

# 子女性别与家庭住房资产

刘 华<sup>1</sup> 胡思妍<sup>1</sup> 陈力朋<sup>2</sup>

(1.华中科技大学 管理学院,湖北 武汉 430074; 2.郑州大学 商学院,河南 郑州 450001)

**摘要:**中国家庭较高的住房资产占比是一个广受关注的问题,本文从婚姻市场竞争性的角度对其成因进行探究,基于2017年中国家庭金融调查数据,实证分析了子女性别对住房资产配置的影响。研究表明,在婚姻市场压力下,育有男孩及男孩数量的增加显著提高了家庭风险厌恶程度,有男孩家庭的住房资产占比相较于无男孩家庭提高了1.42%,而每增加1个男孩可使住房资产占比提高1.25%。此外,利用第一胎子女性别进行内生性识别和考虑计划生育政策的影响后估计结果依然稳健。本文的研究结论为解释我国居民家庭过高的住房资产占比提供了新的视角,在当前住房投资过热的背景下,政府可以通过调整生育政策和开征房产税等措施,减轻性别失衡对住房持有的推动作用,避免房地产市场过热。

**关键词:**家庭住房资产;性别失衡;婚姻市场竞争;房产税

**中图分类号:**F063.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)03-0069-10

## 一、引言

住房资产作为家庭财富重要的组成部分,在家庭总资产中占据了相当大的比重。西南财经大学发布的《2018中国城市家庭财富健康报告》显示,2017年中国家庭住房资产在家庭总资产中占比77.7%,远高于美国的34.6%。一些文献对我国过高的住房资产占比进行了研究,一种观点认为,传统的“农耕文明”和“家国伦理”使中国人形成了根深蒂固的家庭观念,住房对于国人而言不仅是遮风挡雨的安身之所,更是承载家国情怀的归宿地。因此相比租房,买房能给家庭带来更大的效用,人们更愿意在经济能力允许的情况下选择买房居住<sup>[1]</sup>。还有一种观点认为,近年来房价快速上涨,在引起住房资产增值的同时,也增加了居民对投资性和改善性房产的需求,从而导致家庭资产“房产化”<sup>[2]</sup>。

在已有研究家庭住房资产文献的基础上,本文试图从当前性别失衡的中国婚姻市场的角度对家庭较高住房资产占比现象进行解释。受“安居乐业”传统文化的影响,住房在我国居民生活,尤其是在婚姻生活中扮演重要的角色。随着我国居民收入的提高以及消费模式的转变,人们越来越重视婚姻

**收稿日期:**2020-12-01

**基金项目:**国家自然科学基金项目面上项目“房屋价值与居民收入不相称条件下的房地产税纳税能力评估与税制设计研究”(71873049)

**作者简介:**刘 华(1967—),男,湖北钟祥人,华中科技大学管理学院教授,博士生导师;  
胡思妍(1997—),女,湖北仙桃人,华中科技大学管理学院博士生,本文通讯作者;  
陈力朋(1988—),男,河南新安人,郑州大学商学院讲师。

的经济基础,拥有一套住房在当代社会往往被认为是夫妻双方结婚的基本条件。在我国父权制的历史背景下,“从夫居”成为主流的居住形式,男方家庭在婚姻中承担购置婚房的主要责任<sup>[3]</sup>。生育男孩的父母相比生育女孩父母会更积极地进行住房资产的配置,为儿子未来的婚事做准备。

与此同时,我国当前的人口性别比失衡现象也加剧了男孩家庭的购房行为。根据《中国统计年鉴》公布的最新数据,截至2018年底,中国适婚年龄的男性总人口比女性多了约3500万。男性人口偏多使得选择配偶的竞争愈发激烈,尤其是在农村地区,可能存在一些男性无法婚配的问题。在婚姻市场信息不对称的背景下,住房成为体现男方财力及能力的信号载体<sup>[4]</sup>,拥有高档次的住房能大大提高适婚男性在同龄适婚群体中的竞争优势。因此,出于增强婚姻竞争力的目的,育有男孩的家庭可能会通过购买更高质量和价值的住房来提高其在婚姻市场匹配成功的概率。

除此之外,由于男性在传统家庭观念中承担着养家糊口、传宗接代的主要责任,因此育有男孩的家庭往往承受更大的经济压力,且拥有较低的风险偏好。而我国目前的金融市场发展不够完善,近年来股市经历了较大的波动,这使得人们对于股票类风险资产的投资更加谨慎;且我国社会保障体系尚不健全,这也导致居民更愿意购买低风险资产来应对未来可能面对子女教育或养老等问题。在这样的背景下,低风险、低流动性的房产就成了这些家庭的首选。住房的抵押功能不仅可以缓解家庭的流动性约束,而且能够有效降低家庭的预防性储蓄需求<sup>[5][6]</sup>。育有男孩的家庭为了帮助儿子成家立业,可能会更多地持有住房资产,以尽可能降低金融风险,减轻家庭的经济负担。

