

## 子女性别与家庭金融资产选择

梁斌 陈茹\*

**摘要** 以往研究重点关注父母对子女的代际传递，但越来越多的学者开始关注子女是否会反过来塑造父母的行为和决策。本文利用中国微观调查数据，检验子女性别如何塑造家庭金融资产选择及其作用机制。结果表明：子女性别会影响家庭金融资产选择，受传宗接代等传统观念的影响，男孩会通过“为儿买房”机制增加家庭储蓄率、减少风险资产投资；由于女儿对父母提供的代际支持相对更多，女孩家庭参与养老和医疗保险的概率相对男孩家庭更低。

**关键词** 子女性别，金融资产选择，代际支持

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.10

### 一、引言

大量研究表明，父母和由他们所塑造的家庭环境十分重要，会在潜移默化中影响子女的成长和行为（Black and Smith, 2006；Ma, 2019）。然而，越来越多的学者发现，子女也会反过来影响父母的行为和决策，如部分学者发现，子女数量会影响家庭投资决策（Ge *et al.*, 2018；樊纲治和王宏扬, 2015）。受传统文化影响，儿子被认为是家族传承的重要工具，并扮演着不可替代的作用（Ebenstein, 2014），这种强烈的“男孩偏好”根植于传统文化中。因此，除子女数量外，子女性别是否会影响家庭金融资产选择？本文针对这一问题，利用中国微观调查数据，研究子女性别如何塑造家庭金融资产选择及其作用机制。

一方面，在中国家庭中，延续家族血脉、实现传宗接代的观念十分普遍（张川川和马光荣, 2017），而儿子正是家族传承和兴盛的基础（Arnold and Liu, 1986）；此外，“养儿防老”是中国人传统的养老方式（梁若冰, 2019），在金融市场不够发达的情况下，父母将未来养老问题更多地寄托在子女尤其是儿子的身上（郭庆旺等, 2007）。这些因素都导致中国家庭有着强烈的男孩

\* 梁斌、陈茹，内蒙古大学经济管理学院。通信作者及地址：梁斌，内蒙古呼和浩特市赛罕区大学西路 235 号内蒙古大学经济管理学院，010021；电话：(0471)4990702；E-mail: hellobin@126.com。本文受到教育部人文社会科学研究规划基金项目（21XJA790003）和国家社会科学基金一般项目（21BJY013）的资助。作者感谢主编和两位匿名审稿人提出的宝贵意见，感谢第二十届中国经济学年会金融学分论坛段忠东教授、岳鹏鹏博士等的点评和建设性意见。文责自负。

偏好,进而导致男女性别比失衡(康传坤等,2020),加剧了婚姻市场竞争压力。而住房在婚姻的缔结中有着相当重要的影响(方丽和田传浩,2016),中国家庭普遍由男方承担购买结婚住房的任务(杨赞等,2014),住房成为男性娶妻的必需品(陆方文等,2017),婚姻市场的激烈竞争显著增加了男方家庭的购房压力(Chen,2014)。因此,为了增强其在婚姻市场中的竞争力,家庭需要提前进行更多储蓄,即Wei and Zhang(2011)提出的竞争性储蓄机制。另外,男性是中国家族网络的核心,在金融市场不完备的传统社会中,家庭把男孩作为金融产品进而实现资产的跨期配置(陈志武,2015)。鉴于此,父母为帮助儿子成家立业和购房结婚,会增加家庭储蓄,投资会更加谨慎,不愿意冒险选择风险资产(唐珺和朱启贵,2008;蓝嘉俊等,2018)。因此,子女性别可能会通过传统观念影响家庭的金融资产选择。

另一方面,子女性别影响家庭金融资产选择,也可能是因为预期男孩未来能为家庭带来更高的经济回报(Basu,1989),还能更好地为父母提供养老保障(Ebenstein and Leung,2010)。另外,现实生活中女儿被看作是一种特殊的保险,在一定程度上增加了父母对老年生活的安全感。同时,女儿参与父母养老的现象已经越来越普遍,相较于儿子来讲,女儿越来越能够向父母提供更多支持(Xie and Zhu,2009;许琪,2015;郑丹丹和狄金华,2017),女儿在娘家的经济、资源和家庭福利等方面扮演的角色越来越重要(唐灿等,2009)。因此,这些因素也会在一定程度上影响家庭的金融资产选择。

本文利用2017年中国家庭金融调查(CHFS)和中国时间利用调查(CTUS)数据,用子女性别的代理变量“第一胎子女性别”和“男孩占比”作为解释变量,从微观主体视角研究子女性别如何塑造家庭金融资产选择,并且在此基础上对可能的机制和解释进行了检验。本文的研究结果表明:子女性别会影响家庭金融资产选择。首先,男孩偏好下的“为儿买房”机制是男孩影响家庭金融资产选择的重要原因。家庭为了给男孩买房,以增强其在婚姻市场中的竞争力,会增加家庭储蓄、减少风险资产投资,且这一影响机制只存在于传宗接代等传统文化影响较强的地区,同时这一机制并不影响家庭的保险参与。其次,相对儿子来讲,女儿对父母提供的经济支持、生活照料和情感支持等代际支持更多,从经济和照料陪伴等方面给了父母对未来老年生活更多的安全感,因此拥有女儿的家庭主动参与养老和医疗保险的概率相对更低。此外,本文检验了加里·S·贝克尔(Gary S. Becker)所提出的财产倒逼动机,发现拥有更多的金融资产从而倒逼子女的代际支持不是子女性别影响家庭金融资产选择的原因(Becker,1974)。

与已有研究相比,本文的贡献可能体现在以下两个方面:首先,本文利用中国微观数据,研究子女性别对家庭金融资产选择的影响,丰富了人口结构影响家庭资产选择的文献,为优化家庭资产选择提供了一定的理论依据;其次,本文识别了子女性别对家庭金融资产选择影响的“代际支持”作用机

制，并排除了贝克尔提出的财产倒逼动机，为家庭金融中的部分典型事实提供了不同视角的解释，拓展了相关研究。

本文余下部分安排为：第二部分为文献综述，第三部分为数据说明与描述性统计，第四部分和第五部分分别为子女性别对家庭金融资产选择影响的实证检验和机制检验，第六部分为结论。

## 二、文献综述

家庭如何进行金融资产配置，如是否参与金融市场及如何选择风险资产，是家庭金融研究的核心问题之一（Campbell, 2006）。受传统文化影响，中国家庭对子女进行抚养、教育投入，以及为其成家购房、创业等进行投资都成为家庭必需的投入，同时“养儿防老”等传统赡养方式也会对家庭资产配置行为产生巨大影响。

越来越多的学者开始关注子女因素如何影响父母的行为与决策，目前文献主要讨论子女数量如何影响家庭金融资产选择（Banerjee *et al.*, 2010; Ge *et al.*, 2018; 樊纲治和王宏扬, 2015）。通常来说，随着家庭子女数量的增加，家庭储蓄会减少，而保险需求会增加（Neher, 1971; Chang, 2004）；同时，家庭会积累更多资产，并且更加谨慎地进行投资行为（Ferrara, 2003），更倾向于投资低风险且多样化的资产来确保资产安全，即子女数量增多会使家庭减少风险投资（史代敏和宋艳, 2005）；而有研究表明家庭内少儿人口占比越高，金融市场参与程度及风险资产配置比重越高，这是因为家庭认为抚养子女是一种“投资”行为，为了给孩子创造良好的环境更愿意承担风险（蓝嘉俊等, 2018）。

