

DOI: 10.19361/j.er.2020.05.09

人口性别结构与家庭 资产选择:性别失衡的视角

魏下海 万江滔*

摘要: 本文从理论和经验上研究地区性别失衡对微观家庭资产选择(房屋和金融资产)的影响,利用2013年、2015年、2017年中国家庭金融调查数据研究发现:地区性别比是影响家庭资产决策的重要变量,随着性别失衡加剧,相比女孩家庭,男孩家庭有更大动机选择对房屋进行投资,而不是选择高风险的金融资产。其作用机制在于:性别失衡加剧了婚姻市场的觅偶竞争和信息不对称,相比金融资产,房屋作为一种风险更低、更加外显性的财富形式和“身份商品”,可以在婚姻市场释放男孩家庭“筑巢引凤”的高质量信号。进一步发现,男孩家庭偏向于选择面积更大、价值更高的房屋,而且相比女孩家庭,其预期购房时间更加迫切。本文研究结论不仅为性别失衡影响家庭的资产选择提供了细致的经验证据,也有助于为政府提供新的政策参考。

关键词: 性别失衡;家庭资产选择;婚姻市场

一、引言

近年来,中国出生人口性别比从2005年的118.6下降到了2015年的113.5(男:女),虽然性别失衡已逐步得到控制,但还是远远超过联合国设定的103~107的正常值。^① 此前出生人口性别比高的年份所积累的男性逐渐达到适婚年龄,进入婚姻市场,导致男性结婚的压力增大。同时,性别失衡使得女性在婚姻市场上拥有明显的优势,因此,男性想通过竞争获得合意的女性,就不得不付出一定的代价,例如通过向女方家庭支付一定的彩礼等方式来获取婚姻。而彩礼作为男女双方家庭达成婚姻意愿的一种重要契约方式,它一直存在于婚姻市场上。在古代社会,彩礼是指男女双方婚姻约定初步达成时,男方家庭送给女方家庭的聘礼。虽然这一习俗一直被世人所诟病,但却始终存在,尤其是在偏远农村(魏国学等,2008)。发展到如今,彩礼已经不仅仅指礼金,更包括汽车、房屋在内的具有外显性的实物资产,尤其是在大城市,男方如果没有一套新房,是很难获得丈母娘的同意顺利结婚的(韦艳、姜全保,

* 魏下海,华侨大学经济发展与改革研究院,邮政编码:361021,电子信箱:xiahaiwei2005@126.com;万江滔(通讯作者),华侨大学经济与金融学院,邮政编码:362021,电子信箱:mrcunha@126.com。

本文系国家社会科学基金青年项目“女性就业视阈下我国性别失衡的劳动力市场效应研究”(项目批准号:16CRK017)的阶段性成果。作者感谢“2019年中国宏观经济学术研讨会”与会学者的评论,感谢两位匿名评审专家提出的宝贵建议,文责自负。

① 新华社,2016:《我国出生人口性别比持续偏高 多部门加大整治“两非”行为力度》,4月21日,网址:http://www.gov.cn/xinwen/2016-04/21/content_5066439.htm。

2017)。据《2010年全国婚恋调查报告》显示,70.8%的女性认为结婚的前提条件是,男性必须有房。图1报告了2013年、2015年和2017年总计三年的地区性别比与房屋投资的关系图。从中也可以看出,在性别失衡越严重的地区,不管是人均住宅销售面积还是人均住宅销售套数,均显著增多。因此,随着性别失衡的加剧,彩礼(房屋)逐渐成为婚姻市场上不可或缺的一部分,这会给众多家庭的经济行为带来系统性影响。