本文利用2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据,实证分析了子女性别对家庭住房资产配置的影响。研究表明,育有男孩及男孩数量的增加会显著提高家庭住房资产占比,有男孩家庭相较没有男孩家庭住房资产占比增加1.42%,而每多1个男孩会导致家庭增加1.25%的住房资产投资。育有男孩及男孩数量对住房资产配置的促进影响在有适婚子女家庭更加显著;男孩的存在会使家庭更加厌恶风险,从而增加对房产这种低风险资产的持有。

本文余下部分安排如下:第二部分对本文相关文献进行回顾;第三部分是模型设定与变量说明;第四部分是实证结果分析和机制检验;第五部分是稳健性检验;最后一部分是本文的研究结论。

## 二、文献综述

家庭异质性对家庭资产组合的影响一直是家庭金融研究的热点问题。不同家庭的资产组合因家庭财富和家庭特征不同而存在差异<sup>[7]</sup>,已有文献研究了家庭收入、财富、户主年龄、性别、婚姻状况和健康状况等个人或家庭因素对家庭资产组合的影响。研究结果发现,拥有高可支配收入、财富和教育程度的家庭倾向于更积极地投资,会将更高比例的财富投资于风险资产<sup>[8]</sup>。家庭对于风险资产的投资呈现明显的生命周期效应,随着投资者年龄增长,家庭风险资产占比呈现“倒U型”结构<sup>[9]</sup>。女性和已婚人士更加厌恶风险,较少持有股票等风险资产<sup>[10]</sup>。而投资者的健康状况主要通过影响主观预期寿命进而影响投资行为,健康状况良好的投资者拥有更长的投资周期和更高的风险偏好程度,其资产组合中风险资产的比重更高<sup>[11]</sup>。除了上述影响因素外,家庭人口结构也会对家庭资产组合产生重要影响。

根据家庭生命周期理论,子女的诞生会改变家庭结构,使家庭进入一个新的发展阶段,家庭对子女未来支出的提前规划会影响当下家庭的资产配置行为<sup>[12]</sup>。然而,育有子女对家庭资产组合究竟会产生何种影响,国内外已有的研究结果尚未达成一致意见。部分学者认为育有子女会使家庭更多地持有风险资产,父母为了给子女创造良好的生活环境更愿意奋斗和承担风险<sup>[13][14]</sup>;而另一些学者提出了不同的观点,认为抚育子女的高额成本会使家庭在资产组合的选择上更加谨慎<sup>[15][16]</sup>。李焯等的实证研究结果表明,子女的存在会显著提高家庭的主观风险偏好,而对家庭风险资产占比没有产生显著性的影响<sup>[17]</sup>。这一结论也为以上两种观点提供了合理的解释:抚育子女意味着父母的老年生活有了相应的保障,因此父母会更倾向于寻求风险资产;但抚育儿女也会让家庭面临较大的经济压力,所以这种投资意愿无法完全转化为实际行动。还有一种解释基于家庭代际转移的视角,认为中国家庭

除了抚育子女、为他们提供良好的生活保障之外,可能会考虑遗赠一部分财产给儿女,而不以父母的一生为时间跨度来寻求效用的最大化<sup>[18]</sup>。遗赠动机的存在使得家庭近似拥有无限长的投资期限,会降低投资期限效应对家庭资产组合的影响,强化家庭的风险规避倾向,使家庭更少地持有风险资产<sup>[19][20]</sup>。

不仅子女的存在会改变家庭风险偏好和资产组合,子女的性别同样会对家庭决策和资产选择产生影响。一方面,在我国传统农耕文明中,男性往往是家庭的主要劳动力,并承担着赡养父母、绵延子嗣的责任。在这样的背景下,儿子的婚事成了家庭的万事之先,家庭会为儿子的婚事提前进行一定的物质准备<sup>[21]</sup>。另一方面,20世纪80年代以来我国适婚性别比不断上升,不可避免地对婚姻市场造成冲击,使得男性在婚姻市场的匹配难度大大提高。为了使儿子在婚姻市场上更具竞争优势,家庭往往会改变其投资决策行为<sup>[22]</sup>。Wei和Zhang首次提出“竞争性储蓄”的理论解释,即在性别失衡严重的地区,父母会为了提高儿子在婚姻市场上的竞争力而增加储蓄<sup>[3]</sup>。余丽甜等的研究也证实了上述观点,发现相对于只有女儿的家庭,有儿子的家庭为结婚而储蓄的动机更强<sup>[21]</sup>。还有部分学者认为,与储蓄相比,收入在财富积累中发挥更重要的作用,因此面对婚姻市场压力有儿子的父母会追求更高的预期工资,更可能创业和增加劳动力供给<sup>[23][24]</sup>。此外,Li和Yi的研究发现,面对来自婚姻市场不断上升的经济压力,父母花在儿子教育上的花费更少,而在婚姻、购买房屋和耐用品上花费更多<sup>[25]</sup>。方丽等从信号理论的角度,发现农村地区的男方家庭会通过住房投资在婚姻市场上显示自身地位<sup>[4]</sup>。类似的,Grier等分析汽车交易数据得到,居住在性别比较低地区的未婚男性会通过购买更加昂贵的汽车来增加竞争力<sup>[26]</sup>。