中国作为一个具有两千年儒家文化传统的国家，男孩偏好深深地植根于中国人的文化价值观中，传统观念认为，儿子是家族传承和兴盛的基础（Arnold and Liu, 1986）。费孝通（2008）认为只有男性才是中国家族网络的核心，在金融市场不完备的传统社会中，金融产品的匮乏使得医疗、养老等诸多保险都只能通过家庭等社群网络而不是非人格化的外部金融市场实现（陈志武, 2015），因此男孩作为金融产品也参与到家庭的资产选择中，子女性别会在很大程度上影响家庭金融资产决策。随着经济社会的发展，家庭抚养子女的成本变得越来越高，在这种家庭经济决策模型下，子女性别对家庭的储蓄（Deolalikar and Rose, 1998）和风险投资行为起到重要的决定性作用，且这种影响与家庭中子女的婚姻息息相关。中国传统家庭为了使儿子能够成功娶妻，会尽量储存更多的财富，这就会导致家庭存在竞争性储蓄现象（Wei and Zhang, 2011），同时这也是计划生育政策导致中国储蓄率较高的其中一个原因（周俊山和尹银, 2011），儿子能够在更大程度上影响家庭的储蓄行为和决策。同样地，有研究表明家庭中未婚成员人数的增加能显著地提高家庭

储蓄率,且未婚男性对家庭储蓄率的影响程度要大于未婚女性(苏华山等,2016)。而子女性别对家庭风险资产投资影响的方向则与储蓄相反,家庭出于为儿子结婚买房的动机,会降低风险资产投资(吴卫星和李雅君,2016;蓝嘉俊等,2018)。

“养儿防老”是中国人传统的养老方式,父母将未来养老问题寄托在子女身上(郭庆旺等,2007),因此,这种养老模式也会在一定程度上决定家庭金融资产选择。已有研究表明,子女性别会影响父母的参保意愿,尤其是男孩会对家庭参保行为和决策产生更大的影响(肖应钊等,2011)。国内外关于人身保险需求的研究已有很多,并且可以将影响保险需求的因素大致分成两大类:人口因素和经济因素,其中人口因素包括年龄、性别、婚姻状况、老年赡养率和幼儿抚养比等;经济因素包括收入、储蓄、金融发展水平和社保覆盖情况等(钟春平等,2012)。一方面,有些学者认为男孩会使得居民养老保险参与程度更低,二者之间呈现负相关关系。中国居民在意愿生育性别方面,无养老保险的居民更偏好于生育男孩,而医疗保险则对居民意愿生育的子女性别无明显偏好,即中国家庭存在传统的“养儿防老”的观念(张兴月和张冲,2015)。此外,农村地区传统的“养儿防老”的家庭养老观念和社会养老保险的缺失是导致我国农村地区高生育率和出现严重的男孩偏好的重要原因(张川川等,2017)。因此,在农村地区推行社会养老保险项目,有助于降低农村人口对“养儿防老”的需求(Zhang,2015)。而另一方面,石绍宾等(2009)研究发现,若家庭中儿子越多,则农民越倾向于参加农村社会养老保险,即男孩反而会使得居民更多地参与养老保险。

综上所述,目前的文献主要研究人口结构如何影响家庭金融资产选择,部分文献从男孩偏好角度出发分析了中国竞争性的储蓄现象。本文依据中国家庭微观调查数据,探讨子女性别对中国家庭金融资产选择的影响及其可能的机制,丰富了相关文献,力图对我国当代社会现实背景下的家庭金融资产选择展开探索性研究。

### 三、数据说明与描述性统计

#### (一) 数据说明

本文的数据主要来自2017年中国家庭金融调查<sup>1</sup>,此外,在机制检验部

---

<sup>1</sup> 中国家庭金融调查(CHFS)主要由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展调查,收集了中国家庭在人口统计、劳动力市场表现、收入等方面的详细信息。该调查于2011年开始试点,样本规模为8438户,该调查此后每隔一年进行一次。2017年CHFS的样本规模增加到40011户,样本覆盖中国内地除西藏和新疆以外的所有省级单位。CHFS数据采用科学、随机的抽样方式,调查数据具有良好的代表性,数据质量较高。

分，还使用了2017年中国时间利用调查<sup>2</sup>数据，下面对主要变量进行说明。

### 1. 被解释变量

本文参照张大永和曹红(2012)的划分标准，将用于分析的被解释变量“家庭金融资产”分为：家庭储蓄率、风险资产和保险参与三类。

首先，参考已有文献，使用三种计算方法测算家庭储蓄率(尹志超和张诚，2019)，并将储蓄率1和储蓄率2作为主要回归结果，储蓄率3作为稳健性检验。其中储蓄率1=(家庭收入-家庭消费)/家庭收入；储蓄率2=(家庭收入-家庭消费-(教育支出+医疗支出))/家庭收入；储蓄率3= $\ln(\text{家庭收入}) - \ln(\text{家庭消费})$ 。家庭收入包括财产性、工资性、转移性和经营性收入；家庭消费包括食品、日用品、通信费、文化娱乐、交通费等非耐用消费品。

其次，本文研究家庭风险资产的被解释变量为：风险资产占比和股票资产占比，其中风险资产占比为风险资产占金融资产的比例，股票资产占比为股票资产占金融资产的比例。风险资产包括：股票、基金、金融债券、企业债券、金融衍生品、金融理财产品、外汇、黄金等。<sup>3</sup>

最后，本文用于研究家庭保险参与的被解释变量为：养老保险和医疗保险。利用CHFS数据，考察户主是否会主动购买养老保险和医疗保险(不包括企业和事业单位提供的保险)，以更加真实地反映子女性别如何影响家庭的保险参与决策和行为。其中“养老保险”为虚拟变量，若户主主动购买养老保险<sup>4</sup>为1，否则为0；“医疗保险”为虚拟变量，若户主主动购买医疗保险<sup>5</sup>为1，否则为0。

### 2. 解释变量

本文用于分析的解释变量为子女性别，具体用“第一胎子女性别”和“男孩占比”来衡量。《论语·为政》有言：“吾十有五而志于学，三十而立”。对中国人来说，30岁是立身、立业、立家的年纪，因此本文将样本设定为有30岁及以下子女的家庭，此外，为避免由已婚子女导致的对家庭金融资产选择产生的估计偏差，本文只对有未婚子女的家庭进行考察。中国家庭对子女

<sup>2</sup> “时间利用调查”定量统计个体在一个特定时段如何花费其时间，是调查人们时间资源配置的标准方法。2017年中国时间利用调查(CTUS)的样本是从2017年中国家庭金融调查(CHFS)的4万户样本家庭中随机抽取的1.2万户家庭。本次调查共搜集到中国内地地区除新疆、西藏外的29个省份的30591名受访者的有效时间日志，对全国、全国城镇、全国农村均有代表性，应答率为75%左右。

<sup>3</sup> 考虑到保险性质特殊，无法界定清晰家庭保险的具体持有额，此处的金融资产计算包括：风险资产、现金、股票账户现金、政府债券、活期存款和定期存款。

<sup>4</sup> 包括新型农村社会养老保险、城镇居民社会养老保险、城乡统一居民社会养老保险和商业人寿保险。

<sup>5</sup> 包括城乡居民基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险、新型农村合作医疗保险、个人购买的商业医疗保险、社会互助和企业补充医疗保险。

的性别选择往往不会在第一胎上进行,所以可以认为第一胎子女的性别具有很强的外生性(杨菊华,2006;Ebenstein,2010;Chen *et al.*,2013;殷浩栋等,2018)。参照已有文献,本文采用了“第一胎子女性别”作为子女性别的代理变量,并将“第一胎子女性别”设定为虚拟变量,当家庭中户主的第一胎子女性别为男时取1,否则取0(吴晓瑜和李力行,2011;林莞娟和赵耀辉,2014;陆方文等,2017)。此外,为使本文的结论更加可靠,参考杨菊华(2006)、郑磊(2013)、宋月萍和宋正亮(2016)等的研究,将“男孩占比”定义为户主的30岁及以下未婚儿子占其未婚孩子总数的比例,以此作为子女性别的另一个代理变量。

### 3. 控制变量

参照以往文献,本文选取的控制变量包括个体特征变量:户主年龄、年龄的平方、户主性别、户主健康状况、户主婚姻状况、户主金融知识、户主风险态度、户主是否从事个体工商业;家庭特征变量:房产总价值、年收入、存款账户余额、是否拥有自有住房;地区特征变量:样本家庭所在地区的房价、人均GDP以及市级固定效应。

