Tobit			IV-Tobit		
	lstk_number	linput	freq	lstk_number	linput	Freq #
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
over_conf	0.166*** (0.042)	0.151*** (0.050)	1.243*** (0.272)	4.674*** (1.150)	2.013*** (0.622)	42.402*** (9.843)
log (real value)	0.661*** (0.066)	0.562*** (0.141)	4.275*** (0.394)	1.846*** (0.334)	1.031*** (0.185)	15.583*** (2.840)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	15 611	15 611	15 611	15 431	15 431	15 431
R ²	0.129	0.105	0.0882	—	—	—

注：括号内为稳健性标准误；*** $p < 1\%$ 。

七、结 语

在中国金融市场有待进一步完善，上市公司信息披露有待进一步透明的背景下，过度自信投资者对于市场信息的过度反应可能导致其投资行为明显区别于理性投资者。本文从风险市场参与、过度自信的传导机制和影响、投资策略的差异等角度研究了过度自信对于家庭金融投资行为的影响。我们利用 CHFS（2011，2013）的微观调查数据，首先基于个体自估价值的偏误测量了个体的过度自信程度。经过内生性问题考虑、多种模型稳健性检验后，

⁹ 使用同样的模型设定，本文同时分析了对股票收益率的影响，使用受访者炒股以来的盈亏情况进行测量，限于篇幅，结果并未进行汇报。

我们发现,家庭的金融投资决策和个体的心理特征息息相关;我们还发现,过度自信个体更加偏好风险资产,产生了更多的家庭债务,投资中对信息过度敏感,更加不理性。

本文的分析从个人心理层面描述了过度自信对中国居民风险市场参与的影响,探究了影响金融市场参与的深层次原因,不仅从新的角度解释中国居民的风险资产配置行为,同时丰富了关于发展中国家居民投资行为特点的研究,为进一步推动中国完善金融市场,建立有序、透明的金融环境提供了微观基础。

参 考 文 献

- [1] Agarwal, S., “The Impact of Homeowners’ Housing Wealth Misestimation on Consumption and Saving Decisions”, *Real Estate Economics*, 2007, 35 (2), 135-154.
- [2] Agarwal, S., and B. Mazumder, “Cognitive Abilities and Household Financial Decision Making”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2013, 5 (1), 193-207.
- [3] Andersson, O., H. J. Holm, J. R. Tyran, and E. Wengstrom, “Risk Aversion Relates to Cognitive Ability: Preferences or Noise?”, *Journal of the European Economic Association*, 2016, 14 (5), 1129-1154.
- [4] Barber, B. M., and T. Odean, “Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment”, *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (1), 261-292.
- [5] Breuer, W., M. Riesener, and A. J. Salzmänn, “Risk Aversion vs. Individualism: What Drives Risk Taking in Household Finance?”, *European Journal of Finance*, 2014, 20 (5), 37-41.
- [6] Camarero, C., and D. Lovo, “Overconfidence and Excess Entry: An Experimental Approach”, *American Economic Review*, 1999, 89 (1), 306-318.
- [7] Christelis, D., T. Jappelli, and M. Padula, “Cognitive Abilities and Portfolio Choice”, *European Economic Review*, 2010, 54 (1), 18-38.
- [8] Cocco, J. F., F. J. Gomes, and P. J. Maenhout, “Consumption and Portfolio Choice over the Life Cycle”, *Review of Financial Studies*, 2005, 18 (2), 491-533.
- [9] Cole, S., A. Paulson, and G. K. Shastri, “Smart Money? The Effect of Education on Financial Outcomes”, *Review of Financial Studies*, 2014, 27 (7), 2022-2051.
- [10] Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, and U. Sunde, “Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability”, *American Economic Review*, 2010, 100 (3), 1238-1260.
- [11] Grinblatt, M., M. Keloharju, and J. Linnainmaa, “IQ and Stock Market Participation”, *Journal of Finance*, 2011, 66 (6), 2121-2164.
- [12] Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, “Trusting the Stock Market”, *Journal of Finance*, 2008, 63 (6), 2557-2600.
- [13] 郭士祺、梁平汉, “社会互动、信息集道与家庭股市参与——基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究”, 《经济研究》, 2014 年第 S1 期, 第 116—131 页。
- [14] Henriques, A., “Are Homeowners in Denial about Their House Values? Comparing Owner Perceptions with Transaction-Based Indexes”, Working Paper, 2013.
- [15] Huang, W., and M. Luo, “Overconfidence and Health Insurance Participation among the Elderly”, Working Paper, 2015.

