

独生子女的资产配置

——基于信任和风险态度的预期及检验

陈刚

(西南政法大学 经济学院, 重庆 401120)

摘要: 中国曾经实行了30多年的独生子女政策,因此对独生子女成年之后的行为进行研究,具有重要的现实意义。在中国的“独生子女一代”逐渐成年并进入劳动力市场,成为社会各个领域中的中坚力量的社会背景下,独生子女政策所产生的长期经济影响可能是影响中国经济发展的关键。文章使用2010年中国家庭追踪调查(CFPS2010)和2011年中国家庭金融调查(CHFS2011)数据,实证评估了独生子女的资产配置行为,以揭示中国的独生子女政策对中国金融市场发展产生的深远影响。研究发现:(1)相比非独生子女,独生子女在资产配置活动中更加规避风险资产,具体表现为户主是独生子女的家庭,其投资股票的概率和持有股票的市值,都显著地低于户主是非独生子女的家庭。(2)独生子女之所以比非独生子女更规避风险资产,可能主要是源于缺乏兄弟姐妹的社会互动和资源稀释,使得独生子女比非独生子女更加不信任他人和更厌恶风险。(3)机制检验证实,户主的信任和风险偏好都显著提高了家庭投资股票的概率和持有股票的市值,且独生子女的确比非独生子女更加不信任他人,但却没有证据表明独生子女与非独生子女的风险态度存在显著的差异。上述结论意味着,独生子女更加规避风险资产的行为特征将对金融产品的市场结构造成显著冲击,因此相关政府部门需要密切关注和重视其中可能隐含的潜在风险和经济影响。

关键词: 独生子女;资产配置;信任;风险态度

中图分类号:F063.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2019)03-0034-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.03.003

一、引言

居民家庭拥有的金融产品和享有的金融服务,是一国金融产业最重要的组成部分。据调查,2011年中国居民家庭户均净资产为247万元,全部居民家庭拥有的净总资产已高达69.1万亿美元,比2010年美国居民家庭的净总资产(57.1万亿美元)还要高出21%,更是同年中国GDP总量的9.44倍。因此,厘清中国不同类型居民家庭的资产配置行为,不仅对政策当局的宏观金融政策的制订和修正,而且对微观金融企业的产品创新和经营策略调整,都有重要参考价值。

同时,中国是一个实行人口生育管制的国家。在过去的30多年里,为了控制过高的人口增速,中国实行了激进的“一对夫妻只生一个孩子”的独生子女政策。虽然中国在2015年已取消了独生子女政策,代之以全面实行的二孩政策,但中国在独生子女政策实施期间所出生的规模庞大的“独生子女一代”,现在已经逐渐成年并成为社会各领域中的中坚力量。据国际知名投行巴

收稿日期:2018-06-11

基金项目:第五批重庆市高校优秀人才支持计划项目“独生子女政策的长期社会经济影响研究”

作者简介:陈刚(1981-),男,四川内江人,西南政法大学经济学院教授、博士生导师。

黎百富勒的预测, 中国在 20 世纪 70 年代末到 80 年代初出生的独生子女总人数超过了 9 000 万, 1982—1998 年出生的独生子女总人数已接近 3.2 亿。^①那么, 成年之后的独生子女将会如何配置其金融资产? 独生子女与非独生子女的资产配置选择是否存在显著的差异? 上述问题便构成了厘清中国居民家庭资产配置行为的重要内容。

按照社会互动(*social interactions*)和资源稀释(*resource dilution*)理论, 由于缺少兄弟姐妹的社会互动和资源稀释, 独生子女可能在风险态度和信任等个性特征方面与非独生子女存在显著差异, 而风险态度和信任等个性特征对个体的资产配置行为有着重要的影响。首先, 社会互动理论指出, 与兄弟姐妹间的社会互动为青少年提供了社会化的发展环境, 有益于青少年的社交技能和心理发展(Dunn, 1988)。这意味着, 缺少与兄弟姐妹的社会互动, 可能使得独生子女比非独生子女更加不信任他人。其次, 资源稀释理论认为, 兄弟姐妹间的资源稀释效应也会影响独生子女的个性特征(Blake, 1981), 但存在正向和负向两个方面的影响: 一方面, 独生子女因为没有兄弟姐妹来稀释家庭资源(包括家庭财富、父母的关爱等), 其要求会更容易得到父母的满足, 这可能使得独生子女比非独生子女更有安全感、更自信, 以及有更好的智力能力; 但另一方面, 恰恰因为没有兄弟姐妹来稀释家庭资源并分散父母的投资风险, 独生子女也可能受到父母甚至是祖父母的过度关爱(溺爱), 并承担了父母过高的期望和成功压力, 进而对其个性特征的发展造成不利影响, 使得其更加厌恶风险。诸多经验证据积极回应了以上理论预期。Brown和 Grable(2014)使用 2010 年美国青年调查数据证实, 孩子出生次序显著影响了孩子的风险态度, 第一胎出生的孩子更厌恶风险; 独生子女的风险态度与第一胎出生的孩子相似, 即独生子女比非独生子女更厌恶风险。Cameron 等(2013)使用 421 位 1975—1983 年出生的中国居民为样本, 并以居民的出生年份作为独生子女的工具变量, 发现独生子女比非独生子女更不信任他人和更厌恶风险。

如果独生子女的确比非独生子女更厌恶风险和更不信任他人, 那么我们便能在理论上预期, 独生子女可能比非独生子女更加规避风险资产市场。首先, 在经典资产组合理论中, 更偏好风险的投资者参与风险资产市场的概率和风险资产的持有量都会更高。使用意大利和荷兰微观家庭数据的研究证实, 更高的风险偏好的确显著提高了居民家庭投资股票等风险资产的概率和投资额(Guiso 等, 2004, 2008)。其次, 投资者对他人的信任程度也会影响其风险资产市场的参与情况。因为金融合同实际上是一项交易契约, 即投资者以一定数额的当前资金作为投入, 以换取未来获得更多收入的承诺交易, 所以金融合同是典型的信用密集型契约, 金融合同的实现不仅取决于法律制度能否有效地保障契约各方的合法权益, 而且依赖于契约各方对彼此的信任程度。更重要的是, 投资者在投资风险资产时所面临的不确定性, 要远远高于投资非风险资产时的不确定性, 因此, 信任对投资者参与风险资产市场的影响更为重要。Guiso 等(2004)使用意大利的数据研究发现, 在有着高信任水平的地区, 当地居民的金融资产配置于现金的比例会较低, 而配置于股票等风险资产的比例会更高。使用荷兰居民家庭调查的微观数据, Guiso 等(2008)发现信任水平更低的投资者投资股票等风险资产的概率显著更低, 并且, 即便其投资了股票, 持有股票的市值也显著更少。