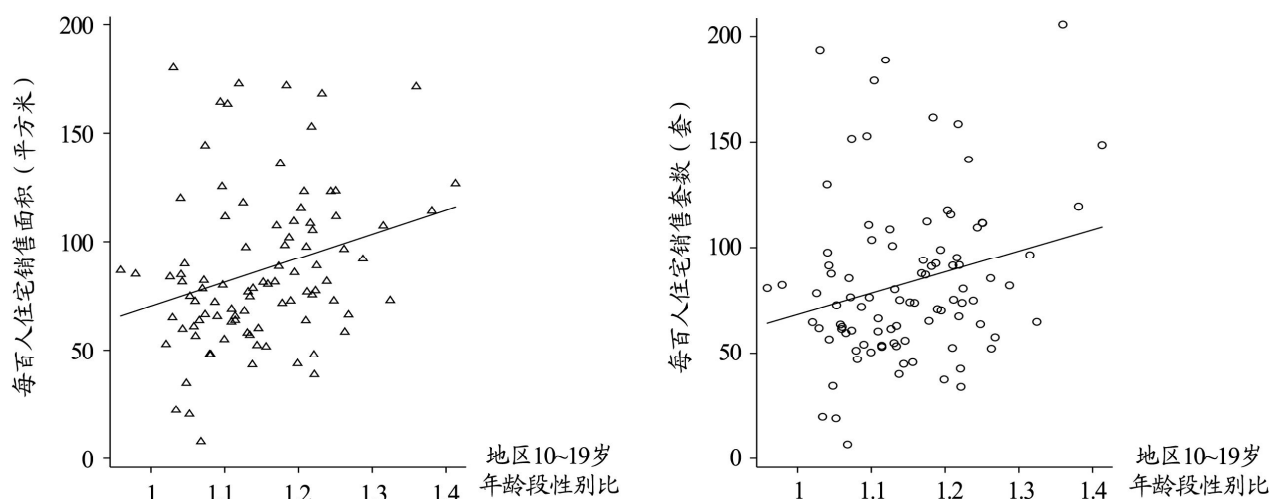


图1 地区性别比与房屋投资

(数据来源:2015年全国1%人口抽样调查、《中国统计年鉴》。)

关于性别失衡的研究,受到越来越多学者关注,他们认为中国性别失衡的原因,是计划生育政策的实施、B超鉴定技术以及社会文化中父母对男孩的偏好(Chen et al., 2013; Loh and Remick, 2015),尤其是后者——父母对男孩的偏好会进一步提高中国的性别比(Bulte et al., 2011)。一方面,大量研究证实性别失衡会带来暴力行为增多,社会不稳定的后果(Barber, 2003; Kaur, 2013)。具体地,Edlund等(2013)利用中国省级面板数据实证表明,性别失衡会导致犯罪率的提高。另一方面,Yuan等(2012)基于2009年中国农村金融调查数据发现,在性别比较高的农村家庭,有儿子的家庭更容易选择创业。与已有性别失衡的研究文献不同,本文重点关注性别失衡的另一种后果——对家庭资产选择的影响。关于家庭资产选择的研究,国内外均有一定的进展,主要是通过对金融市场的参与以及对财产进行投资组合,来达到家庭的最大效用(Campbell, 2006; 高明、刘玉珍, 2013)。而家庭的资产选择往往会受到资源禀赋、人口结构以及社会环境等因素的影响(Guiso et al., 2000; 尹志超等, 2014)。目前,研究我国家庭资产选择影响因素的文献日益增多,部分学者分别从健康状况、风险态度、金融素养水平等角度进行了阐述(雷晓燕、周月刚, 2010; 吴卫星等, 2018)。其中, Li等(2020)使用2013年家庭金融调查数据发现,性别失衡是解释不同家庭股票参与和风险投资的关键因素。作为该项研究的重要补充拓展,本文则重点考察性别失衡是否影响居民家庭在房屋与金融资产之间的抉择配置,并提供相应的解释。由于性别失衡的加剧,在婚姻市场中男多女少的现象越来越普遍,男孩家庭^①在婚姻市场中受到的压力也随之增加,会比女孩家庭^②更大(Wei et al., 2017),这会导致不同的家庭选择不同的资产配置。

①男孩家庭指仅养育一个儿子的家庭。

②女孩家庭指仅养育一个女儿的家庭。

我们通过使用中国家庭金融调查(CHFS)数据发现,在核心家庭^①中,随着性别比的提高,相比女孩家庭,男孩家庭更倾向于对房屋进行投资,更不倾向于对高风险的金融资产进行投资。与此同时,本文通过对婚姻市场中男孩、女孩家庭受到的婚姻压力的不同而产生不同的风险偏好,进而选择不同的风险投资决策,来对以上发现进行解释。其次,本文验证了性别失衡通过影响婚姻市场这一渠道来影响家庭的资产选择,在进行了一系列的稳健性估计之后,其结果仍是可靠的。此外,性别失衡对家庭资产选择的影响主要体现在城镇地区,同时进一步补充了男孩、女孩家庭对于房屋投资的证据。