本文关注子女性别对家庭金融资产选择的影响,为避免异常值影响,将家庭总收入小于0的样本剔除,并将家庭储蓄率上下限设为100%和-200%(尹志超和张诚,2019),同时剔除户主年龄不在16—60周岁的样本家庭(宗庆庆等,2015)以及没有未婚孩子的家庭(陆方文等,2017),最终得到的样本量为12371个。

## (二) 描述性统计

表1为描述性统计,由表1可知家庭第一胎为男孩的比例为55%左右;家庭中未婚男孩占家庭未婚孩子总数的57.9%;中国家庭储蓄率目前仍处于较高水平;风险资产占比和股票资产占比分别为6.1%和2.5%;主动购买养老保险和医疗保险的家庭分别为40%和61%;家庭中未婚孩子的数量平均为1.37个;家庭成员人数平均为3.93人;户主的平均年龄在44岁左右;83.9%的户主为男性;89.9%的户主自评健康状况为良好;95.1%的户主婚姻状况为已婚;能正确回答金融知识的个数平均为0.5个;大部分人为风险厌恶者;有19.8%的户主从事个体工商业;房产总价值平均为90万元;家庭年收入平均为13万元;存款账户余额平均为6万元;85.2%的家庭拥有自有住房;家庭所在城市的平均房价是1.27万元;样本所在地区的人均GDP平均为7.12万元。

表1 描述性统计

| 变量名称                | 均值     | 标准差    | 最小值  | 最大值   |
|---------------------|--------|--------|------|-------|
| 第一胎子女性别             | 0.557  | 0.497  | 0    | 1     |
| 男孩占比                | 0.579  | 0.443  | 0    | 1     |
| 储蓄率1                | 0.257  | 0.517  | -2   | 1     |
| 储蓄率2                | 0.106  | 0.641  | -2   | 1     |
| 风险资产占比              | 0.061  | 0.183  | 0    | 1     |
| 股票资产占比              | 0.025  | 0.106  | 0    | 1     |
| 养老保险                | 0.404  | 0.491  | 0    | 1     |
| 医疗保险                | 0.612  | 0.487  | 0    | 1     |
| 孩子总数                | 1.365  | 0.591  | 1    | 7     |
| 家庭规模                | 3.931  | 1.375  | 1    | 17    |
| 户主年龄                | 44.551 | 7.749  | 18   | 60    |
| 户主性别                | 0.839  | 0.368  | 0    | 1     |
| 户主健康状况              | 0.899  | 0.300  | 0    | 1     |
| 户主婚姻状况              | 0.951  | 0.217  | 0    | 1     |
| 户主金融知识              | 0.532  | 0.622  | 0    | 3     |
| 户主风险态度 <sup>6</sup> | 0.491  | 0.704  | 0    | 2     |
| 户主是否从事个体工商业         | 0.198  | 0.399  | 0    | 1     |
| 房产总价值(万元)           | 90.03  | 180.76 | 0    | 2350  |
| 年收入(万元)             | 13.33  | 23.70  | 0    | 500   |
| 存款账户余额(万元)          | 6.11   | 17.80  | 0    | 400   |
| 是否拥有自有住房            | 0.852  | 0.355  | 0    | 1     |
| 房价(万元)              | 1.27   | 1.37   | 0.05 | 5.76  |
| 人均GDP(万元)           | 7.12   | 3.80   | 1.10 | 16.74 |

注：括号内为相应单位，其中人均GDP和房价来源于各市统计年鉴。

<sup>6</sup> 使用问题“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目？”来衡量风险态度。该问题要求受访者从“1. 高风险、高回报项目；2. 略高风险、略高回报项目；3. 平均风险、平均回报项目；4. 略低风险、略低回报项目；5. 不愿意承担任何风险”中进行选择。我们定义选择1、2的受访者为风险偏好者，选择3的受访者为风险中立者，选择4、5的受访者为风险厌恶者，并分别赋值2-0。

#### 四、子女性别与家庭金融资产选择

首先,为考察子女性别对家庭储蓄率的影响,本文将模型设定为:

$$Saving_i = \alpha_0 + \alpha_1 child_i + \alpha_2 X_i + \epsilon_i. \quad (1)$$

模型(1)中, $Saving_i$ 为被解释变量,表示家庭*i*的储蓄率; $child_i$ 为解释变量,表示家庭*i*的子女性别; $X_i$ 是控制变量,包括个体特征变量、家庭特征变量和地区特征变量; $\epsilon_i$ 为随机误差项。

本文利用普通最小二乘法(OLS)对模型(1)进行估计,表2第(1)–(2)列分别报告了家庭子女性别对两种家庭储蓄率影响的回归结果,相较于储蓄率1,储蓄率2不包含教育支出和医疗支出。总体来说,表2前两列的回归结果显示,家庭子女性别对家庭储蓄率的影响全部为正,并且在1%的水平上显著,说明男孩会显著增加家庭储蓄率,第一胎为男孩的家庭储蓄率1增加3.34%,储蓄率2增加5.16%。<sup>7</sup>

接下来,本文考察子女性别对家庭风险资产投资的影响,由于风险资产占比和股票资产占比是截断数据,因此本文使用Tobit模型分析子女性别对家庭风险资产投资的影响:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 child_i + \alpha_2 X_i + \epsilon_i. \quad (2)$$

模型(2)中, $y_i$ 表示家庭*i*的风险(股票)资产占比。表2第(3)–(4)列报告了子女性别对家庭风险资产投资影响的回归结果,其中被解释变量分别为风险资产占比和股票资产占比,子女性别的系数全部为负,且在统计上显著,表明家庭中的男孩会使得家庭进行的风险资产投资减少,第一胎为男孩的家庭风险资产占比减少4.46%,股票资产占比减少5.92%。<sup>8</sup>

最后,本文考察了子女性别对家庭保险参与决策的影响,将模型设定为:

$$Probit(Insurance_i = 1) = \alpha_1 child_i + \alpha_2 X_i + \epsilon_i. \quad (3)$$

模型(3)中, $Insurance_i$ 为被解释变量,且为虚拟变量,取1时表示家庭*i*中户主主动购买了养老(医疗)保险,否则为0。

<sup>7</sup> 受篇幅所限,未报告“男孩占比”的结果,以“男孩占比”为解释变量时,储蓄率1和储蓄率2的回归系数分别为:0.0314(0.01)和0.0536(0.01),即男孩占比增加100%时,家庭储蓄率1增加3.41%,储蓄率2增加5.36%。

<sup>8</sup> 受篇幅所限,未报告“男孩占比”的结果,以“男孩占比”为解释变量时,风险资产占比和股票资产占比的回归系数分别为:−0.0386(0.02)和−0.0569(0.02),即男孩占比增加100%时,风险资产占比减少3.68%,股票资产占比减少5.69%。



表2 基准回归

|                                       | OLS                 |                     | Tobit               |                      | Probit              |                    |
|---------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
|                                       | 储蓄率1                | 储蓄率2                | 风险资产占比              | 股票资产占比               | 养老保险                | 医疗保险               |
|                                       | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                  | (5)                 | (6)                |
| 子女性别 <sup>9</sup>                     | 0.0334***<br>(0.01) | 0.0516***<br>(0.01) | -0.0446**<br>(0.02) | -0.0592***<br>(0.02) | 0.0909***<br>(0.03) | 0.0658**<br>(0.03) |
| 控制变量                                  | 是                   | 是                   | 是                   | 是                    | 是                   | 是                  |
| 市级固定效应                                | 是                   | 是                   | 是                   | 是                    | 是                   | 是                  |
| N                                     | 12 371              | 12 371              | 12 371              | 12 371               | 12 371              | 12 371             |
| R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup> | 0.3813              | 0.3549              | 0.2486              | 0.2644               | 0.1266              | 0.1648             |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著，括号内是聚类异方差稳健标准误，所有回归中都加入了控制变量和市级固定效应，以下相同。除特殊标注外，样本量均为12 371。