鉴于此, 本文使用 2010 年中国家庭追踪调查(CFPS2010)和 2011 年中国家庭金融调查(CHFS2011)数据, 实证评估了独生子女的资产配置行为, 并在以下两个方面对现有文献做出了贡献。首先, 本文可能是首篇评估独生子女资产配置的文献, 丰富了有关中国家庭资产配置的现有研究。现有研究中国居民家庭资产配置的文献, 重点讨论了户主的人口学特征(如户主的年龄、受

^① 数据来源: <http://finance.people.com.cn/GB/1045/3964145.html>。

教育程度、健康状况等)、户主的个性特征(如风险偏好、信任等)和家庭的社会学特征(如社会互动和拥有的社会网络等)对家庭参与风险资产市场和风险资产持有量的影响(王聪和田存志, 2012)。但是,目前还没有文献评估独生子女的资产配置行为。正如前文所述,中国在独生子女政策实施期间出生的规模庞大的独生子女一代已经陆续成年,这代独生子女的资产配置对中国家庭的资产配置结构有着重要的影响,而理清独生子女的资产配置行为毫无疑问是理解中国家庭资产配置结构的重要内容。

其次,本文评估成年之后的独生子女与非独生子女的资产配置差异,极大地补充并完善了研究中国独生子女政策的社会经济影响的文献。独生子女政策作为一项激进的生育控制政策,自实施以来便备受学术界和政策部门的关注。现有研究发现,独生子女政策使得中国的人口生育率和增长率得到了有效控制,进而提高了人均储蓄和新生人口的质量,在短期内促进了人均经济增长(Rosenzweig 和 Zhang, 2009)。但随着时间的推移,独生子女政策对中国经济的负面影响也逐渐显现并日趋严峻。首先,独生子女政策造成了劳动力规模的减少和人口的老龄化问题(Peng, 2011),进而在推高工资、降低储蓄率、加重养老负担等多个方面对中国经济增长造成压力。其次,独生子女政策还加剧了中国男女性别比例的失衡(Li 等, 2011),男女性别比失衡则进一步增加了男性在婚恋市场上的竞争,这不仅导致犯罪率的急剧上升(Edlund 等, 2013),而且显著推高了房价的上涨(Wei 等, 2012)。此外,也有文献讨论了独生子女在青少年时期的性格特征等社会化特征(风笑天, 2000),以及独生子女在成年之后的风险偏好、信任、竞争精神等个性特征是否与非独生子女存在显著差异(Cameron 等, 2013)。但迄今为止,尚未有文献对独生子女成年之后的行为(包括资产配置行为)进行研究,而这些问题恰恰可能是独生子女政策在今后很长一段时期内影响中国经济的关键所在。因为随着独生子女一代逐渐成年并进入劳动力市场,他们已经在社会各个领域成为了中坚力量。

二、数据和方法

(一)数据

本文使用了2010年中国家庭追踪调查(CFPS2010)和2011年中国家庭金融调查(CHFS2011)两套全国范围内的大规模微观调查数据,以评估独生子女的资产配置行为。其中,CFPS2010涵盖了中国大陆25个省份14960个家庭户,CHFS2011涵盖了25个省份的8438个家庭户。鉴于本文关注的是家庭金融资产的配置,因此,我们只从以上两套数据中提取了城市家庭中家庭身份为户主且年龄介于18—65周岁间的受访者。因为在中国这样一个以家庭为基本社会单元且崇尚权威的社会中,户主对家庭金融资产配置的影响远远比其他家庭成员更有决定性。本文把估计独生子女资产配置的基准方程设定为如下形式:

$$\text{风险资产}_j = \alpha_0 + \alpha_1 \text{独生子女}_j + \Pi \text{协变量}_j + \mu_j \quad (1)$$

其中,下标 j 表示家庭(个体) j , Π 是方程中协变量的回归系数矩阵, μ 是随机扰动项。回归方程的右边是反映家庭配置风险资产情况的变量,本文选择了以下三个变量衡量家庭参与风险资产市场的情况:一是,家庭是否持有股票的虚拟变量;二是,家庭持有股票市值的对数;^①三是,家庭持有股票市值占家庭总资产的比例。本文之所以以股市参与情况代理风险资产市场的参与情况,主要原因在于股票是中国居民家庭持有的最主要风险资产。虽然受访样本中也有部分家庭持有债券、基金等风险资产,但中国居民家庭持有这些风险资产的数量和规模都非常有限。按照以上

^① 为了增加样本量,对于那些没有股票账户的家庭,这个变量的赋值为0。

界定, *CFPS2010* 调查样本中有 9.7% 的样本家庭持有股票, 居民家庭持有股票市值为 2.25 万元左右, 取对数后的均值为 13.816, 股票市值占家庭资产总额的比重为 3.9%。 *CHFS2011* 调查样本中有 14.3% 的样本家庭持有股票, 家庭持有股票市值大概是 2.99 万元, 取对数后的均值为 1.095, 股票市值占家庭总资产的比重为 9.3%。 *CFPS2010* 和 *CHFS2011* 调查样本中家庭的股市参与情况存在较为明显的差异, *CFPS2010* 调查样本中家庭的股票持有率和持有股票市值占家庭总资产的比例都低于 *CHFS2011* 调查样本, 以上差距可能主要是因为两套调查数据的抽样方法是不同的, 以及当前相关研究对家庭资产进行分类和界定也有所差异。