综观现有文献,虽然目前国内外已有学者研究子女特征与家庭资产组合的关系,但鲜少考虑子女性别差异对家庭住房资产的影响,且大多忽略了子女性别及数量的内生性问题。基于此,本文在男女性别比失衡的时代背景下,从婚姻市场竞争性的角度出发,结合最新的中国家庭金融调查数据,并利用第一胎子女性别作为工具变量研究男孩家庭的住房资产选择行为。与以往文献相比,本文的贡献主要体现在以下三个方面:首先,不同于以往研究家庭人口结构与金融资产选择的文献,本文的侧重点在家庭住房资产,试图对中国家庭较高住房资产占比的成因进行探究;第二,本文从风险态度和竞争性动机两个角度,分析了子女性别对家庭住房资产的影响机制;第三,本文选用第一胎子女性别作为是否育有男孩及男孩数量的工具变量,对本文的核心解释变量进行了内生性识别,使得估计结果更加可靠。

### 三、模型与变量

#### (一)模型设定

本文从是否育有男孩和男孩数量两个方面考察子女性别对家庭住房资产的影响,并建立如下计量模型:

$$\text{house\_ratio}_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{boy\_yes}_{ij} + X_{ij} \delta + \lambda_j + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\text{house\_ratio}_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{boy\_num}_{ij} + X_{ij} \delta + \lambda_j + \epsilon_{ij} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, $\text{house\_ratio}_{ij}$ 为j地区中家庭i的住房资产占比, $\text{boy\_yes}_{ij}$ 为是否育有男孩的虚拟变量, $\text{boy\_num}_{ij}$ 为男孩数量, $X_{ij}$ 为家庭的相关特征,如户主年龄、户主性别、户主受教育年限、户主婚姻状况、户主健康状况、家庭收入、家庭财富等。另外,通过加入城市虚拟变量 $\lambda_j$ 对地区固定效应加以控制, $\epsilon_{ij}$ 为随机扰动项。 $\alpha_1$ 和 $\beta_1$ 为本文主要关注的系数,其中 $\alpha_1$ 度量是否育有男孩对家庭住房资产占比的影响, $\beta_1$ 则度量男孩个数对家庭住房资产占比的影响。

#### (二)数据与变量

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于2017年在全国范围内开展的“中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey, CHFS)项目。该调查采集了全国29个省(自治区、直辖市)、355个县(区、县级市)、40011户家庭的样本信息,调查内容包含家庭金融资产、非金

融资产、负债、收入与支出等几个方面。删除异常值及关键变量缺失值后,最终获得 10971 个有效样本。

本文考察婚姻市场竞争环境下子女性别对家庭住房投资的影响,选用“家庭住房资产占比(house\_ratio)”作为被解释变量。CHFS 详细调查了家庭的房产数量、产权形式、房产价值等信息,依照这些信息,本文加总了各家庭所有自有产权房产的现时价值,并计算其在家庭总资产中的占比,以此衡量家庭住房投资的力度。

本文以“是否育有男孩(boy\_yes)”及“男孩数量(boy\_num)”作为核心解释变量,分别从广度和深度两个维度探讨子女性别对家庭资产的影响。需要注意的是,研究中可能存在反向因果的问题,如高住房投资带来的财富效应会反过来影响家庭的生育决策。为克服这一内生性问题,本文借鉴段志民和陆方文等的做法<sup>[27][28]</sup>,选取家庭第一胎子女性别(child1\_gender)作为是否育有男孩及男孩数量的工具变量。

此外,为了尽可能排除其他家庭因素对本文研究的影响,本文参考已有文献,选取户主年龄(age)、户主性别(gender)、户主受教育年限(education)、户主婚姻状况(marriage)、户主健康状况(health)、是否居住农村(rural)、家庭年收入对数(lnincome)、家庭财富对数(lnwealth)、家庭风险偏好程度(risk\_preference)、是否有自营工商业(self\_employ)等一系列变量作为控制变量。