本文的贡献在于,从性别失衡视角出发,对人口性别结构如何影响家庭资产选择进行解释。一方面性别失衡是我国现阶段面临的突出问题之一,鲜有文献系统地讨论性别失衡与家庭资产选择的关系,我们在这里做了初步尝试,补充了性别失衡在微观层面的实证结果。另一方面研究性别失衡对我国家庭资产选择的影响,不仅有助于理解性别比的变动对中国金融市场带来的重大冲击,而且有助于为政府提供相应的政策启示。

二、性别失衡影响家庭资产选择的机制阐述

性别失衡主要通过婚姻市场中男女双方受到的婚姻挤压来影响家庭的风险偏好,进而影响家庭的资产选择。近年来,由于我国一直处于性别失衡的境况,越来越多的父母在配置家庭资产时会为子女未来的婚姻进行考量,例如 Wei 和 Zhang(2011)提出了一种竞争性储蓄动机,即随着性别比提高,仅养育一个儿子的家庭会以一种竞争性行为提高储蓄率,来提高其儿子在婚姻选择中的相对吸引力。从经济学的角度来看,性别失衡往往会带来婚姻挤压,导致婚姻市场中彩礼的变化,进而影响家庭资产的配置。另外,彩礼(房屋)在婚姻形成过程中能够起着信号显示和传递的作用,帮助婚姻的成立和稳定(方丽、田传浩,2016)。这是因为在婚姻市场中,男女双方存在着信息不对称问题,即男性知道自己的经济状况,而女性则并不了解。那么,为了减少这种信息不对称的情况,女性会找寻信息渠道来了解对方,但由于信息伪装的问题导致女性很难获得正确的信息(Fang and Tian,2018)。而彩礼则可以作为一种财富,显示男方家庭的经济实力和人际关系,起着信号显示作用。因此,彩礼作为信息传递工具减少了女方家庭对男方家庭的考察时间和精力,促使婚姻关系的确立。这就意味着性别失衡能够影响家庭资产的选择,从而提出相关假说。

按照已有文献研究(王聪等,2017),本文将家庭的资产选择划分为低风险的房屋和高风险的金融资产,分别考察性别失衡对居民家庭资产选择的偏好。其中,高风险的金融资产具体细分为股票和风险资产。

第一,对于男孩家庭,随着性别失衡的加剧,为了增强在婚姻市场中的竞争力,其更倾向于对房屋进行投资,新的住房往往彰显了其家庭财富的实力(Sargeson,2002),同时房屋投资风险较低,是一种具有外显性的地位商品,能够吸引更多的女性关注(Yao and Xu,2018),从而增加其儿子找到另一半的概率。所以男孩家庭出于担忧其儿子未来的婚姻状况,并不愿意再去冒险对股票、基金等虚拟的高风险金融资产进行投资,而是选择对房屋这种相对保守的实物进行投资(Li and Wu,2017)。一般说来,住房在婚姻市场中起着主导作用,它代表了家庭的“面子”(赵丙祥、童周炳,2011),是有效且值得信赖的标志(Glaeser et al.,2017),这

^①核心家庭指仅养育一个子女的家庭。

样能够帮助女性在婚姻市场中快速地识别“高质量”的男孩家庭,同时增加男孩家庭的儿子在婚姻市场中成功匹配的概率(Fang and Tian,2018)。

第二,对于女孩家庭,一方面,他们想着能够搭男孩家庭的便车,在当前环境下,由于文化和传统习俗的原因,男孩家庭在婚姻中被期望付出更多的彩礼,包括房屋在内(贺雪峰,2009;韦艳、姜全保,2017)。张川川和陶美娟(2020)也证实了性别比的提高会导致男孩家庭的彩礼支出增加,降低女孩家庭对住房的需求。另一方面,女孩家庭为了避免女儿婚后的议价能力受损,可能也会增加其家庭对于低风险的房屋投资概率(Wei et al.,2017),从而抵消了搭便车带来的影响。同时,考虑到自身受到婚姻市场的压力较小,对于风险承受能力较强(Wei and Zhang,2011),故女孩家庭往往选择高风险的金融资产进行投资。由于性别失衡既可能增加女孩家庭对低风险的房屋投资概率,也可能增加对高风险的金融资产投资概率,因此,性别失衡影响女孩家庭的风险偏好程度是不确定的。