本文研究的是独生子女的资产配置行为, 因此本文的核心解释变量是反映户主的独生子女身份的虚拟变量。 *CFPS2010* 和 *CHFS2011* 中都包括对受访居民的兄弟姐妹数的调查, 没有兄弟姐妹的受访居民自然被认定为独生子女。 *CFPS2010* 调查样本中居民的独生子女率是 8.4%, *CHFS2011* 调查样本中居民的独生子女率为 9.8%。但如果只考虑 1980 年及之后出生的受访居民, *CFPS2010* 调查样本中居民的独生子女率高达 31.28%, *CHFS2011* 调查样本中居民的独生子女率也高达 29.84%。

为了尽可能地避免回归方程的遗漏变量偏误, 我们还在方程中控制了其他可能影响家庭资产配置行为的户主个人特征和家庭特征变量。其中, 户主个人特征变量包括户主是否为男性、是否为汉族、是否为城镇户籍与是否为中共党员, 以及户主的年龄及年龄平方、受教育程度、婚姻状况和是否有金融业的从业经验等变量; 家庭特征变量包括家庭是否拥有自有房产、家庭总收入、家庭资产等变量。^①

接下来, 我们比较了各变量均值在独生子女与非独生子女群体间的差异。^②结果显示, 在 *CFPS2010* 和 *CHFS2011* 调查中, 户主是独生子女的家庭比户主是非独生子女的家庭具有更高的持有股票比例和持有股票的市值, 但 *T* 检验并未拒绝两者之差为 0 的原假设; 同时, 户主是独生子女的家庭与户主是非独生子女的家庭持有的股票市值占家庭总资产的比例也不存在显著差异。但是, 简单的均值差异 *T* 检验尚不足以得出独生子女与非独生子女的资产配置没有显著差异的结论, 因为独生子女与非独生子女在其他个体和家庭特征上的差异可能会造成他们的资产配置结果趋同。

的确, 我们对其他变量的均值比较检验显示, 样本中的独生子女与非独生子女在年龄、教育、户籍、婚姻状况、就业行业、家庭住房和收入等方面都存在非常显著的差异。其中, 独生子女的年龄显著地小于非独生子女的年龄, 非独生子女的年龄在 *CFPS2010* 调查中要比独生子女的年龄年长 5 周岁左右, 而在 *CHFS2011* 中年长近 8 周岁, 这主要是因为独生子女政策实施之后出生的个体为独生子女的概率, 要比政策实施之前的个体为独生子女的概率更高, 进而拉低了独生子女的平均年龄。

独生子女比非独生子女有更高的受教育水平, 这与我们的理论预期一致。这是因为独生子女没有兄弟姐妹与其竞争和分散家庭资源, 使得独生子女一般会比非独生子女享有更多的投资于教育的家庭资源, 进而有更高的受教育水平。独生子女中拥有城镇户籍的比例要远高于非独生子女, 因为中国的独生子女政策事实上并非完全的“一刀切”政策, 其在城市得到了更为严格

① 其中, 年龄是居民在受访时的周岁年龄; 受教育程度赋值为 1-8 的整数, 分别对应“没上过学”“小学”“初中”“高中”“大专”“大学本科”“硕士研究生”和“博士研究生”等由低到高的教育层次; 婚姻状况包括有配偶和离异两个虚拟变量; *CHFS2011* 调查中没有家庭总收入的调查项目, 我们则以家庭总支出来近似替代, 且其同 *CFPS2010* 调查中的家庭总收入一样, 都以对数形式进入回归方程; 家庭资产是以扣除股票后的家庭资产衡量的, 回归时也取其自然对数。

② 限于篇幅, 本文没有以数据表的形式给出各变量均值在独生子女与非独生子女群体间的差异, 若有需要可向作者索取。

地执行。但在农村,大多数省份都规定,第一孩是女孩的夫妻可以再生一个;云南、青海、宁夏、新疆和海南等省份则规定农村居民可以生育两个小孩;西藏的农牧民则没有生育数量的限制(陈刚和卫艳青,2017)。

独生子女与非独生子女在婚姻状况和拥有住房等方面也有显著的差异,独生子女中有配偶的比例和住房的比例都比非独生子女更低,主要原因可能是独生子女的平均年龄比非独生子女更低,使得独生子女结婚并为此购买了住房的人数比例要低于非独生子女中的相应人数比例。另外,户主是独生子女的家庭,家庭收入显著高于户主是非独生子女的家庭,并且独生子女在金融行业就业的人数比例,也要高于非独生子女在金融行业中的就业比例。上述差异可以由独生子女比非独生子女有更高的受教育水平来解释,因为有更高受教育水平的独生子女可能更容易进入金融业等高收入行业,并获得了更高的收入回报。*CHFS2011*调查中,独生子女家庭的资产显著高于非独生子女家庭的资产,主要原因可能是独生子女比非独生子女接受了更多的来自父辈的资产馈赠等经济支持。

(二)方法

在回归方程(1)中,虽然我们已尽可能地控制了其他可能影响家庭风险资产市场参与的户主个体特征和家庭特征变量,但依然可能遗漏了某些同时影响家庭风险资产市场参与和户主独生子女身份的变量。例如,由于数据的限制,我们并未在回归方程(1)中纳入户主父母的政治身份信息,但父母的政治身份不仅可能影响户主是独生子女的概率,而且可能影响户主家庭的投资决策和资产配置。现有研究发现,父母的政治身份对子女的职业选择和收入都有显著的影响(杨瑞龙等,2010),进而可能影响子女家庭的风险资产市场的参与情况。同时,中国的计划生育政策在体制内部门的执行比在体制外部门的执行更为严格,按照中国《人口与计划生育法》的规定:“违反计划生育政策,将会被征收社会抚养费,是国家工作人员的,还要给予行政处分,其他人员还要给予纪律处分。”因此,拥有政治身份的父母如果违反了独生子女政策,其遭受的惩罚远比不拥有政治身份的父母更为严厉,以致其生育二孩的成本更高,其子女为独生子女的概率也相应更高。