本部分利用Probit模型对式(3)进行估计，被解释变量分别为虚拟变量“养老保险”和“医疗保险”，考虑户主是否会主动购买养老和医疗保险。表2第(5)、(6)列回归结果显示，子女性别的系数均为正向显著，说明男孩会使得家庭更加主动地购买养老(医疗)保险，第一胎为男孩的家庭主动购买养老保险的概率增加9.09%，医疗保险增加6.58%。<sup>10</sup>同时表明女孩会使得家庭主动购买的养老(医疗)保险减少，女孩与保险之间存在一种替代关系，在一定程度上给了父母安全感，会减少父母主动购买保险的行为。

## 五、机制检验

通过以上分析可知，子女性别会显著影响家庭金融资产选择，那么产生这种影响的原因是什么呢？本部分，我们进一步从子女与父母之间的代际支持，即“怜子效应”和“反哺效应”两方面讨论子女性别影响家庭金融资产选择的内在机制，并进一步排除了贝克尔提出的财产倒逼动机。

### (一) 子女性别的“代际支持”<sup>11</sup>机制——“为儿买房”

中国的传统文化中有着强烈的男孩偏好，儿子是家族传承和兴盛的基础(Arnold and Liu, 1986)。首先，中国家庭延续家族血脉、实现传宗接代的观

<sup>9</sup> 本文用“第一胎子女性别”和“男孩占比”来测量子女性别，受篇幅所限，基准回归和机制检验部分的表格中仅汇报以“第一胎子女性别”作为解释变量的结果，以“男孩占比”作为解释变量时可以得到相同的结论。

<sup>10</sup> 受篇幅所限，未报告“男孩占比”的结果，以“男孩占比”为解释变量时，养老保险和医疗保险的回归系数分别为：0.1087(0.03)和0.0829(0.03)，即男孩占比增加100%时，主动购买养老保险的概率增加10.87%，医疗保险增加8.29%。

<sup>11</sup> 本文在此处提出的“代际支持”为父母对子女的代际支持，即“怜子效应”。

念十分普遍(张川川和马光荣, 2017), 而住房在婚姻的缔结中有着相当重要的影响(方丽和田传浩, 2016), 成为男性娶妻的必需品(陆方文等, 2017), 中国家庭普遍由男方承担购买结婚住房的任务(杨赞等, 2014), 现今激烈的婚姻市场竞争更是显著增加了男方家庭的购房压力(Chen, 2014)。因此, 家庭为使儿子能够成功娶妻, 会产生“怜子效应”, 即需要提前进行更多的储蓄(Wei and Zhang, 2011)。本文接下来检验子女性别是否会通过“为儿买房”机制影响家庭金融资产选择。

本文在基准模型中引入房价及子女性别与房价的交互项。通常来讲, 一个地区的房价和家庭子女性别之间并没有相关性, 因而交互项的系数可以反映同一个地区内的家庭和房价产生的不同影响。表3报告了子女性别和住房价格的交互影响, 子女性别与房价的交互项系数在储蓄率处都显著为正, 表明住房价格会显著增加有男孩家庭的家庭储蓄率, 家庭为了帮助儿子买房, 提高其在婚姻市场中的竞争力, 不得不增加储蓄(Wei and Zhang, 2011)<sup>12</sup>; 表3第(3)、(4)列的交互项系数全部为负向显著, 这说明家庭为了帮助男孩买房会减少风险资产和股票资产投资; 而最后两列的交互项系数不显著, 即子女性别对家庭保险参与决策的影响与房价无关。表3的回归结果表明, 家庭“为儿买房”的这种现​​象会影响家庭金融资产选择, 具体表现为增加储蓄率同时减少风险资产投资。

表3 子女性别和住房价格的交互影响

|                                       | 储蓄率1      | 储蓄率2      | 风险资产占比   | 股票资产占比    | 养老保险    | 医疗保险     |
|---------------------------------------|-----------|-----------|----------|-----------|---------|----------|
|                                       | (1)       | (2)       | (3)      | (4)       | (5)     | (6)      |
| 子女性别                                  | 0.1491*   | 0.2814**  | -0.3681* | -0.4710** | 0.2370  | 0.7128** |
|                                       | (0.09)    | (0.11)    | (0.22)   | (0.20)    | (0.29)  | (0.29)   |
| 子女性别×房价                               | 0.0198*   | 0.0253**  | -0.0439* | -0.0343*  | -0.0161 | -0.0408  |
|                                       | (0.01)    | (0.01)    | (0.02)   | (0.02)    | (0.03)  | (0.03)   |
| 房价                                    | 0.1340*** | 0.1583*** | 0.2059** | 0.3147*** | 0.0744  | 0.1584   |
|                                       | (0.03)    | (0.04)    | (0.08)   | (0.09)    | (0.15)  | (0.14)   |
| R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup> | 0.3814    | 0.3551    | 0.2490   | 0.2645    | 0.1266  | 0.1651   |

在中国这样一个传统文化底蕴深厚的国家, 文化因素对经济的运行产生了尤为深远的影响(陈冬华等, 2013)。那么这种“为儿买房”进而影响家庭金融资产选择的现象是否与中国传统文化有关? 中国宗族文化的内涵十分丰富, 有研究表明, 当地是否有宗族祠堂以及家族族谱在当地的流行程度, 可以测量人们传宗接代等传统观念的程度(张川川和马光荣, 2017)。因此,

<sup>12</sup> 本文参考 Wei and Zhang (2011), 在回归中分别加入第五次和第六次人口普查的县级男女比例, 回归结果仍然显著。

本文使用各地区宗祠数量的多少来衡量当地的传宗接代等传统文化的影响，以考察子女性别通过“为儿买房”机制进而影响家庭金融资产选择的现象是否与中国的传统文化相关。

本文参考潘越等（2019）所采用的方法，从百度地图上手工收集整理各县级地区宗祠的数量，将其作为衡量传统文化的代理变量，并将县一级样本按照宗族祠堂数量中位数划分为两个部分，同时设定虚拟变量“宗祠”，其中宗族祠堂较多的地区取1，否则为0。

表3的结果表明，子女性别对家庭保险参与决策的影响与房价无关，因此，在这里只考察家庭储蓄率和风险资产投资两部分。表4为宗祠数量不同、传统文化盛行程度不同的地区，子女性别与房价进行交互后对家庭储蓄率和风险资产投资的影响，结果显示，无论是家庭储蓄率还是风险资产投资，在宗祠数量较多即传统文化相对更为盛行的地区，子女性别与房价的交互项系数在统计上全部显著，并且交互项系数一正一负，因此“为儿买房”机制只存在于传宗接代等传统文化影响较大的地区。

表4 不同宗祠数量地区的子女性别与房价交互影响<sup>13</sup>

|                                       | 储蓄率 1     |          | 储蓄率 2     |           | 风险资产占比    |         | 股票资产占比    |         |
|---------------------------------------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|---------|-----------|---------|
|                                       | 宗祠=1      | 宗祠=0     | 宗祠=1      | 宗祠=0      | 宗祠=1      | 宗祠=0    | 宗祠=1      | 宗祠=0    |
|                                       | (1)       | (2)      | (3)       | (4)       | (5)       | (6)     | (7)       | (8)     |
| 子女性别                                  | 0.1944*   | 0.1020   | 0.3317**  | 0.2301    | -0.5667** | -0.1340 | -0.5717** | -0.2040 |
|                                       | (0.10)    | (0.15)   | (0.14)    | (0.18)    | (0.28)    | (0.35)  | (0.26)    | (0.33)  |
| 子女性别×房价                               | 0.0186*   | 0.0063   | 0.0319**  | 0.0183    | -0.0631** | -0.0204 | -0.0620** | -0.0302 |
|                                       | (0.01)    | (0.02)   | (0.01)    | (0.02)    | (0.03)    | (0.04)  | (0.03)    | (0.03)  |
| 房价                                    | 0.1307*** | 0.2162** | 0.1564*** | 0.2435*** | 0.0338    | 0.0685  | 0.0390    | 0.0526  |
|                                       | (0.03)    | (0.09)   | (0.04)    | (0.09)    | (0.00)    | (0.05)  | (0.07)    | (0.05)  |
| N                                     | 6 038     | 6 333    | 6 038     | 6 333     | 6 038     | 6 333   | 6 038     | 6 333   |
| R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup> | 0.3895    | 0.3716   | 0.3557    | 0.3498    | 0.2706    | 0.2349  | 0.2794    | 0.2587  |