简单说来,性别失衡加剧了婚姻市场的觅偶竞争程度,导致不同的家庭选择不同的风险偏好,进而影响男孩、女孩家庭的资产配置方式。基于此,我们提出相应的理论假说:

H:相比女孩家庭,性别失衡会降低男孩家庭的风险偏好程度,进而增加男孩家庭未来对房屋的投资,降低对高风险金融资产的投资。

三、数据与模型

(一)数据来源与统计描述

本文研究的数据主要来源于西南财经大学2013年、2015年和2017年进行的中国家庭金融调查(CHFS)项目,数据包括除新疆、西藏和中国港澳台地区以外的29个省份,三年共计105 000多个家庭的样本,其他具体信息可参见甘犁等(2017)的研究报告。地区性别比和特征变量的数据,来源于2015年全国1%人口抽样调查^①和《中国统计年鉴》。在实证分析过程中,我们参考风笑天(2009)和王跃生(2013)等学者的研究,将分析对象限定为户主年龄小于和等于45岁、子女未婚且年龄介于0~25岁之间的核心家庭,其中包括三口之家(2个大人1个小孩)和两口之家(1个大人1个小孩),这样能够最大限度保证样本中家庭的可比性和可识别性。同时,剔除家庭年收入、净资产小于0的家庭,最终得到5 886个核心家庭的观测值。主要变量的说明见表1。

其中,房屋投资,根据CHFS调查问卷中的具体问题“未来,您家是否有新购或新建住房的打算?”来测度,若回答有新购或新建住房的打算,则表示家庭有住房需求取1,否则取0。其次,股票投资,根据CHFS调查问卷中的具体问题“您家持有的所有股票目前市值是多少?”来衡量,若回答结果大于0,则表示家庭持有股票资产取1,反之则取0。此外,根据尹志超等(2014)做法,把股票、基金(不包括货币市场基金)、金融债券、企业债券、金融衍生品、理财产品、外汇和黄金等归为风险资产。类似地,风险投资通过问卷判断,只要家庭持有上述一种风险资产,那么就表示该家庭持有金融资产取1,反之则取0。与此同时,在回归分析中控制了户主和家庭特征,其中,户主特征包括户主的受教育年限、年龄、性别、是否创业、对

^①由于地区分年龄段性别比的数据只出现在历次人口普查中,因此我们通过2015年全国1%人口抽样调查数据中12~21岁年龄段性别比、8~17岁年龄段性别比,来分别推断2013年、2017年10~19岁年龄段性别比。

金融知识的了解程度和对风险的偏好程度,家庭特征包括就业人口占比、总人口数、子女年龄、净资产和总收入(蓝嘉俊等,2018)。同时考虑到房价对于住房需求的影响,以及地区金融水平发展和宗族文化差异,进一步控制了人均可支配收入、地区房价收入比、公共服务支出占比、老龄化系数、人均金融机构数、人均宗族家谱数、人均佛教重点寺院数和人均方言片种类数等地区特征变量。