如果我们的上述担忧的确存在,那么回归方程(1)中的独生子女变量与随机扰动项就是相关的,使用普通最小二乘法(*OLS*)估计方程并不能得到独生子女变量回归系数 α_1 的无偏和一致估计量。此时,如果要得到独生子女变量回归系数 α_1 的一致估计量,则需要为个体的独生子女身份寻找有效的工具变量,并使用工具变量方法估计方程。

在本文中,我们从中国全面实行独生子女政策的时间和独生子女政策实施强度在地理空间上的变化等方面,选择了3个反映中国独生子女政策实施情况的变量,并以此构造个体独生子女身份的工具变量。具体而言,我们选择了超生罚款额(*finer*)、生育名额(*birth quota*)和独生子女政策之后出生等3个反映中国独生子女政策实施情况的变量。其中,超生罚款额和生育名额是以中国各省份为观测单元,它们都是由Ebenstem(2011)构造的,并常被现有文献用以衡量独生子女政策在中国各省份的执行力度(如Wei等,2012)。不难理解,在有着更高超生罚款额和更低生育名额的地区,独生子女政策的执行力度往往更强,进而将会提高当地的独生子女率。而独生子女政策之后出生则是一个以微观个体为观测单元的虚拟变量,如果个体是在独生子女政策实施之后出生的(1979年之后出生),则该变量赋值为1;反之,则该变量赋值为0。显然,在独生子女政策实施之后出生的个体为独生子女的概率,要高于独生子女政策实施之前出生的个体。Cameron等(2013)在评估独生子女与非独生子女个性特征差异的研究中,便使用了这个变量作为个体独生子女身份的工具变量。接下来,我们通过估计如下方程得到个体独生子女身份的工具变量:

$$\text{独生子女}_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{超生罚款额}_i + \beta_2 \text{生育名额}_i + \beta_3 \text{政策后出生}_{ij} + \beta_4 \text{超生罚款额}_i \times \text{政策后出生}_{ij} + \beta_5 \text{生育名额}_i \times \text{政策后出生}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中,下标 i 和 j 分别表示第 i 个省份的个体 j , ε 是随机扰动项。使用 *Probit* 模型方法估计回归方程(2),我们可以得到第 i 个省份中的个体 j 为独生子女的概率的预测值,并以此作为个体独生子女身份的工具变量。显而易见,超生罚款额、生育名额和政策后出生这 3 个反映独生子女政策实施情况的变量对个体的独生子女身份有着显著的影响,因此,通过回归方程(2)得到的工具变量也将显著影响个体的独生子女身份。同时,独生子女政策对当前居民家庭的资产配置并不具有直接的影响,它只可能通过影响户主的独生子女身份,进而间接地影响当前居民家庭的资产配置。更为重要的是,独生子女政策与回归方程(1)中可能遗漏掉的影响家庭资产配置的微观个体和家庭层面的因素无关,因此,通过回归方程(2)得到的工具变量对于回归方程(1)而言具有很强的外生性。

三、独生子女的资产配置: 实证分析

(一) 基准回归

表 1 报告了 *Probit* 和 *OLS* 回归的结果。在以 *CFPS2010* 调查为样本的回归结果中(列(1)–列(3)),独生子女变量的边际效应和回归系数都显著为负,这意味着户主是独生子女的家庭投资股票的概率和股票投资额都比户主是非独生子女的家庭更低。具体而言,户主是独生子女的家庭比户主是非独生子女的家庭投资股票的概率要低 1.7% 左右,投资股票的市值要少 31.8 个百分点左右,投资股票市值占家庭总资产的比例要低 1.1 个百分点左右。列(4)–列(6)是 *CHFS2011* 调查样本的回归结果,虽然独生子女变量的显著性水平较之前 3 列降低了,但系数符号仍然为负,这同样意味着户主是独生子女的家庭投资股票的概率和股票投资额都比户主是非独生子女的家庭更低。其中,户主是独生子女的家庭比户主是非独生子女的家庭投资股票的概率要低 1.5% 左右,投资股票的市值要低 11.8 个百分点左右,投资股票市值占家庭总资产的比例要低 2.6 个百分点左右。以上结果支持了我们的理论预期,即独生子女在资产配置活动中比非独生子女更加规避风险资产。对此可能的解释是,由于缺少兄弟姐妹的社会互动和资源稀释,独生子女可能比非独生子女更加厌恶风险和更不信任他人,而风险态度和信任则都显著地影响了投资者的风险资产市场参与情况。

表 1 独生子女的资产配置: 基准回归

	CFPS2010			CHFS2011		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	持有股票	股票市值	股票占比	持有股票	股票市值	股票占比
独生子女	-0.017*** (0.007)	-0.318*** (0.112)	-0.011* (0.006)	-0.015 (0.012)	-0.118 (0.106)	-0.026* (0.014)
男性	-0.019*** (0.005)	-0.255*** (0.062)	-0.014*** (0.005)	0.007 (0.011)	-0.049 (0.096)	0.004 (0.013)
汉族	0.028 (0.018)	0.216 (0.282)	0.017* (0.009)	0.007 (0.025)	0.240 (0.398)	-0.021 (0.025)
年龄	0.006** (0.003)	0.095 (0.056)	0.006* (0.003)	0.010** (0.004)	0.110** (0.046)	0.008* (0.004)