注：宗祠=1时样本量为6 038，宗祠=0时样本量为6 333，以下相同。

部分学者提出，中国传统家庭为了使儿子能够成功娶妻，会尽量储存更多的财富，进而导致家庭存在竞争性储蓄现象（Wei and Zhang, 2011；周俊山和尹银，2011）。因此，本文发现的“为儿买房”机制是否是由于男孩偏好下的婚姻市场竞争压力引起的？在婚姻市场中，男性面临的竞争压力主要来源于购买婚房（杨赞等，2014）。为衡量家庭中子女面临的婚姻市场竞争压力，本文使用CHFS问卷中的房产产权问题<sup>14</sup>，分别统计了县级处于适婚年龄的子女是否有房产（男性年龄为22—30岁，女性年龄为20—30

<sup>13</sup> 本文使用“Suest命令”检验了所有分组结果，结果显示不同组别间系数存在显著差异，以下相同。

<sup>14</sup> 本文使用的有关房产产权的问题为：“这套房子的产权证上有哪些家庭成员的名字？”

岁),将适婚年龄子女拥有的房产情况作为识别婚姻市场压力的代理变量,以此验证“为儿买房”是否是影响家庭金融资产选择的重要原因。相对于在适婚男孩有房产数较少的地区,适婚男孩有房产数较多地区的男孩面临的婚姻市场压力更大,此时本文将“男孩婚姻市场压力”设为虚拟变量并取1,否则为0。

表5 Panel A 报告了对男孩婚姻市场压力进行考察的结果,其中子女性别与婚姻市场压力的交互项在家庭储蓄率处全部在1%的水平上正向显著(增加家庭储蓄率),在风险资产占比和股票资产占比处为负向显著(减少风险投资)。在适婚男孩拥有房产更多的地区,面临的婚姻市场竞争压力更大,婚姻市场压力的存在会使男孩显著影响家庭金融资产选择。那么对于女孩来说,会产生通过婚姻市场压力进而影响家庭金融资产选择的这种影响吗?表5 Panel B 为女孩婚姻市场压力的检验结果,在适婚女孩有房产数较高的地区,婚姻市场压力较大,此时将“女孩婚姻市场压力”设为虚拟变量并取1,否则为0。子女性别与女孩婚姻市场压力的交互项全部不显著,这说明女孩并没有通过买房结婚进而对家庭金融资产选择产生影响的效应。总体而言,表5证明了子女性别通过“为儿买房”机制进而影响家庭金融资产选择,同时进一步扩展和验证了 Wei and Zhang (2011) 的竞争性储蓄机制,本文发现婚姻市场中是否拥有房产也是导致竞争性储蓄的原因之一。

表5 子女性别与婚姻市场压力的交互影响

|                                       | 储蓄率 1               | 储蓄率 2               | 风险资产占比               | 股票资产占比               | 养老保险                | 医疗保险                |
|---------------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|                                       | (1)                 | (2)                 | (3)                  | (4)                  | (5)                 | (6)                 |
| Panel A: 男孩婚姻市场压力                     |                     |                     |                      |                      |                     |                     |
| 子女性别                                  | 0.0717***<br>(0.01) | 0.1093***<br>(0.02) | -0.0843**<br>(0.04)  | -0.0715*<br>(0.04)   | 0.1199***<br>(0.04) | 0.2381***<br>(0.04) |
| 子女性别×男孩<br>婚姻市场压力                     | 0.1006***<br>(0.02) | 0.1278***<br>(0.03) | -0.2164***<br>(0.06) | -0.1302**<br>(0.06)  | 0.0522<br>(0.08)    | 0.0675<br>(0.08)    |
| 男孩婚姻<br>市场压力                          | 0.0482**<br>(0.01)  | 0.0759***<br>(0.02) | 0.1539***<br>(0.04)  | 0.1370***<br>(0.04)  | -0.0274<br>(0.04)   | -0.0328<br>(0.05)   |
| R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup> | 0.3825              | 0.3563              | 0.2504               | 0.2663               | 0.1304              | 0.1709              |
| Panel B: 女孩婚姻市场压力                     |                     |                     |                      |                      |                     |                     |
| 子女性别                                  | 0.0281**<br>(0.01)  | 0.0447***<br>(0.01) | -0.0754***<br>(0.03) | -0.0784***<br>(0.02) | 0.0813***<br>(0.03) | 0.0653**<br>(0.03)  |
| 子女性别×女孩<br>婚姻市场压力                     | 0.0155<br>(0.02)    | 0.0203<br>(0.02)    | 0.0614<br>(0.04)     | 0.0552<br>(0.04)     | 0.0278<br>(0.05)    | 0.0017<br>(0.05)    |
| 女孩婚姻市场压力                              | 0.0261<br>(0.03)    | 0.0481<br>(0.04)    | 0.0891<br>(0.07)     | 0.2346***<br>(0.06)  | -0.0021<br>(0.13)   | 0.0380<br>(0.12)    |
| R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup> | 0.3814              | 0.3550              | 0.2496               | 0.2681               | 0.1266              | 0.1648              |

进一步，本文考察子女性别与婚姻市场压力的交互影响是否也与传统文化有关？表6的回归结果表明，在宗祠数量更多即传统文化更为盛行的地区，子女性别与婚姻市场压力的交互项对储蓄率和风险资产的影响系数全部显著，且系数更大，这说明在传统文化更盛行的地区，当适婚男孩面临的婚姻市场竞争压力更大时，家庭为了使儿子成功娶妻，增加其在婚姻市场上的竞争能力，需要进行更多的储蓄，减少风险资产投资。

以上检验结果表明，男孩偏好下的“为儿买房”机制是子女性别影响家庭储蓄率和风险资产投资的重要原因，且这一机制在传宗接代等传统文化较强的地区更为明显，可能是家庭存在“怜子效应”，同时这一机制并不影响家庭保险参与决策。事实上，在经济系统中，多数行为人不具备完全理性（Camerer, 2003），文化、社会心理、社会规范等非正式约束在人类社会中普遍存在，会对人们的行为产生巨大影响（North, 1990）。

表6 不同宗祠数量地区的子女性别与婚姻市场压力的交互影响

| Panel A:              | 储蓄率 1                |                      | 储蓄率 2               |                      |
|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|                       | 宗祠=1                 | 宗祠=0                 | 宗祠=1                | 宗祠=0                 |
| 子女性别                  | 0.0938***<br>(0.02)  | 0.0468**<br>(0.02)   | 0.1330***<br>(0.02) | 0.0830***<br>(0.03)  |
| 子女性别×男孩               | 0.1305***<br>(0.04)  | 0.0678**<br>(0.03)   | 0.1495***<br>(0.04) | 0.1036**<br>(0.04)   |
| 婚姻市场压力                | 0.0672***<br>(0.02)  | 0.0259<br>(0.02)     | 0.0937***<br>(0.02) | 0.0553**<br>(0.03)   |
| 男孩婚姻市场压力              |                      |                      |                     |                      |
| R <sup>2</sup>        | 0.3898               | 0.3737               | 0.3563              | 0.3519               |
| Panel B:              | 风险资产占比               |                      | 股票资产占比              |                      |
|                       | 宗祠=1                 | 宗祠=0                 | 宗祠=1                | 宗祠=0                 |
| 子女性别                  | -0.2397***<br>(0.07) | -0.0112<br>(0.01)    | -0.1354*<br>(0.07)  | -0.0043<br>(0.01)    |
| 子女性别×男孩               | -0.3383***<br>(0.10) | -0.1621***<br>(0.01) | -0.1740*<br>(0.10)  | -0.1293***<br>(0.01) |
| 婚姻市场压力                | 0.2861***<br>(0.07)  | 0.0892***<br>(0.01)  | 0.1946***<br>(0.07) | 0.1114***<br>(0.06)  |
| 男孩婚姻市场压力              |                      |                      |                     |                      |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.2738               | 0.2357               | 0.2819              | 0.2601               |
| Panel C:              | 养老保险                 |                      | 医疗保险                |                      |
|                       | 宗祠=1                 | 宗祠=0                 | 宗祠=1                | 宗祠=0                 |
| 子女性别                  | 0.0843*<br>(0.05)    | 0.1648***<br>(0.06)  | 0.2254***<br>(0.06) | 0.2551***<br>(0.07)  |
| 子女性别×男孩               | 0.1521<br>(0.10)     | 0.1589<br>(0.10)     | 0.1179<br>(0.11)    | 0.1755<br>(0.11)     |
| 婚姻市场压力                | -0.0260<br>(0.06)    | -0.0330<br>(0.06)    | -0.0580<br>(0.06)   | -0.0368<br>(0.06)    |
| 男孩婚姻市场压力              |                      |                      |                     |                      |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.1425               | 0.1234               | 0.1694              | 0.1768               |