表 1 给出了本文所使用的所有变量的描述性统计。由表 1 可知,住房资产在家庭资产组合中占据主要地位。在本文的样本中,家庭平均住房资产占比达到 63.19%。从家庭人口结构来看,接近半数的家庭育有男孩;样本家庭中男孩数量的平均值为 0.55,其中数量最多的家庭育有 4 个男孩。样本中户主的平均年龄为 45.8 岁,且大部分家庭户主为男性,户主的平均受教育年限为 10.8 年。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量描述	平均值	标准差	最小值	最大值
house_ratio	住房资产占比:住房资产/总资产	0.6319	0.3220	0	1
boy_yes	是否育有男孩:是=1,否=0	0.4853	0.4998	0	1
boy_num	男孩数量	0.5517	0.6238	0	4
boy_ratio	男孩比重:男孩数量/子女数量	0.4189	0.4599	0	1
child1_gender	第一胎子女性别:女=1,男=0	0.2814	0.4497	0	1
age	户主年龄	45.8059	9.9199	18	60
gender	户主性别:男=1,女=0	0.7482	0.4340	0	1
education	户主受教育年限	10.8023	3.8724	0	23
marriage	户主婚姻状况:已婚=1,未婚=0	0.9217	0.2687	0	1
health	户主健康状况:1~5 表示,1 代表非常不好,5 代表非常好	3.6106	0.9518	1	5
rural	是否居住农村:是=1,否=0	0.2771	0.4476	0	1
lnincome	家庭年收入对数	10.6825	1.4596	0	15.4093
lnwealth	家庭财富对数:ln(总资产-总负债)	12.8577	1.7080	5.1120	17.6119
risk_preference	家庭风险偏好程度:1~5 表示,1 代表不愿承担任何风险,5 代表愿意承担高风险	2.2306	1.2442	1	5
self_employ	是否有自营工商业:是=1,否=0	0.1753	0.3802	0	1

#### 四、实证分析结果

##### (一)子女性别对家庭住房资产的影响

表 2 报告了是否育有男孩和男孩数量对家庭住房资产占比影响的 OLS 估计结果。其中(1)~(3)列是是否育有男孩对家庭住房资产占比的估计结果,在未控制其他家庭特征的情况下,列(1)结果显示,是否育有男孩的系数为正且在 1%水平上显著,初步说明了育有男孩对家庭住房资产占比具有显著正向影响。列(2)和列(3)进一步加入家庭层面控制变量和地区固定效应,回归结果显示生育男孩对家庭住房资产占比的影响依然显著为正,即在控制其他家庭特征和地区固定效应后,有男孩家庭的住房资产占比相较于没有男孩家庭提高了 1.42%。表 2 中第(4)~(6)列展示了家庭男孩数量对家庭住房资产占比的回归结果,在尽可能消除其他家庭因素和地区差异的影响后,男孩数量对家庭住房

资产占比的影响在 1% 的统计水平上显著为正,说明不仅男孩的存在会对家庭住房资产占比产生影响,男孩的数量同样会影响家庭对住房资产的持有,每增加 1 个男孩会使家庭住房资产占比提高 1.25%。

表 2 子女性别对家庭住房资产的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	house_ratio	house_ratio	house_ratio	house_ratio	house_ratio	house_ratio
boy_yes	0.0304 *** (0.0061)	0.0183 *** (0.0056)	0.0142 ** (0.0056)	0.0203 *** (0.0049)		
boy_num					0.0167 *** (0.0045)	0.0125 *** (0.0046)
age		0.0006 ** (0.0003)	0.0003 (0.0003)		0.0006 ** (0.0003)	0.0003 (0.0003)
gender		-0.0298 *** (0.0061)	-0.0306 *** (0.0061)		-0.0299 *** (0.0061)	-0.0306 *** (0.0061)
education		-0.0079 *** (0.0009)	-0.0074 *** (0.0009)		-0.0078 *** (0.0009)	-0.0074 *** (0.0009)
marriage		0.0815 *** (0.0125)	0.0723 *** (0.0124)		0.0812 *** (0.0124)	0.0725 *** (0.0124)
health		-0.0163 *** (0.0030)	-0.0185 *** (0.0030)		-0.0163 *** (0.0030)	-0.0185 *** (0.0030)
rural		-0.0223 *** (0.0072)	-0.0302 *** (0.0077)		-0.0230 *** (0.0073)	-0.0305 *** (0.0077)
lnincome		-0.0281 *** (0.0021)	-0.0267 *** (0.0021)		-0.0282 *** (0.0021)	-0.0267 *** (0.0021)
lnwealth		0.1010 *** (0.0018)	0.1054 *** (0.0020)		0.1010 *** (0.0018)	0.1054 *** (0.0020)
risk_preference		-0.0113 *** (0.0023)	-0.0112 *** (0.0023)		-0.0113 *** (0.0023)	-0.0113 *** (0.0023)
self_employ		-0.0850 *** (0.0075)	-0.0910 *** (0.0075)		-0.0851 *** (0.0074)	-0.0910 *** (0.0075)
地区固定效应			是			是
_cons	0.6171 *** (0.0045)	-0.2652 *** (0.0319)	-0.3250 *** (0.0667)	0.6207 *** (0.0049)	-0.2667 *** (0.0319)	-0.3251 *** (0.0667)
N	10971	10971	10971	10971	10971	10971
R <sup>2</sup>	0.0022	0.2619	0.2943	0.0015	0.2621	0.2944