续表 1 独生子女的资产配置：基准回归

	CFPS2010			CHFS2011		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	持有股票	股票市值	股票占比	持有股票	股票市值	股票占比
年龄平方	-0.0001** (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.0001* (0.000)	-0.0001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.0001* (0.000)
城镇户籍	0.037*** (0.004)	0.287*** (0.086)	0.016*** (0.004)	0.081*** (0.007)	0.589*** (0.126)	0.055*** (0.011)
中共党员	0.008 (0.010)	0.132 (0.139)	-0.001 (0.007)	0.008 (0.010)	0.139 (0.115)	-0.004 (0.014)
教育	0.027*** (0.002)	0.401*** (0.088)	0.015*** (0.004)	0.022*** (0.004)	0.284*** (0.064)	0.013*** (0.004)
有配偶	0.012 (0.012)	-0.011 (0.293)	-0.001 (0.012)	0.022** (0.011)	0.172 (0.197)	0.015 (0.019)
离异	-0.001 (0.021)	-0.120 (0.369)	-0.010 (0.014)	0.058** (0.027)	0.550 (0.334)	0.056** (0.022)
金融业	0.059 (0.042)	1.667** (0.805)	0.067 (0.044)	0.078** (0.033)	1.384*** (0.365)	0.027 (0.028)
自有住房	0.004 (0.008)	0.143 (0.108)	0.002 (0.005)	0.038*** (0.010)	0.452*** (0.136)	0.037** (0.014)
收入	0.017*** (0.002)	0.228*** (0.048)	0.007*** (0.003)	0.062*** (0.007)	0.587*** (0.120)	0.044*** (0.009)
资产	0.0004 (0.0006)	0.006 (0.009)	-0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.010 (0.009)	0.001 (0.001)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.257	0.144	0.101	0.210	0.137	0.107
观察值	5 218	5 186	4 928	4 089	3 972	2 551

注：***、**和*分别表示通过了1%、5%和10%的显著性检验；括号中的数值是经过省份层面聚类修正的稳健性标准差；为了方便对结果的解释，在居民是否持有股票虚拟变量的回归中，本表报告的是各变量在均值处的边际效应。下同。

其他变量的估计结果显示，户主的年龄显著影响了家庭的风险资产市场参与情况，随着年龄的增长，家庭投资股票的概率和投资股票的市值也相应地增加。对此可能的解释是，家庭的财富是随着户主年龄的增长而不断积累的，这意味着家庭的风险承担能力和负担风险资产市场进入成本的能力都将会随着户主年龄的增长而增加，进而提高了家庭投资股票等风险资产的概率和投资额。对于有城镇户籍的户主，其家庭投资股票的概率和投资额都显著更高，可能的原因是城镇居民比非城镇居民有更多的收入和财富，进而有更强的能力以负担进入风险资产市场的参与成本，以及有更高的风险承担能力。另外，城镇居民比非城镇居民更容易获取股票等风险资产市场的参与信息可能也是重要原因。

在CHFS2011调查中，户主的婚姻状况（有配偶和离异）对家庭的风险资产市场参与有显著的影响，原因可能是与他人的联姻有助于放松家庭的融资约束，并且扩展了家庭的社会网络和信息获取渠道。户主的受教育程度显著地提高了家庭投资股票的概率和投资额，因为接受更多

的教育提高了个体的认知能力,及其收集和分析风险资产投资信息的能力(Grinblatt等,2011)。当然,教育也可能通过提高家庭的收入,进而促进家庭风险资产市场的参与。但是,由于我们在方程中已经控制了家庭收入变量,因此此处教育对家庭风险资产市场参与的促进效应,就可能主要是由教育提高了个体的认知能力带来的。户主是金融业从业人员的家庭具有更高的投资股票的概率和投资额,因为金融业从业人员具备更多的金融理财知识,而金融知识有助于投资者更好地收集和分析风险资产的投资信息,进而促进家庭的风险资产市场参与(Van Rooij等,2011)。

自有住房对家庭投资股票的概率和股票投资额的影响,在CFPS2010调查中不显著,在CHFS2011调查中则有显著为正的影响。虽然有理论指出,房产等非流动性资产对家庭参与风险资产市场具有“挤出效应”,即房产投资降低了家庭参与风险资产投资的概率和投资额(Cocco等,2005)。但是,拥有房产也意味着家庭承担和抵御投资风险的能力更强,因此拥有自有住房的家庭投资风险资产的概率和投资额都更高,这在逻辑上也是可以接受的解释。王聪和田存志(2012)使用2007年北京奥尔多投资研究中心的城市家庭资产组合调查数据研究后也发现,房产持有比例对家庭的股市参与具有显著的正向影响。收入显著提高了家庭投资股票的概率和投资额,主要原因是,参与股市等风险资产市场需要耗费一定的固定成本,因而收入增长显著促进了家庭的风险资产市场参与。

(二)工具变量方法估计

正如前文所指出的,独生子女变量很可能是回归方程(1)中的内生变量。如果事实的确如此,那么表1中的回归结果就是有偏且非一致的。因此,我们将按照之前设计的识别策略,使用工具变量方法估计独生子女的资产配置。我们先使用Probit模型方法估计回归方程(2),进而预测得到个体独生子女身份的工具变量。方程估计结果显示,^①超生罚款额、生育名额和政策后出生等3个反映独生子女政策的变量都显著影响了个体的独生子女身份,其中,超生罚款额显著提高了个体是独生子女的概率,生育名额显著降低了个体是独生子女的概率,独生子女政策实施之后出生个体为独生子女的概率也显著更高。同时,对于在独生子女政策实施前后两个时期出生的个体而言,超生罚款额和生育名额对他们的独生子女身份的影响在CHFS2011调查中存在显著的差异。

在得到独生子女的工具变量之后,我们使用工具变量方法估计了回归方程(1)(结果见表2)。^②结果显示,独生子女变量的回归系数在CFPS2010调查中(列(1)–列(3))都是负的,虽然显著性水平较之表1下降了,但在列(2)和列(3)中依然通过了10%的显著性检验,说明户主是独生子女的家庭持有股票的市值及其占家庭资产的比例都显著低于户主是非独生子女的家庭。同时,独生子女变量的回归系数在CHFS2011调查中(列(4)–列(6))也如预期一样为负,且至少能通过5%的显著性检验,说明户主是独生子女的家庭不仅投资股票的概率显著低于户主是非独生子女的家庭,而且其投资股票的市值也显著低于户主是非独生子女的家庭。总而言之,工具变量方法估计也印证我们的理论预期,即在家庭资产的配置过程中,独生子女可能的确比非独生子女更加规避风险资产。