## (二) 子女性别的“代际支持”<sup>15</sup>机制——养儿防老 vs. 养女防老

子女性别影响家庭金融资产选择,可能的原因是家庭预期男孩未来能为家庭带来更高的经济回报(Basu, 1989),还能为父母提供更好的养老保障(Ebenstein and Leung, 2010)。然而近年来,现实生活中女儿被看作是一种特殊的保险,在一定程度上增加了父母对老年生活的安全感。女儿参与父母养老的现象已经越来越普遍,能向父母提供更多支持(Xie and Zhu, 2009; 许琪, 2015; 郑丹丹和狄金华, 2017),女儿在娘家的经济、资源和家庭福利等方面扮演的角色越来越重要(唐灿等, 2009)。因此,本文从子女对父母的代际支持,即“反哺效应”角度出发,考察子女性别影响家庭金融资产选择的可能机制。

本文考察了子女对父母代际支持的性别差异是否是子女性别影响家庭金融资产选择的作用机制。通常来说,子女对父母的代际支持包括三个方面:经济支持、生活照料和情感支持(许琪, 2015)。本文利用CHFS问卷中的家庭转移性支出<sup>16</sup>测量子女对父母的经济支持,CTUS数据中子女对父母的照料时间测量子女对父母的生活照料,CTUS数据中子女与父母交流时间(包括面对面和非面对面)测量子女对父母的情感支持。<sup>17</sup>本文进一步利用CHFS问卷中的家庭转移性支出信息,考察了县级层面下女儿和儿子对父母的转移性支出差异,并将样本按照中位数分为两部分:女儿(儿子)对父母转移性支出较高的地区,其中女儿对父母转移性支出较高时,“转移支出”虚拟变量取1,否则为0。利用CTUS数据,本文将县级子女对父母的照料时间之差样本按照中位数划分为两部分:女儿(儿子)照料父母时间更长的地区,且当女儿照料父母时间更长时,虚拟变量“照料时间”为1,否则为0。此外,本文将子女对父母的情感支持时间之差的县级样本按照中位数划分为两部分:女儿(儿子)对父母的情感支持更多的地区,且当女儿对父母的情感支持更多时,虚拟变量“情感支持”为1,否则为0。表7报告了子女性别与对父母的代际支持交互项对家庭金融资产选择影响的回归结果。

表7 Panel A为子女性别与对父母的转移性支出交互对家庭金融资产选择影响的结果,交互项仅在最后两列显著为正,相对儿子来讲女儿能够向父母提供更多经济支持,给了父母经济上的安全感,使得家庭主动购买的保险减少,与唐灿等(2009)和Xie and Zhu(2009)的结论一致。表7 Panel B和

<sup>15</sup> 本文在此处提出的“代际支持”为子女对父母的代际支持,即“反哺效应”。

<sup>16</sup> 本文使用的有关家庭转移性支出的问题为:“去年,您家给父母(公婆/岳父母)的现金或非现金一共有多少钱?包括礼金,定期或不定期的生活费等?如果是非现金请折算为现金(不包括借给父母的钱)(单位:元)”。

<sup>17</sup> 本文通过对比女儿和儿子对父母提供代际支持的描述性统计发现,女儿对父母的转移支出、生活照料和情感支持等代际支持更多。

Panel C 分别为子女性别与照料时间和情感支持交互影响的结果，交互项同样全部仅在第(5)、(6)列中正向显著，当女儿照料父母时间更长、给予父母更多情感支持时，会使得家庭主动购买的养老(医疗)保险减少，但是对储蓄率和风险资产则没有显著影响。相对于儿子来讲，女儿从经济支持和照料陪伴等方面给了父母更多的安全感，验证了现实中关于女儿是父母的“小棉袄”的说法。

综上，本文证明了女儿使家庭主动购买的养老(医疗)保险减少的原因是由于相对儿子来说，女儿对父母提供的代际支持更多，即女儿对父母的“反哺效应”更强。随着女性的社会地位不断提高，女儿在父母养老中发挥越来越重要的作用(唐灿等, 2009)，当女儿对父母的经济支持、生活照料和情感支持相对儿子更多时，会使家庭主动购买的保险减少。

表7 子女性别与代际支持的交互影响

|                                       | 储蓄率1                 | 储蓄率2                 | 风险资产占比              | 股票资产占比               | 养老保险                | 医疗保险                |
|---------------------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|                                       | (1)                  | (2)                  | (3)                 | (4)                  | (5)                 | (6)                 |
| Panel A: 经济支持                         |                      |                      |                     |                      |                     |                     |
| 子女性别                                  | 0.0333***<br>(0.01)  | 0.0508***<br>(0.01)  | -0.0410*<br>(0.02)  | -0.0562***<br>(0.02) | 0.0773***<br>(0.03) | 0.0521**<br>(0.03)  |
| 子女性别×<br>转移支出                         | 0.0036<br>(0.00)     | 0.0056<br>(0.00)     | 0.0043<br>(0.01)    | 0.0098<br>(0.01)     | 0.0170*<br>(0.01)   | 0.0233**<br>(0.01)  |
| 转移支出                                  | -0.0047***<br>(0.00) | -0.0061***<br>(0.00) | 0.0099***<br>(0.00) | 0.0041<br>(0.00)     | -0.0066<br>(0.01)   | -0.0024<br>(0.01)   |
| R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup> | 0.3840               | 0.3561               | 0.2571              | 0.2701               | 0.1300              | 0.1652              |
| Panel B: 生活照料                         |                      |                      |                     |                      |                     |                     |
| 子女性别                                  | 0.0331***<br>(0.01)  | 0.0511***<br>(0.01)  | -0.0425**<br>(0.02) | -0.0599***<br>(0.01) | 0.0863***<br>(0.03) | 0.0626**<br>(0.03)  |
| 子女性别×<br>照料时间                         | 0.0133<br>(0.02)     | 0.0025<br>(0.03)     | -0.1487<br>(0.09)   | -0.1060<br>(0.09)    | 0.3559**<br>(0.16)  | 0.4391***<br>(0.15) |
| 照料时间                                  | 0.0013<br>(0.02)     | 0.0160<br>(0.02)     | 0.1057<br>(0.07)    | 0.0976<br>(0.07)     | -0.2116<br>(0.15)   | -0.2565*<br>(0.13)  |
| R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup> | 0.3806               | 0.3540               | 0.2489              | 0.2656               | 0.1268              | 0.1658              |
| Panel C: 情感支持                         |                      |                      |                     |                      |                     |                     |
| 子女性别                                  | 0.0332***<br>(0.01)  | 0.0512***<br>(0.01)  | -0.0446**<br>(0.02) | -0.0608***<br>(0.02) | 0.0951***<br>(0.03) | 0.0626**<br>(0.03)  |
| 子女性别×<br>情感支持                         | 0.0052<br>(0.01)     | 0.0039<br>(0.02)     | -0.0271<br>(0.04)   | -0.0103<br>(0.04)    | 0.1341**<br>(0.06)  | 0.1328**<br>(0.06)  |
| 情感支持                                  | 0.0093<br>(0.01)     | 0.0099<br>(0.02)     | 0.0555<br>(0.03)    | 0.0269<br>(0.04)     | -0.1004**<br>(0.05) | -0.0107<br>(0.13)   |
| R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup> | 0.3805               | 0.3541               | 0.2487              | 0.2648               | 0.1266              | 0.1648              |