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为稳健标准误,下表同。

从控制变量看,户主为女性的家庭住房资产占比更高。已有研究发现,女性比男性更加厌恶风险,有更低的金融风险容错度<sup>[10]</sup>。因此当家庭的金融决策者为女性时,家庭的资产选择会比男性金融决策者家庭更保守,会进行更少的风险资产配置,而多投资房产这类低风险资产。户主受教育程度对家庭住房资产占比有显著负向影响,这是由于受教育水平越高的家庭,金融知识水平相应提高,会增加家庭对股票、基金等多种金融资产的持有,从而挤压住房资产所占的比重<sup>[8]</sup>。已婚家庭考虑到成家立业的需要,相比未婚家庭会持有更多的住房资产。户主健康状况较差的家庭,其住房资产占比越高。长期投资通常被认为可以避免风险资产价格的短期波动,但当投资者的健康状况较差时,其必然会调低生命时间期望,缩短预期投资期限,此时投资者会选择更加保守的资产组合<sup>[20]</sup>。从事自营工商业对家庭持有住房资产起到了显著的抑制作用,这与 Shum 和 Faig 的研究结论是一致的,个体工商业家庭承担了自主创业的风险,出于风险替代和风险规避的目的会降低风险资产的持有<sup>[29]</sup>。

## (二)机制检验

前文的实证结果显示,育有男孩及男孩数量的增加会显著提高家庭住房资产占总资产的比重,本部分将进一步分析这种影响产生的传导机制。我国传统婚姻观念强调“男主外,女主内”,男性更多地承担赚钱养家的责任,承受着更大的经济压力。在这一背景下,育有男孩的家庭积累财富的动机往往

会增强,家庭可能会更加厌恶风险,并期望家庭资产能够持续稳定增长,这时收益稳定且风险较小的房产类实物资产就成了这些家庭的首选。此外,男孩数量的增加也会使家庭抚育子女的压力增大,家庭可能会倾向于更加保守的投资,从而避免因意外损失对家庭生活造成较大的冲击。因此,育有男孩及男孩数量的增加可能通过影响家庭的风险态度,进而影响家庭对住房资产的配置。

本文借鉴温忠麟等归纳的中介效应检验流程<sup>[30]</sup>,对家庭风险偏好程度(risk\_preference)这一影响渠道进行验证。表3列(1)和列(2)是没有将风险偏好程度纳入模型时的回归结果,表明育有男孩及男孩数量对家庭住房资产占比有显著的正向影响,这为中介效应的检验提供了前提。接着检验子女性别对家庭风险偏好程度的影响,从列(3)和列(4)回归结果可以看出,育有男孩显著降低了家庭的风险偏好程度;随着男孩数量的增加,家庭风险偏好不断降低。在此基础上进一步检验家庭风险态度对住房资产占比的影响。本文的基础回归结果显示,在同时控制风险偏好程度和其他家庭变量后,育有男孩及男孩数量对家庭住房资产占比具有显著的负向影响,而家庭风险偏好程度对住房资产占比的影响仍然显著为负,说明风险态度这一影响机制是存在的。育有男孩及男孩数量的增加会使家庭更加厌恶风险,使家庭将资金更多地投资于房产类实物资产,从而提高了家庭的住房资产占比。

表3 子女性别对家庭风险偏好的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	house_ratio	house_ratio	risk_preference	risk_preference
boy_yes	0.0291*** (0.0055)		-0.0460* (0.0235)	
boy_num		0.0243*** (0.0046)		-0.0325* (0.0196)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
N	10971	10971	10971	10971
R <sup>2</sup>	0.2814	0.2815	0.1424	0.1423

育有男孩除了可以通过改变家庭风险态度进而影响家庭资产组合之外,还能通过影响家庭在婚姻市场上的竞争性动机从而影响住房资产占比。由于男女性别比失衡现象的存在,有适婚男孩的家庭可能会面临更大的婚姻市场的压力,更需要利用自身经济条件来展现其在同龄适婚群体中竞争优势。而在婚姻市场信息不对称的背景下,具有大额度、固定性、长期性等特征的住房资产相较其他家庭资产,更适合作为传递男方能力、家庭财富与社会地位的信号载体<sup>[4]</sup>。因此,受婚姻竞争压力影响较大的家庭会选择持有更多的住房资产。本部分通过分组回归检验竞争性动机这一影响机制。

通过分析未婚子女的年龄分布,我们发现样本中未婚子女年龄主要集中在18~37岁(5%和95%分位数),表明此年龄段是婚姻匹配的主要阶段。因此,本文根据是否有处于这一年龄阶段的子女,将总样本分为“有适婚年龄子女”和“无适婚年龄子女”两个部分,并分别探究各子样本下育有男孩对家庭住房资产占比的影响。回归结果如表4所示,当家庭中存在适婚年龄子女时,育有男孩家庭的住房资产占比相较没有男孩家庭显著提高2.86%;而当家中没有适婚年龄子女时,育有男孩及男孩数量对家庭住房资产占比的影响均不显著。子样本回归结果证实了本文的猜想,即面对更大婚姻市场竞争压力的男孩家庭会更多地持有住房资产。