① 限于篇幅,本文没有汇报回归方程(2)的估计结果,若有需要可向作者索取。

② 在工具变量方法的第一阶段回归中,工具变量提高了个体是独生子女的概率,且都通过了1%的显著性检验,说明工具变量并不是个体独生子女身份的弱工具变量。限于篇幅,本文没有汇报第一阶段的回归结果。另外,Lewbel等(2012)指出,当Probit回归方程中的内生解释变量为虚拟变量时,使用工具变量方法估计Probit模型无法得到回归系数的一致且有效的估计量,一个替代的选择是使用工具变量线性概率模型方法估计方程。因此,本文遵照Lewbel等(2012)的建议,使用工具变量线性概率模型方法估计了户主的独生子女身份对其家庭投资股票概率的影响。

表2 独生子女的资产配置:工具变量方法估计

	CFPS2010			CHFS2011		
	(1)持有股票	(2)股票市值	(3)股票占比	(4)持有股票	(5)股票市值	(6)股票占比
第一阶段回归						
工具变量	0.672*** (0.208)	0.693*** (0.082)	0.664*** (0.083)	0.824*** (0.128)	0.831*** (0.083)	0.694*** (0.098)
第二阶段回归						
独生子女	-0.020 (0.079)	-0.637* (0.455)	-0.091* (0.059)	-0.331*** (0.093)	-3.536*** (1.254)	-0.398** (0.148)
男性	-0.031*** (0.007)	-0.250*** (0.062)	-0.013*** (0.004)	0.006 (0.015)	0.036 (0.112)	0.017 (0.016)
汉族	0.030 (0.031)	0.229 (0.297)	0.020* (0.010)	0.020 (0.028)	0.272 (0.368)	-0.017 (0.021)
年龄	0.012 (0.008)	0.085 (0.060)	0.004 (0.003)	0.000 (0.008)	-0.023 (0.095)	-0.006 (0.009)
年龄平方	-0.0001 (0.000)	-0.0008 (0.001)	-0.0000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.0002 (0.001)	0.0001 (0.000)
城镇户籍	0.032*** (0.009)	0.297*** (0.090)	0.018*** (0.005)	0.091*** (0.016)	0.799*** (0.149)	0.078*** (0.015)
中共党员	0.023 (0.017)	0.124 (0.140)	-0.003 (0.007)	0.006 (0.015)	0.025 (0.118)	-0.017 (0.016)
教育	0.042*** (0.008)	0.403*** (0.088)	0.016*** (0.004)	0.040*** (0.006)	0.352*** (0.065)	0.020*** (0.004)
有配偶	0.010 (0.032)	-0.031 (0.282)	-0.005 (0.008)	0.041*** (0.014)	0.197 (0.144)	0.008 (0.016)
离异	-0.004 (0.037)	-0.141 (0.356)	-0.014 (0.012)	0.066*** (0.023)	0.486 (0.302)	0.046** (0.020)
金融业	0.165** (0.073)	1.678** (0.800)	0.069 (0.044)	0.131*** (0.038)	1.424*** (0.376)	0.043 (0.030)
自有住房	0.012 (0.013)	0.149 (0.108)	0.004 (0.005)	0.049** (0.018)	0.550*** (0.174)	0.048** (0.017)
收入	0.024*** (0.005)	0.227*** (0.049)	0.007** (0.003)	0.062*** (0.015)	0.522*** (0.137)	0.043*** (0.010)
资产	0.0005 (0.0008)	0.006 (0.008)	-0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.145 (0.009)	0.001 (0.001)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	5 218	5 186	4 928	4 089	3 972	2 551

四、模型扩展:信任、风险态度与资产配置

按照前文中提出的理论预期,由于缺少兄弟姐妹的社会互动和资源稀释,独生子女可能比非独生子女更加厌恶风险和更不信任他人,进而使得独生子女比非独生子女更加规避风险资产市场。之前的回归说明,户主是独生子女的家庭投资股票的概率和投资股票的市值,的确都显著地低于户主是非独生子女的家庭。但是,这背后的理论机制尚未得到检验,即风险态度和信任是否影响了家庭的资产配置,以及独生子女是否真的比非独生子女更加厌恶风险和更不信任他人。因此,接下来我们将评估户主的信任和风险态度对家庭风险资产市场参与的影响,并检验独生子女与非独生子女在信任和风险态度等个性特征方面是否存在显著的差异。

(一)信任和风险态度对资产配置的影响

虽然CFPS2010调查并未包含信任问题的调查,但在2012年对第一轮调查样本家庭进行了追访,成功追访到了第一轮调查中的8 086户家庭,追访问卷包含了反映受访者信任水平的问题。因此,我们以CFPS2010调查为基础,将2012年追访调查中关于信任调查的问题与其匹配,并从追访调查中提取了2个刻画受访者信任水平的变量,即一般信任和陌生信任。^①同时,CHFS2011

①一般信任来自受访者对“一般来说,您认为大多数人是可信的,还是和人相处要越小心越好”这个问题的回答。若受访者选择“大多数人是可信的”,一般信任则赋值为1;反之,若选择“要越小心越好”,一般信任则赋值为0。陌生信任来自受访者对“您对陌生人的信任程度如何”这个问题的回答,赋值是0-10的整数,其中,0表示非常不信任,10表示非常信任。

调查包含了反映受访者风险态度的相关问题,我们从中提取了3个变量衡量受访者的风险态度,即金融风险、系安全带和闯红灯,更高的赋值对应着更高的风险偏好。^①

在整理并得到衡量户主信任水平和风险态度的变量之后,我们将户主的信任和风险态度纳入回归方程(1)。表3中的列(1)—列(3)报告了在方程中纳入信任之后的回归结果,其中,户主的一般信任和陌生信任都显著提高了家庭持有股票的概率和持有股票的市值。具体而言,与选择了和人相处“要越小心越好”的户主相比,选择“大多数人是可信的”的户主,其家庭投资股票的概率要高1.5%左右,持有股票的市值要高18.2%左右,持有股票市值占家庭总资产的比重要高0.9%左右;同时,户主对陌生人的信任程度每增加一个标准差(2.104),家庭投资股票的概率将提高0.4%左右,持有股票的市值将增长6.5%左右。而且,在纳入户主的信任水平之后,独生子女变量的回归系数均变得不再显著了,这意味着信任水平的差异可能是造成独生子女与非独生子女的资产配置有显著差异的重要原因。