表 1 变量说明

变量	变量解释	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
<i>buyhouse</i>	房屋投资,家庭未来有新购或新建住房的打算取 1,否则取 0	5 886	0.333	0.471	0	1
<i>stockD</i>	股票投资,家庭持有股票资产取 1,否则取 0	5 886	0.143	0.35	0	1
<i>riskD</i>	风险投资,家庭持有风险资产取 1,否则取 0	5 886	0.255	0.436	0	1
<i>son×sr</i>	家庭子女性别与性别比交互项	5 886	0.678	0.572	0	1.413
<i>sr</i>	10~19 岁年龄段性别比	5 886	1.154	0.086	0.959	1.413
<i>son</i>	子女为男孩的家庭取 1,否则取 0	5 886	0.588	0.492	0	1
<i>head_age</i>	户主年龄	5 886	38.29	5.205	20	45
<i>male</i>	户主性别,男性取 1,否则取 0	5 886	0.748	0.434	0	1
<i>educ</i>	户主受教育年限	5 886	12.17	3.578	0	22
<i>finan_k</i>	户主对金融知识的了解程度,以正确回答关于金融知识的问题个数衡量,取 0~2	5 886	0.528	0.673	0	2
<i>risk_p</i>	户主风险偏好程度,风险厌恶取 0,中性取 1,偏好取 2	5 886	0.647	0.74	0	2
<i>ent</i>	户主是否创业,创业取 1,否则取 0	5 886	0.177	0.381	0	1
<i>child_age</i>	子女年龄	5 886	11.1	5.976	0	25
<i>emp</i>	家庭就业人口占家庭人口的比例	5 886	0.606	0.159	0	1
<i>num</i>	家庭总人口数	5 886	2.946	0.225	2	3
<i>asset_n</i>	家庭净资产(元),等于总资产-总负债	5 886	1232250	2106155	0	2.5×10^7
<i>income</i>	家庭总收入(元)	5 886	111811	208139	0	5000000
<i>pinq</i>	人均可支配收入(元)	5 886	22519	9334.41	10954.4	54305.3
<i>phpr</i>	房价收入比,以商品房(住宅)平均销售价格与城镇居民人均可支配收入的比值计算	5 886	0.233	0.064	0.138	0.48
<i>pub</i>	公共服务支出占总支出的比例	5 886	0.32	0.025	0.234	0.402
<i>aging</i>	老龄化系数	5 886	0.099	0.018	0.066	0.141
<i>pfirm</i>	每万人金融机构数	5 886	1.75	0.361	1.145	3.161
<i>plineage</i>	每万人宗族家谱数	5 886	0.297	0.545	0.003	2.534
<i>ptemple</i>	每千万人佛教重点寺院数	5 886	1.26	1.187	0	4.808
<i>pfangyan</i>	每千万人方言片种类数	5 886	1.616	1.277	0.413	8.621

注:地区金融机构数据来源于 Wind 数据库;地区佛教重点寺院数的原始数据来自 1983 年《国务院宗教事务局关于确定汉族地区佛道教全国重点寺观的报告》,手工搜集^①;地区方言片种类数的原始数据来自 1986 年中国各县方言归属数据,由徐现祥等(2015)搜集;地区宗族家谱数的原始数据来自《中国家谱总目》^②,由 Dinuccio 和 Wang(2020)搜集。其中,地区宏观经济变量均是省份层面的变量。

(二) 基准模型

本文使用线性概率模型(LPM)分析性别失衡对家庭资产选择的影响,具体地:

①感谢厦门国家会计学院翁若宇博士提供数据整理工作。

②王鹤鸣,2009:《中国家谱总目》,上海古籍出版社。

$$P(buyhouse_{ijt} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1(son \times sr)_{ijt} + \alpha_2 son_{ijt} + \alpha_3 sr_{ijt} + \beta X_{ijt} + u_t + u_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$P(stockD_{ijt} = 1) = \gamma_0 + \gamma_1(son \times sr)_{ijt} + \gamma_2 son_{ijt} + \gamma_3 sr_{ijt} + \theta X_{ijt} + u_t + u_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$P(riskD_{ijt} = 1) = \delta_0 + \delta_1(son \times sr)_{ijt} + \delta_2 son_{ijt} + \delta_3 sr_{ijt} + \varphi X_{ijt} + u_t + u_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