表4 竞争性动机对家庭住房资产的影响

	有适婚年龄子女		无适婚年龄子女	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	house_ratio	house_ratio	house_ratio	house_ratio
boy_yes	0.0286*** (0.0104)		0.0027(0.0081)	
boy_num		0.0235*** (0.0078)		0.0027(0.0069)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
N	4245	4245	6726	6726
R <sup>2</sup>	0.2278	0.2281	0.3596	0.3596

### (三)异质性分析

本部分依据城乡地区和家庭收入对样本进行划分,进一步考察不同类型家庭育有男孩对住房资产的影响。表5列(1)和列(2)分别报告了城市和农村家庭育有男孩对住房资产占比的异质性影响结果,通过对比可以发现,城市家庭育有男孩对住房资产的影响更加显著。这可能是因为农村自建房的成本较低,住房资产所占的比重相对较小,因此育有男孩对农村家庭住房资产的影响比较微弱。此外,本文依据家庭年收入的25%和75%分位数,将全样本划分为低收入样本、中等收入样本和高收入样本,并分别估计了不同收入家庭中育有男孩对家庭住房资产的影响。列(3)~(5)的估计结果显示,相较于低收入家庭,中等收入和高收入家庭育有男孩对住房资产占比有更显著的正向影响。低收入家庭由于资金约束的存在,可能没有能力为子女婚事筹备更多房产。

表5 育有男孩对家庭住房资产影响的异质性分析

	按城乡划分		按收入划分		
	(1) 城市	(2) 农村	(3) 低收入	(4) 中等收入	(5) 高收入
boy_yes	0.0165 ** (0.0064)	0.0130 (0.0116)	0.0035 (0.0127)	0.0228 ** (0.0080)	0.0240 * (0.0105)
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
N	7931	3040	2747	5486	2738
R <sup>2</sup>	0.3721	0.1739	0.3436	0.3399	0.3251

## 五、稳健性检验

### (一)内生性分析

研究子女性别对家庭住房资产占比的影响可能会存在内生性挑战。一方面,高住房资产占比带来的“房奴效应”或“财富效应”可能会对家庭生育决策造成影响,从而产生反向因果的内生性问题<sup>[31]</sup>;而另一方面,在计划生育政策的约束下,受传统“重男轻女”思想影响的家庭可能会通过胎儿性别鉴定等非法手段进行子女性别的选择,而这些影响子女性别选择的因素可能影响家庭住房资产占比,从而导致遗漏变量偏差<sup>[32]</sup>。为了减少内生性问题对本文估计结果的影响,本文借鉴 Lee 的思路,选取家庭第一胎子女性别(child1\_gender)作为工具变量进行两阶段估计<sup>[33]</sup>。第一胎子女性别会影响父母的生育决策,与重男轻女程度一致的家庭相比,第一胎是女孩的家庭生育率更高<sup>[34]</sup>。而Ebenstein的研究结果表明,父母通常不在第一胎上进行性别选择<sup>[35]</sup>,因此可以认为第一胎子女的性别相对外生。吴晓瑜等则在研究中将第一胎子女性别作为子女性别的代理变量,认为中国的性别失衡现象主要是由第二胎及以后的性别选择所导致的,发生在第一胎的性别选择现象并不严重<sup>[36]</sup>。因此,第一胎的性别可以看作是外生的。

此外,我们仿照方颖等的做法,从统计上检验工具变量的外生性<sup>[37]</sup>。表6列(1)~(3)将家庭住房资产占比分别回归于是否育有男孩、男孩数量与第一胎子女性别,列(4)则将是否育有男孩和第一胎子女性别两个变量同时纳入考虑。由回归结果可以看出,当只考虑第一胎子女性别对住房资产占比的影响时,其影响在5%的水平显著;而当是否育有男孩和第一胎子女性别同时被纳入回归时,第一胎子女性别不再具有显著影响。这也从统计意义上说明,第一胎子女性别并不直接影响住房资产占比,而是通过是否育有男孩这一途径间接对家庭住房投资产生影响。表中列(5)将家庭住房资产同时回归于男孩数量和第一胎子女性别两个变量,可以得到相同结论。这也从统计的角度验证了第一胎子女性别的外生性,说明将第一胎子女性别作为是否育有男孩及男孩数量的工具变量是可行的。

表7是使用工具变量的两阶段最小二乘法的结果。列(1)和列(3)中一阶段回归的F统计量均

大于 10,且工具变量的 t 检验量数值较大,说明不存在弱工具变量选择问题,第一胎子女性别可以用来作为是否育有男孩及男孩数量的工具变量。工具变量的估计结果显示,在尽可能纠正内生性带来的估计偏差后,育有男孩对家庭住房资产占比的影响在 5%的统计水平上显著,回归系数为 0.0394;男孩数量的边际效应同样在 5%的统计水平上显著为正。工具变量的回归结果高于基准回归结果,说明反向因果的存在降低了是否育有男孩及男孩数量对家庭住房资产占比的影响,但育有男孩及男孩数量的增加对家庭住房资产占比的正向影响仍然成立,进一步说明了本文回归结果的稳健性。