表3 信任和风险态度对资产配置的影响

	CFPS2010			CHFS2011		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	持有股票	股票市值	股票占比	持有股票	股票市值	股票占比
独生子女	0.011 (0.159)	-0.571 (1.202)	-0.091 (0.070)	-0.353*** (0.103)	-3.766*** (1.313)	-0.403*** (0.153)
一般信任	0.021* (0.010)	0.171** (0.068)	0.009** (0.003)			
陌生信任	0.005*** (0.002)	0.037** (0.017)	-0.0003 (0.0008)			
金融风险				0.038*** (0.006)	0.348*** (0.060)	0.026*** (0.005)
系安全带				0.003 (0.008)	0.007 (0.085)	0.006 (0.007)
闯红灯				0.010 (0.010)	0.066 (0.083)	0.004 (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.168	0.147	0.091	0.107	0.057	0.117
观察值	3 909	3 856	3 655	4 027	3 910	2 529

列(4)—列(6)报告了在方程中纳入风险态度之后的回归结果,其中,户主的金融风险偏好显著促进了家庭风险资产市场的参与,以系安全带和闯红灯等行为衡量的风险偏好对家庭风险资产市场参与的影响并不显著。若户主的金融风险偏好上升一个标准差(1.245),其家庭投资股票的概率将会提高3.36%左右,持有股票的市值将会增加38.71%左右,持有股票市值占家庭总资产的比重也会提高2.99%左右。同时,在方程中纳入户主的风险态度之后,独生子女的回归系数

① 金融风险来自受访者对“如果您有一笔资产,您愿意选择哪种投资项目”这个问题的回答,赋值是1—5的整数,分别对应“不愿意承担任何风险”“略低风险、略低回报”“平均风险、平均回报”“略高风险、略高回报”和“高风险、高回报”等风险由低到高的投资项目;系安全带来自受访者对“平时坐车或开车时,您是否会经常注意系好安全带”这个问题的回答,赋值是1—3的整数,分别对应“是”“看情况”和“否”等答案;闯红灯来自受访者对“您在过马路时,是否严格遵守红绿灯交通规则”这个问题的回答,赋值是1—4的整数,分别对应“总是遵守”“偶尔不遵守”“看情况”和“偶尔能遵守”等答案。

仍然在 1% 的显著性水平上为负,且系数绝对值较之表 1 中的列(4)–列(6)并未发生明显的变化,这意味着风险态度并不能解释独生子女与非独生子女的资产配置差异。

(二)独生子女的信任和风险态度

接下来,本文使用工具变量方法进一步估计独生子女的信任和风险态度(见表 4)。在信任方程的回归中(列(1)与列(2)),独生子女变量的边际效应和回归系数符号都为负,并在列(2)中通过了 10% 的显著性检验,说明独生子女比非独生子女更不信任他人,特别是独生子女对陌生人的信任程度要显著地低于非独生子女。上述结果符合社会互动理论对此的预期(Dunn, 1988),即非独生子女在与兄弟姐妹的社会互动中可以习得各项社交技能,包括形成更信任他人的个性,但独生子女在成长过程中却缺少与兄弟姐妹互动的发展环境,进而使得独生子女对陌生人的信任程度比非独生子女更低。就本文的研究而言,上述发现也说明,独生子女比非独生子女更不信任他人,可能是造成独生子女比非独生子女更加规避风险资产的重要机制。

表 4 独生子女的信任和风险态度

	信任		风险态度		
	(1)一般信任	(2)陌生信任	(3)金融风险	(4)系安全带	(5)闯红灯
独生子女	-0.063 (0.256)	-1.596* (0.921)	0.360 (0.414)	0.270 (0.239)	0.177 (0.353)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.066	0.022	0.154	0.084	0.039
观察值	3 909	3 925	4 049	4 060	4 080

另外,如果按照资源稀释理论的预期(Blake, 1981),由于没有兄弟姐妹来竞争和稀释家庭资源,独生子女还可能比非独生子女有更低的容忍程度。但是,我们对个体风险偏好的估计却并不支持上述预期(列(3)–列(5)),因为独生子女变量的回归系数在风险偏好方程中都未能通过统计上的显著性检验,在以金融风险、系安全带和闯红灯等行为衡量个体风险偏好的方程中都是如此,这说明独生子女与非独生子女的风险偏好可能并不存在显著差异。同时,这意味着独生子女与非独生子女的风险资产配置差异并不能以两者的风险态度差异来解释。

五、结论性评述

使用 2010 年中国家庭追踪调查和 2011 年中国家庭金融调查数据,本文系统评估了独生子女的资产配置行为。研究发现,户主是独生子女的家庭投资股票的概率和持有股票的市值都显著地低于户主是非独生子女的家庭,意味着独生子女比非独生子女在资产配置中更加规避风险资产。独生子女之所以比非独生子女更加规避风险资产,可能是因为他们从小就缺少兄弟姐妹的社会互动和资源稀释,从而造成了独生子女比非独生子女更不信任他人和更厌恶风险的个性。进一步的机制检验发现,户主的信任和风险偏好的确都显著地促进了家庭的风险资产市场参与,且独生子女也的确比非独生子女更不信任他人,但却没有证据表明独生子女与非独生子女的风险态度有显著的差异。

中国曾经实行了 30 多年的“一对夫妻只生一个孩子”的独生子女政策。现在,中国的独生子女政策已经退出了历史舞台,但独生子女政策对中国经济的影响并未由此消除。其中,独生子女政策实施期间出生的规模庞大的独生子女一代,现在已经陆续成年并在各个领域成为中坚力量,因此这代独生子女成年之后的行为将在很长一段时期内都会对中国经济产生重要影响。本