模型(1)–(3)中:解释变量 son ,表示男孩家庭取1,否则取0; sr 为地区10~19岁年龄段的性别比; $son \times sr$ 为二者交互项; X 为控制变量,具体包括户主特征、家庭特征和地区特征。下标 i 、 j 、 t 分别表示家庭、省份和年份, u_t 是年份固定效应, u_j 为不可观测的省份固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。此外,模型(1)中,被解释变量 $buyhouse$,表示预期购房或建房取1,否则取0,考虑了性别失衡对不同子女性别的家庭未来房屋投资的影响;模型(2)中,被解释变量 $stockD$,表示持有股票资产取1,否则取0,考虑了性别失衡对不同子女性别的家庭股票投资的影响;模型(3)中,被解释变量 $riskD$,表示持有风险资产取1,否则取0,考虑了性别失衡对不同子女性别的家庭风险投资的影响。在上述三个模型里,我们重点关注系数 α_1 、 γ_1 和 δ_1 ,若这三者系数均大于0则表明在性别失衡越严重的地方,男孩家庭相比女孩家庭更倾向于对未来房屋(股票、风险资产)进行投资;若这三者系数均小于0,则相反。

四、实证结果

(一) 基准回归分析

表2中分别是基准模型的回归结果,通过婚姻市场,将性别比和家庭资产选择联系起来。具体地,将家庭未来的房屋投资动机、股票市场投资动机和风险资产投资动机归结于男孩、女孩家庭分别在婚姻市场中受到的竞争程度,并通过下面的估计结果进行说明。其中,第(1)–(3)列是模型(1)的估计结果;第(4)–(6)列是模型(2)的估计结果;第(7)–(9)列是模型(3)的估计结果。上述结果均控制了年份固定效应和地区固定效应,采用稳健异方差估计。

表2中第(1)列考虑了变量男孩家庭(son)、地区性别比(sr)、二者的交互项($son \times sr$)以及户主特征对家庭未来房屋投资的影响,第(2)列和第(3)列在第(1)列的基础上进一步控制了家庭特征和地区特征。显然,这三列中交互项的估计系数均在5%的水平上显著为正,意味着在性别失衡越严重的地方,会加剧男孩家庭未来对房屋的投资。同样,表2中的第(4)–(6)列考虑了男孩家庭、地区性别比以及二者的交互项,并依次控制户主、家庭特征和地区特征对家庭股票资产投资的影响。根据这三列的估计结果,交互项的估计系数显著为负,意味着在性别失衡越严重的地方,越会抑制男孩家庭对股票市场的投资。类似地,表2的第(7)–(9)列依次考虑了核心解释变量,以及相关特征(户主、家庭、地区)变量对家庭风险资产投资的影响,估计结果显示,交互项的估计系数显著为负,意味着在性别失衡越严重的地方,越会抑制男孩家庭对风险资产的投资。这些估计结果证实了前文的理论假说。

表2中第(3)列交互项的估计结果与第(6)(9)列的结果符号正好相反,这恰恰说明了在性别比越高的地方,男孩家庭相比女孩家庭未来会有更高的住房需求,同时也更不愿意选择高风险的金融资产进行投资。这一现象可以通过婚姻缔结(方丽、田传浩,2016)的情况来解释,在家庭特征相似的情况下,其中考虑一户男孩家庭在性别比低的地区,另一户男孩家庭在性别比高的地区,那么高性别比地区的男孩家庭在婚姻市场中所处的竞争压力就会更大,为了能让自己的儿子脱单,男孩家庭往往通过对房屋进行投资来释放出一种信号,因为房屋常常作为家庭财富的一种可视化载体(相对于虚拟的高风险金融资产),能够让女性快