表 6 工具变量的外生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	house_ratio	house_ratio	house_ratio	house_ratio	house_ratio
boy_yes	0.0142 ** (0.0056)			0.0105 * (0.0062)	
boy_num		0.0125 *** (0.0046)			0.0097 * (0.0051)
child1_gender			-0.0149 ** (0.0061)	-0.0110 (0.0067)	-0.0104 (0.0066)
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
N	10971	10971	10971	10971	10971
R <sup>2</sup>	0.2943	0.2944	0.2943	0.2945	0.2946

表 7 稳健型检验:工具变量法(2SLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
boy_yes		0.0394 ** (0.0159)		
boy_num				0.0320 ** (0.0129)
child1_gender	-0.3795 *** (0.0095)		-0.4673 *** (0.0111)	
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
F-test	41.90 ***		31.60 ***	
N	10971	10971	10971	10971
R <sup>2</sup>		0.2930		0.2932

## (二)Tobit 模型估计

本文将住房资产占比的上下限设置为 1 和 0,尽管只有少部分样本数据被压缩至上下限,但为了避免估计结果的偏差,本部分使用 Tobit 模型进行稳健型检验。表 8 列(1)~(2)给出了 Tobit 模型的回归结果。为了更直观地刻画是否育有男孩及男孩数量对家庭住房资产占比的影响,我们报告的是各变量的边际效应,而非回归系数。回归结果显示育有男孩在 1%的水平上显著提高家庭的住房资产占比,控制家庭特征和城市固定效应后的影响系数为 0.0169;男孩数量对住房资产占比的影响同样在 1%的统计水平上显著为正,由此说明本文的结果是稳健的。

## (三)剔除部分样本

1984 年,我国对计划生育政策进行调整和完善,在大部分农村地区施行“一胎半”政策,即第一胎为男孩的家庭不允许再生、第一胎为女孩的家庭可以生育二胎的弹性计划生育政策。这意味着 1984 年之后绝大多数农村地区的父母即使要进行性别选择,也会集中在二胎而非第一胎上<sup>[38]</sup>。换言之,这些家庭组成的样本第一胎子女性别的外生性更加可靠。因此,我们借鉴陆方文等的做法,选取第一胎子女出生于 1984 年之后的农村家庭进行稳健性检验<sup>[31]</sup>,回归结果如表 8 列(3)~(4)所示。子样本回归结果表明,育有男孩及男孩数量的增加对住房资产占比有显著的促进作用。

	Tobit		OLS	
	(1) house_ratio	(2) house_ratio	(3) house_ratio	(4) house_ratio
boy_yes	0.0169*** (0.0062)		0.0924* (0.0486)	
boy_num		0.0146*** (0.0051)		0.0626* (0.0329)
boy_ratio				
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
N	10971	10971	2901	2901
R <sup>2</sup>			0.1603	0.1615

注:表中列(1)和(2)报告的是边际效应;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为稳健标准误。

## 六、结论与政策建议

本文利用 2017 年中国家庭金融调查数据,研究了子女性别和家庭住房投资的关系,估计了是否育有男孩及男孩数量对住房资产占比的影响。为避免内生性引起的估计偏差,本文使用第一胎子女性别作为工具变量进行估计。本文的主要研究结果表明,在控制个体特征、家庭特征及地区特征后,育有男孩能显著提高家庭的住房资产占比;且随着男孩数量的增加,住房资产占比也会显著增加。原因是:一方面,育有男孩家庭为了增加在婚姻市场上的竞争力,会更多持有能反映自身能力和财力的住房资产。另一方面,男孩在家庭中承担着赡养父母、抚育子女的主要责任,考虑到遗产性动机的存在,育有男孩的家庭积累财富的动机更强,会更偏好持有风险低但升值空间大的住房资产。

研究子女性别对家庭住房资产的影响,能在当前适婚性别比严重失衡的背景下为我国高企的住房资产占比提供一些合理解释,也能为计生政策与经济社会的协调发展提供理论和实证支持。当前我国正值全面二孩政策实施阶段,子女的性别及数量的增加会影响家庭对房产的需求,而性别比失衡的压力也会对家庭的购房决策产生影响。因此,政府应该更加关注全面放开二孩时期房地产市场的供需问题,对人口数量增加以及人口结构变化带来的住房需求和住房投资问题及时加以防范和应对。一方面可以利用合理的宣传和教育手段,提高对出生人口性别比失衡的治理能力和治理效果,尽可能弱化性别比失衡对家庭房产持有的推动作用;另一方面可以通过开征房产税增加房产的持有成本,对增强婚姻市场竞争力的购房动机加以抑制,从而引导居民更加理性的住房消费。