文可能是首篇系统评估独生子女资产配置行为的文献,这对理清中国家庭的资产配置行为是极有益的完善和补充。在政策层面,独生子女更加规避风险资产的行为特征,意味着微观金融企业可能需要重视独生子女的资产配置特征,并有针对性地创新和营销适宜独生子女资产配置特征的金融产品,这将有益于微观金融企业的经营绩效提升。同时,随着规模庞大的独生子女一代陆续成年,他们更加规避风险资产的行为特征将对金融产品的市场结构造成显著冲击,因此独生子女政策对金融产品市场结构可能造成的影响,可能是值得进一步研究的问题,而政策当局也需密切关注和重视金融产品结构的变化可能隐含着的潜在风险,及其对宏观金融经济政策造成的影响。

最后,如果独生子女与非独生子女的信任等个性特征的确存在差异,那么独生子女与非独生子女的行为差异可能就不仅仅体现在资产配置活动中。因为独生子女与非独生子女的个性特征差异还可能对他们的职业选择、时间配置、亲社会行为等市场选择行为造成影响,所以理清独生子女与非独生子女在上述市场选择行为中的差异可能也是值得进一步研究的课题。

主要参考文献:

- [1]陈刚,卫艳青. 独生子女的“体制内”就业偏向——来自 CHFS2011 的经验证据[J]. 制度经济学研究, 2017, (3): 177-197.
- [2]风笑天. 独生子女青少年的社会化过程及其结果[J]. 中国社会科学, 2000, (6): 118-131.
- [3]王聪,田存志. 股市参与、参与程度及其影响因素[J]. 经济研究, 2012, (10): 97-107.
- [4]杨瑞龙,王宇锋,刘和旺. 父亲政治身份、政治关系和子女收入[J]. 经济学(季刊), 2010, (3): 871-890.
- [5]Brown J M, Grable J E. Sibling position and risk attitudes: Is being an only child associated with a person's risk tolerance?[J]. Journal of Financial Therapy, 2014, 5(2): 19-36.
- [6]Cameron L, Erkal N, Gangadharan L, et al. Little emperors: Behavioral impacts of China's one-child policy[J]. Science, 2013, 339(6122): 953-957.
- [7]Cocco J F. Portfolio choice in the presence of housing[J]. The Review of Financial Studies, 2005, 18(2): 535-567.
- [8]Dunn J. Sibling influences on childhood development[J]. The Journal of Child Psychology and Psychiatry, 1988, 29(2): 119-127.
- [9]Ebenstem A. Estimating a dynamic model of sex selection in China[J]. Demography, 2011, 48(2): 783-811.
- [10]Edlund L, Li H B, Yi J J, et al. Sex ratios and crime: Evidence from China[J]. The Review of Economics and Statistics, 2013, 95(5): 1520-1534.
- [11]Grinblatt M, Keloharju M, Linnainmaa J. IQ and stock market participation[J]. The Journal of Finance, 2011, 66(6): 2121-2164.
- [12]Guiso L, Sapienza P, Zingales L. The role of social capital in financial development[J]. The American Economic Review, 2004, 94(3): 526-556.
- [13]Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Trusting the stock market[J]. The Journal of Finance, 2008, 63(6): 2557-2600.
- [14]Lewbel A, Dong Y, Yang T. Comparing features of convenient estimators for binary choice models with endogenous regressors [J]. Canadian Journal of Economics, 2012, 45(3): 809-829.
- [15]Li H B, Yi Y J, Zhang J S. Estimating the effect of the one-child policy on the sex ratio imbalance in China: Identification based on the difference-in-differences[J]. Demography, 2011, 48(4): 1535-1557.
- [16]Peng X Z. China's demographic history and future challenges[J]. Science, 2011, 333(6042): 581-587.
- [17]Rosenzweig M R, Zhang J S. Do population control policies induce more human capital investment? Twins, birth weight

- and China's "one-child" policy[J]. *The Review of Economic Studies*, 2009, 76(3): 1149–1174.
- [18] Van Rooij M, Lusardi A, Alessie R. Financial literacy and stock market participation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2): 449–472.
- [19] Wei S J, Zhang X B, Liu Y. Status competition and housing prices[R]. NBER Working Paper No. 18000, 2012.

The Only-Child's Portfolio Allocation in China: Expectations and an Empirical Investigation Based on Trust and Risk Attitudes

Chen Gang

(School of Economics, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China)

Summary: Over the past 30 years, China has implemented a radical one-child policy for a couple to control overpopulation growth. Although China abolished the one-child policy in 2015 and replaced it with a comprehensive two-child policy, the massive one-child generation, which born during the one-child policy, has grown into adulthood and become a pillar of society in all spheres. So how will the only-child in adulthood allocate portfolio, and whether there is a difference between the portfolio of the only child and the non-only-child? These problems have become an important part of clarifying the assets of Chinese householders' portfolio allocation.

Based on the CFPS2010 and CHFS2011 data, this paper investigates the only-child's portfolio allocation and finds that: householders headed by the only-child are significantly less likely to invest in stocks and hold a market value than householders headed by the non-only-child, and it is still valid after the instrumental variable method is used to overcome the endogenous bias. This means that the only-child is more risk-averse than the non-only-child in portfolio allocation.

The main causes may be that, because of lacking social interaction and resource dilution from siblings, the only-child is more averse to risks and tends to trust others less than the non-only-child. Furthermore, the empirical test finds that householders' trust and risk preference significantly improve risky asset market participation, and it is proved that the only-child trusts others significantly less than the non-only-child, but there is no significant difference between the only-child and the non-only-child in risk attitudes.

This paper may be the first literature to investigate the only-child's portfolio allocation, which not only enriches the research on Chinese householders' portfolio allocation, moreover, but also greatly supplements the literature on the socioeconomic impact of China's one-child policy. At the policy level, the only-child is more risk-averse, which means that micro-financial enterprises may need to pay attention to the portfolio allocation of the only-child, and target at innovative and marketing financial products to meet the needs of the only-child. At the same time, with the large-scale only-child growing up, their behavioral characteristics of more risk-averse may have a significant impact on the market structure of financial products. Therefore, policy authorities may also need to pay close attention to risks which are implied in the changes of the financial structure, as well as its impact on macroeconomic policies.

Key words: only-child; portfolio allocation; trust; risk attitude

(责任编辑 景行)