### (三) Becker 倒逼动机

Becker (1974) 提出, 父母可能会利用可继承财产来达到自己所希望的养老方式, 倒逼儿女的孝行。由于中国传统的财产继承制度, 即中国特有的男孩偏好, 父母的资产在身后更多地由儿子来继承, 进而使得有儿子的家庭为了倒逼儿子的代际支持而拥有更多的金融资产。因此, 本文发现的子女性别对家庭金融资产选择的影响, 是否是基于贝克尔所提出的这种倒逼动机产生的? 鉴于此, 本文进一步把贝克尔的倒逼动机作为子女性别影响家庭资产选择的备择假设进行检验。

首先, 表7的结果表明在养育儿子的家庭中, 父母会更多购买保险以保障自己的未来, 而拥有女儿的家庭则因为女儿能为父母提供更多代际支持, 所以更少购买保险。这个结论证明通过可继承财产来倒逼(而财产主要是由儿子来继承)女儿的关心和代际支持可能并不存在。

其次, 储蓄和风险资产相对于保险来说, 更符合倒逼机制中可继承财产的定义。因此, 如果贝克尔提出的倒逼动机是子女性别影响家庭金融资产选择的机制, 则拥有儿子的家庭应该更可能增加储蓄和风险资产。在本文的基准回归中, 风险资产和股票资产的系数显著为负, 而更类似消费支出的保险的系数反而显著为正。因此我们的基准回归结果也能够证明贝克尔的倒逼动机可能不是子女性别影响家庭金融资产选择的机制。

最后, 本文利用个体投资动机信息, 进一步检验了贝克尔倒逼动机是否是子女性别影响家庭资产选择的机制。本文使用 CHFS 问卷中的问题: “您家最主要的投资目的是什么?(此处为金融资产投资)”来对此进行验证。如果存在贝克尔提出的利用可继承财产倒逼子女代际支持的动机, 则家庭的投资目的即为投资养老, 因此本文利用问卷中个体的“投资养老”动机信息, 检验贝克尔的倒逼机制。具体来说, 当养老是家庭主要的投资目的时, 使变量“投资养老”取1, 否则为0。本文在基准回归基础上加入子女性别与投资养老的交互项, 结果如表8所示, 投资养老与子女性别的交互项均不显著, 即从投资养老角度出发, 并不存在此备择假设。

表8 贝克尔倒逼动机检验结果

|               | 储蓄率 1               | 储蓄率 2               | 风险资产                | 股票资产                 | 养老保险                | 医疗保险               |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
|               | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                  | (5)                 | (6)                |
| 子女性别          | 0.0361***<br>(0.01) | 0.0576***<br>(0.01) | -0.0451**<br>(0.02) | -0.0606***<br>(0.02) | 0.0849***<br>(0.03) | 0.0547**<br>(0.03) |
| 子女性别×<br>投资养老 | -0.0468<br>(0.02)   | -0.0681<br>(0.04)   | 0.0185<br>(0.07)    | 0.0222<br>(0.07)     | 0.0899<br>(0.10)    | 0.1490<br>(0.11)   |



(续表)

|                     | 储蓄率 1             | 储蓄率 2             | 风险资产                | 股票资产             | 养老保险              | 医疗保险                 |
|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|------------------|-------------------|----------------------|
|                     | (1)               | (2)               | (3)                 | (4)              | (5)               | (6)                  |
| 投资养老                | -0.0163<br>(0.02) | -0.0057<br>(0.03) | 0.1340***<br>(0.05) | 0.0834<br>(0.05) | -0.0861<br>(0.08) | -0.2150***<br>(0.08) |
| $R^2$ /Pseudo $R^2$ | 0.3820            | 0.3550            | 0.2500              | 0.2650           | 0.1270            | 0.1650               |

## 六、结 论

基于中国家庭金融调查和中国时间利用调查数据,本文研究了子女性别对家庭金融资产选择的影响,并进一步讨论了可能存在的机制和解释。本文采用工具变量法等方法进行了稳健性检验,验证了结果的稳健性。<sup>18</sup>

具体而言,本文的研究结果表明:(1)子女性别会影响家庭金融资产选择;(2)男孩会通过“为儿买房”机制增加家庭储蓄率、减少风险资产投资,且这一影响机制与传宗接代等“男孩偏好”的传统文化息息相关,家庭为了给男孩买房,增强其在婚姻市场中的竞争力不得不进行高储蓄,并减少风险资产投资,即存在“怜子效应”;(3)相对儿子来讲,由于女儿对父母提供的经济支持、生活照料和情感支持等代际支持相对更多,“反哺效应”更强,不但给了父母更多经济上的安全感,对父母付出的照料和陪伴时间也更多,即女儿在对父母的代际支持中发挥着越来越重要的作用,进而拥有女儿的家庭参与养老和医疗保险的概率相对更低;(4)此外,本文检验了贝克尔所提出的财产倒逼动机,发现拥有更多的金融资产从而倒逼子女的代际支持不是子女性别影响家庭金融资产选择的原因。

## 参 考 文 献

- [1] Arnold, F., and Z. Liu, "Sex Preference, Fertility, and Family Planning in China", *Population and Development Review*, 1986, 12 (2), 491-523.
- [2] Banerjee, A., X. Meng, and N. Qian, "The Life Cycle Model and Household Savings: Micro Evidence from Urban China", *Mimeo, Yale University*, 2010.
- [3] Basu, A., "Is Discrimination in Food Really Necessary for Explaining Sex Differentials in Childhood Mortality", *Population Studies*, 1989, 43 (2), 193-210.
- [4] Becker, G. S., "A Theory of Social Interactions", *Journal of Political Economy*, 1974, 82 (6), 1063-1093.
- [5] Black, D., and J. Smith, "Estimating Returns to College Quality with Multiple Proxies for Quali-