### 参考文献:

- [1] 颜色,朱国钟.“房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析[J].管理世界,2013,(3):34—47.
- [2] 李凤,罗建东,路晓蒙,等.中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素[J].管理世界,2016,(2):45—56.
- [3] Wei, S., Zhang, X. The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China[J].Journal of Political Economy, 2011, 119(3):511—564.
- [4] 方丽,田传浩.筑好巢才能引好凤:农村住房投资与婚姻缔结[J].经济学(季刊),2016,(2):71—596.
- [5] 李涛,史宇鹏,陈斌开.住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题[J].经济研究,2011,(9):69—82.
- [6] 臧旭恒,张欣.中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析[J].经济研究,2018,(3):21—34.
- [7] McCarthy, D. Household Portfolio Allocation: A Review of the Literature[Z].Paper Presented at the ESRI International Forum, 2004.
- [8] Campbell, J.Y. Household Finance[J].The Journal of Finance, 2006, 61(4):1553—1604.
- [9] 吴卫星,易尽然,郑建明.中国居民家庭投资结构:基于生命周期、财富和住房的实证分析[J].经济研究,2010,(S1):72—82.
- [10] Bucciol, A., Miniaci, R., Pastorello, S. Return Expectations and Risk Aversion Heterogeneity in Household Portfolios[J].Journal of Empirical Finance, 2017, 40(C):201—219.

- [11] Bellante D., Green, C.A. Relative Risk Aversion among the Elderly[J]. Review of Financial Economics, 2004, 13(3):269—281.
- [12] 吴卫星, 谭浩. 夹心层家庭结构和家庭资产选择——基于城镇家庭微观数据的实证研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2017, (3):1—12.
- [13] 陈永伟, 史宇鹏, 权五燮. 住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据[J]. 金融研究, 2015, (4):1—18.
- [14] 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[J]. 国际金融研究, 2018, (11):87—96.
- [15] 马莉莉, 李泉. 中国投资者的风险偏好[J]. 统计研究, 2011, (8):63—72.
- [16] 鞠方, 王姣, 朱兴宇. 房地产投资对行业全要素生产率的影响——基于信贷中介效应的视角[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2020, (5):62—70.
- [17] 李焯, 阳镇, 张雅倩. 为什么投资者的主客观风险偏好存在差异——来自 CHFS 的微观证据[J]. 南方经济, 2015, (11):16—35.
- [18] 余永定, 李军. 中国居民消费函数的理论与验证[J]. 中国社会科学, 2000, (1):123—133.
- [19] Spaenjers, C., Spira, S.M. Subjective Life Horizon and Portfolio Choice[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2015, 116(C):94—106.
- [20] 邹小敏, 杨芊芊. 主观预期寿命对家庭资产配置的影响——基于 CHARLS 数据的经验分析[J]. 经济理论与经济管理, 2019, (2):44—61.
- [21] 余丽甜, 连洪泉. 为结婚而储蓄? ——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的经验证据[J]. 财经研究, 2017, (6):17—27.
- [22] 李树茁, 胡莹. 性别失衡的宏观经济后果——评述与展望[J]. 人口与经济, 2012, (2):1—9.
- [23] Lundberg, S., Rose, E. The Effects of Sons and Daughters on Men's Labor Supply and Wages[J]. Review of Economics and Statistics, 2002, 84(2):251—268.
- [24] Wei, S., Zhang, X. Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China [Z]. NBER Working Paper No.w16800, 2011.
- [25] Li, W., Yi, J. The Competitive Earning Incentive for Sons: Evidence from Migration in China[Z]. IZA Discussion Papers No.9214, 2015.
- [26] Grier, K.B., Hicks, D.L., Yuan, W. Marriage Market Matching and Conspicuous Consumption in China [J]. Economic Inquiry, 2016, 54(2):1251—1262.
- [27] 段志民. 子女数量对家庭收入的影响[J]. 统计研究, 2016, (10):83—92.
- [28] 陆方文, 刘国恩, 李辉文. 子女性别与父母幸福感[J]. 经济研究, 2017, (10):173—188.
- [29] Shum, P., Faig, M. What Explains Household Stock Holdings? [J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30(9):2579—2597.
- [30] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, (5):731—745.
- [31] 康传坤, 文强, 楚天舒. 房子还是儿子? ——房价与出生性别比[J]. 经济学(季刊), 2020, (3):913—934.
- [32] Chen, Y., Li, H., Meng, L. Prenatal Eex Selection and Missing Girls in China: Evidence from the Diffusion of Diagnostic Ultrasound[J]. The Journal of Human Resources, 2013, 48(1):36—70.
- [33] Lee, J. Sibling Size and Investment in Children's Education: An Asian Instrument[J]. Journal of Population Economics, 2008, 21(4):855—875.
- [34] Dahl, G.B., Moretti, E. The Demand for Sons[J]. The Review of Economic Studies, 2008, 75(4):1085—1120.
- [35] Ebenstein, A. The "Missing Girls" of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy[J]. Journal of Human Resources, 2010, 45(1):87—115.
- [36] 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[J]. 经济学(季刊), 2011, (3):869—886.
- [37] 方颖, 赵扬. 寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, (5):138—148.
- [38] Qian, N. Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance[J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(3):1251—1285.

(责任编辑:肖加元)