- [16] 姜付秀、张敏、陆正飞、陈才东, “管理者过度自信、企业扩张与财务困境”, 《经济研究》, 2009 年第 1 期, 第 131—143 页。
- [17] Kinser, R., “The Bold and the Beautiful”, Working Paper, 2014.
- [18] Korniotis, G. M., and A. Kumar, “Cognitive Abilities and Financial Decisions”, in Baker, K. and J. Nofsinger (eds.), *Behavioral Finance: Investor, Corporations, and Markets*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2011.
- [19] Korniotis, G. M., and A. Kumar, “Do Portfolio Distortions Reflect Superior Information or Psychological Biases?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2013, 48 (1), 1-45.
- [20] Kuzmenko, T., and C. Timmins, “Persistence in Housing Wealth Perceptions: Evidence from the Census Data”, Working Paper, 2011.
- [21] 李涛, “社会互动、信任与股市参与”, 《经济研究》, 2006 年第 1 期, 第 34—45 页。
- [22] Malmendier, U., and G. Tate, “CEO Overconfidence and Corporate Investment”, *Journal of Finance*, 2005, 60 (6), 2661-2700.
- [23] Malmendier, U., G. Tate, and J. Yan, “Overconfidence and Early-Life Experiences: Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies”, *Journal of Finance*, 2011, 66 (5), 1687-1733.
- [24] Mobius, M. M., and T. S. Rosenblat, “Why Beauty Matters”, *American Economic Review*, 2006, 96 (1), 222-235.
- [25] Odean, T., “Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are above Average”, *The Journal of Finance*, 1998, 53 (6), 1887-1934.
- [26] Odean, T., “Do Investors Trade Too Much?”, *American Economic Review*, 1999, 89 (5), 1279-1298.
- [27] Polkovnichenko, V., “Household Portfolio Diversification: A Case for Rank-Dependent Preferences”, *Review of Financial Studies*, 2005, 18 (4), 1467-1502.
- [28] Puri, M., and D. T. Robinson, “Optimism and Economic Choice”, *Journal of Financial Economics*, 2007, 86 (1), 71-99.
- [29] Rooij, M. van, A. Lusardi, and R. Alessie, “Financial Literacy and Stock Market Participation”, *Journal of Financial Economics*, 2011, 101 (2), 449-472.
- [30] Trevelyan, R., “Optimism, Overconfidence and Entrepreneurial Activity”, *Management Decision*, 2008, 46 (7), 986-1001.
- [31] 王山慧、王宗军、田原, “管理者过度自信与企业技术创新投入关系研究”, 《科研管理》, 2013 年第 5 期, 第 1—9 页。
- [32] Windsor, C., G. L. Cava, and J. Hansen, “Home Price Beliefs in Australia”, Working Paper, 2014.
- [33] 吴卫星、汪勇祥、梁衡义, “过度自信、有限参与和资产价格泡沫”, 《经济研究》, 2006 年第 4 期, 第 115—127 页。
- [34] Xia, T., Z. Wang, and K. Li, “Financial Literacy Overconfidence and Stock Market Participation”, *Social Indicators Research*, 2014, 119 (3), 1233-1245.
- [35] 尹志超、宋全云、吴雨, “金融知识、投资经验与家庭资产选择”, 《经济研究》, 2014 年第 4 期, 第 62—75 页。
- [36] 尹志超、吴雨、甘犁, “金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择”, 《经济研究》, 2015 年第 3 期, 第 87—99 页。
- [37] 周铭山、孙磊、刘玉珍, “社会互动、相对财富关注及股市参与”, 《金融研究》, 2011 年第 2 期, 第 172—184 页。
- [38] 朱光伟、杜在超、张林, “关系、股市参与和股市回报”, 《经济研究》, 2014 年第 11 期, 第 87—101 页。

Overconfidence, Risk Preference and Portfolio Choice

—An Empirical Evidence from Chinese Urban Households

NAN GAO

(Zhongnan University of Economics and Law)

PINGHAN LIANG*

(Sun Yat-sen University)

QING HE

(Southwestern University of Economics and Finance)

Abstract We employ representative micro-data to study the effect of individual psychological bias on investment behavior. We construct individual overconfidence by measuring systematic bias when estimating self-owned housing value. Empirical evidence shows that 1 standard deviation increase in overconfidence is associated with 1.29% increase in the probability of participating in stock market, and 0.42 S.D. increase in risky assets holding. We also find that overconfident individuals tends to hold more risky assets, take more debt, concentrate investments in single firms, trade frequently. Our research helps to understand the determinant of risky market participation from the perspective of psychological factors.

Key Words over-confidence, risk preference, portfolio choice

JEL Classification G11, D10, D14

* Corresponding Author: Pinghan Liang, Center for Chinese Public Administration Research, School of Government, Sun Yat-sen University, Guangzhou, 510275, China; Tel: 86-20-84110942; E-mail: liangph5@mail.sysu.edu.cn.