<sup>18</sup> 在稳健性检验部分,本文采用工具变量法等方法验证了文章结论的稳健性,受篇幅限制,本文没有汇报稳健性检验结果,留存备索。

- ty”, *Journal of Labor Economics*, 2006, 24 (3), 701-728.
- [6] Camerer, C. F., *Behavioral Game Theory: Experiments in Strategic Interaction*. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [7] Campbell, J. Y., “Household Finance”, *The Journal of Finance*, 2006, 61 (4), 1553-1604.
- [8] Chang, F. R., “Life Insurance, Precautionary Saving and Contingent Bequest”, *Mathematical Social Sciences*, 2004, 48 (1), 55-67.
- [9] 陈冬华、胡晓莉、梁上坤、新夫, “宗教传统与公司治理”, 《经济研究》, 2013 年第 9 期, 第 71—84 页。
- [10] Chen, X., “Gender Imbalance and Parental Substance Use in Rural China”, *Working Paper*, 2014.
- [11] Chen, Y. Y., H. B. Li, and L. S. Meng, “Prenatal Sex Slection and Missing Girls in China: Evidence from the Diffusion of Diagnostic Ultrasound”, *Journal of Human Resources*, 2013, 48 (1), 36-70.
- [12] 陈志武, 《金融的逻辑 1: 金融何以富民强国》。陕西: 西北大学出版社, 2015 年。
- [13] Deolalikar, A., and E. Rose, “Gender and Savings in Rural India”, *Journal of Population Economics*, 1998, 11 (4), 453-470.
- [14] Ebenstein, A., “The ‘Missing Girls’ of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy”, *Journal of Human Resources*, 2010, 45 (1), 87-115.
- [15] Ebenstein, A., and S. Leung, “Son Preference and Access to Social Insurance: Evidence from China’s Rural Pension Program”, *Population and Development Review*, 2010, 36 (1), 47-70.
- [16] Ebenstein, A., “Patrilocality and Missing Women”, *SSRN Electronic Journal*, 2014.
- [17] 樊纲治、王宏扬, “家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查 (CHFS) 数据的实证研究”, 《金融研究》, 2015 年第 7 期, 第 174—193 页。
- [18] 方丽、田传浩, “筑好巢才能引好凤: 农村住房投资与婚姻缔结”, 《经济学》(季刊), 2016 年第 15 卷第 2 期, 第 147—172 页。
- [19] 费孝通, 《乡土中国》。北京: 人民出版社, 2008 年。
- [20] Ferrara, E. L., “Kin Groups and Reciprocity: A Model of Credit Transactions in Ghana”, *American Economic Review*, 2003, 93 (5), 1730-1751.
- [21] Ge, S., D. T. Yang, and J. Zhang, “Population Policies, Demographic Structural Changes, and the Chinese Household Saving Puzzle”, *European Economic Review*, 2018, 101, 181-209.
- [22] 郭庆旺、贾俊雪、赵志耘, “中国传统文化信念、人力资本积累与家庭养老保障机制”, 《经济研究》, 2007 年第 8 期, 第 60—74 页。
- [23] 康传坤、文强、楚天舒, “房子还是儿子? ——房价与出生性别比”, 《经济学》(季刊), 2020 年第 19 卷第 3 期, 第 913—934 页。
- [24] 蓝嘉俊、杜鹏程、吴泓苇, “家庭人口结构与风险资产选择——基于 2013 年 CHFS 的实证研究”, 《国际金融研究》, 2018 年第 11 期, 第 89—98 页。
- [25] 梁若冰, “财政激励与消失的女性”, 《经济学》(季刊), 2019 年第 18 卷第 2 期, 第 52—73 页。
- [26] 林莞娟、赵耀辉, “‘重男轻女’降低女性福利吗? 离婚与抚养压力”, 《经济学》(季刊), 2014 年第 14 卷第 1 期, 第 135—158 页。
- [27] 陆方文、刘国恩、李辉文, “子女性别与父母幸福感”, 《经济研究》, 2017 年第 10 期, 第 175—190 页。
- [28] Ma, M., “Does Children’s Education Matter for Parents’ Health and Cognition? Evidence from China”, *Journal of Health Economics*, 2019, 66, 222-240.
- [29] Neher, P. A., “Peasants, Procreation and Pension”, *The American Economic Review*, 1971, 61 (3), 380-389.

- [30] North, D. C., *Institutions, Institutional Change and Economic Growth*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [31] 潘越、宁博、纪翔阁、戴亦一, “民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据”, 《经济研究》, 2019年第7期, 第94—110页。
- [32] 史代敏、宋艳, “居民家庭金融资产选择的实证研究”, 《统计研究》, 2005年第10期, 第43—49页。
- [33] 石绍宾、樊丽明、王媛, “影响农民参加新型农村社会养老保险的因素——来自山东省入户调查的证据”, 《财贸经济》, 2009年第11期, 第42—48页。
- [34] 宋月萍、宋正亮, “生育行为对老年女性健康的影响”, 《人口研究》, 2016年第4期, 第76—87页。
- [35] 苏华山、吕文慧、张运峰, “未婚家庭成员人数对家庭储蓄率的影响——基于CFPS面板数据的研究”, 《经济科学》, 2016年第6期, 第77—90页。
- [36] 唐灿、马春华、石金群, “女儿赡养的伦理与公平——浙东农村家庭代际关系的性别考察”, 《社会学研究》, 2009年第6期, 第18—36页。
- [37] 唐珺、朱启贵, “家庭金融理论研究范式述评”, 《经济学动态》, 2008年第5期, 第115—119页。
- [38] Wei, S. J., and X. B. Zhang, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”, *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (3), 511-564.
- [39] 吴卫星、李雅君, “家庭结构和金融资产配置——基于微观调查数据的实证研究”, 《华中科技大学学报(社会科学版)》, 2016年第2期, 第57—66页。
- [40] 吴晓瑜、李力行, “母以子贵: 性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据”, 《经济学》(季刊), 2011年第10卷第3期, 第869—886页。
- [41] Xie, Y., and H. Zhu, “Do Sons or Daughters Give More Money to Parents in Urban China?”, *Journal of Marriage and Family*, 2009, 71 (1), 174-186.
- [42] 肖应钊、李登旺、李茜茜、耿焕瑞、厉昌习, “农村居民参加新型农村社会养老保险意愿影响因素的实证分析——以山东省试点为例”, 《社会保障研究》, 2011年第5期, 第40—50页。
- [43] 许琪, “儿子养老还是女儿养老? 基于家庭内部的比较分析”, 《社会》, 2015年第4期, 第199—219页。
- [44] 杨菊华, “生育政策的地区差异与儿童性别比关系研究”, 《人口研究》, 2006年第3期, 第32—43页。
- [45] 杨赞、张欢、陈杰, “再购房潜在动机如何影响住房的财富效应? ——基于城镇住户大样本调查数据的微观层面分析”, 《财经研究》, 2014年第7期, 第54—64页。
- [46] 殷浩栋、毋亚男、汪三贵、王瑜、王炬, “‘母凭子贵’: 子女性别对贫困地区农村妇女家庭决策权的影响”, 《中国农村经济》, 2018年第1期, 第108—123页。
- [47] 尹志超、张诚, “女性劳动参与对家庭储蓄率的影响”, 《经济研究》, 2019年第4期, 第167—183页。
- [48] Zhang, C., “Children, Old-age Support and Pension in Rural China”, *China Agricultural Economic Review*, 2015, 7 (3), 405-420.
- [49] 张川川、马光荣, “宗族文化、男孩偏好与女性发展”, 《世界经济》, 2017年第3期, 第122—143页。
- [50] 张川川、李雅娴、胡志安, “社会养老保险、养老预期和出生人口性别比”, 《经济学》(季刊), 2017年第16卷第2期, 第313—334页。
- [51] 张大永、曹红, “家庭财富与消费: 基于微观调查数据的分析”, 《经济研究》, 2012年第S1期, 第53—65页。
- [52] 张兴月、张冲, “农村居民生育意愿及其影响因素——基于社会保障的视角”, 《农村经济》, 2015

- 年第11期,第59—64页。
- [53] 郑丹丹、狄金华,“女性家庭权力、夫妻关系与家庭代际资源分配”,《社会学研究》,2017年第1期,第171—192页。
- [54] 郑磊,“同胞性别结构、家庭内部资源分配与教育获得”,《社会学研究》,2013年第5期,第76—103页。
- [55] 钟春平、陈静、孙焕民,“寿险需求及其影响因素研究:中国寿险需求为何低”,《经济研究》,2012年第S1期,第148—160页。
- [56] 周俊山、尹银,“中国计划生育政策对居民储蓄率的影响——基于省级面板数据的研究”,《金融研究》,2011年10期,第61—73页。
- [57] 宗庆庆、刘冲、周亚虹,“社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据”,《金融研究》,2015年第10期,第99—114页。

## Shaped by Their Children: Child Gender and Household Financial Portfolio Choice

LIANG Bin\* CHEN Ru  
(Inner Mongolia University)

**Abstract** Previous studies focused on the intergenerational transmission of parents to children, but more and more scholars began to pay attention to whether children will in turn shape parents' behavior and decision-making. We use the micro survey data of China to test how the gender of children shapes the choice of household's financial portfolio and its mechanism. The gender of children will affect the choice of households' financial portfolio. Under the influence of traditional concepts such as procreation, boys will increase household savings and reduce risk investment through the mechanism of “nurture-up-to-housing-support effect”; because daughters provide relatively more intergenerational supports, families with girls are less likely to participate in pension and health insurance than with boys.

**Keywords** child's gender, financial portfolio choice, intergenerational supports

**JEL Classification** G11, J13, J16

---

\* Corresponding Author: Liang Bin, School of Economics and Management, Inner Mongolia University, Hohhot, Inner Mongolia 010021, China; Tel: 86-471-4990702; E-mail: hellobin@126.com.