速地识别和匹配,从而增加其儿子脱单的概率。

表 2 性别失衡对家庭资产选择的影响

变量	房屋投资			股票投资			风险投资		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>son</i> × <i>sr</i>	0.308 ** (0.143)	0.318 ** (0.144)	0.315 ** (0.144)	-0.207 ** (0.096)	-0.214 ** (0.096)	-0.218 ** (0.096)	-0.360 *** (0.116)	-0.370 *** (0.115)	-0.373 *** (0.115)
<i>sr</i>	-0.341 (0.217)	-0.358 * (0.216)	-0.447 * (0.230)	0.349 ** (0.157)	0.368 ** (0.156)	0.316 * (0.162)	0.361 * (0.192)	0.396 ** (0.188)	0.278 (0.198)
<i>son</i>	-0.302 * (0.165)	-0.311 * (0.166)	-0.308 * (0.166)	0.227 ** (0.109)	0.237 ** (0.109)	0.242 ** (0.109)	0.406 *** (0.133)	0.420 *** (0.132)	0.424 *** (0.132)
<i>head_age</i>	-0.008 *** (0.001)	-0.007 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)	0.007 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)
<i>male</i>	-0.001 (0.014)	0.013 (0.015)	0.013 (0.015)	-0.018 * (0.010)	-0.015 (0.011)	-0.015 (0.011)	-0.037 *** (0.012)	-0.034 *** (0.013)	-0.035 *** (0.013)
<i>educ</i>	0.007 *** (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.018 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)	0.031 *** (0.002)	0.018 *** (0.002)	0.018 *** (0.002)
<i>finan_k</i>	-0.020 ** (0.009)	-0.023 ** (0.009)	-0.023 ** (0.009)	0.025 *** (0.007)	0.018 ** (0.007)	0.018 ** (0.007)	0.046 *** (0.009)	0.034 *** (0.008)	0.034 *** (0.008)
<i>risk_p</i>	0.064 *** (0.009)	0.058 *** (0.009)	0.058 *** (0.009)	0.079 *** (0.007)	0.070 *** (0.007)	0.070 *** (0.007)	0.092 *** (0.008)	0.078 *** (0.008)	0.078 *** (0.008)
<i>ent</i>	0.072 *** (0.017)	0.074 *** (0.017)	0.073 *** (0.017)	0.008 (0.011)	-0.012 (0.011)	-0.011 (0.011)	0.007 (0.014)	-0.024 * (0.014)	-0.024 * (0.014)
<i>child_age</i>		-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)		-0.002 ** (0.001)	-0.002 ** (0.001)		-0.002 * (0.001)	-0.002 * (0.001)
<i>emp</i>		0.084 ** (0.040)	0.082 ** (0.040)		-0.021 (0.025)	-0.021 (0.025)		-0.018 (0.031)	-0.020 (0.031)
<i>num</i>		-0.082 *** (0.029)	-0.082 *** (0.029)		-0.032 * (0.019)	-0.032 * (0.019)		-0.016 (0.022)	-0.015 (0.022)
$\ln(asset_n)$		-0.005 (0.006)	-0.005 (0.006)		0.035 *** (0.003)	0.035 *** (0.003)		0.057 *** (0.004)	0.057 *** (0.004)
$\ln(income)$		0.032 *** (0.005)	0.032 *** (0.005)		0.019 *** (0.003)	0.019 *** (0.003)		0.030 *** (0.004)	0.030 *** (0.004)
$\ln(pinq)$			-0.616 (0.379)			0.171 (0.314)			-0.381 (0.368)
<i>phpr</i>			0.570 (0.813)			-0.407 (0.551)			0.196 (0.704)
<i>pub</i>			0.630 (0.518)			0.440 (0.359)			0.515 (0.468)
<i>aging</i>			1.141 (1.368)			0.124 (0.983)			1.179 (1.140)
<i>pfirm</i>			-0.080 (0.088)			-0.078 (0.059)			-0.041 (0.073)
<i>plineage</i>			0.125 (0.207)			-0.004 (0.154)			-0.187 (0.182)
<i>ptemple</i>			0.036 (0.074)			0.042 (0.054)			0.024 (0.063)
<i>pfangyan</i>			0.132 (0.098)			0.027 (0.062)			-0.046 (0.083)
年份效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	5 886	5 830	5 830	5 886	5 830	5 830	5 886	5 830	5 830
R^2	0.051	0.058	0.059	0.131	0.153	0.154	0.184	0.220	0.221

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。括号内为异方差稳健标准误。表中地区效应是省份固定效应, Y 表示在回归模型中控制了对应的特征变量和固定效应。下表同。

进一步,根据表2中第(3)列的估计结果,可以得到户主特征、家庭特征对房屋投资的影响。具体地,家庭未来对房屋投资的概率会随着户主的受教育程度(*educ*)、户主对风险的偏好程度(*risk_p*)、家庭的就业人口占比(*emp*)以及家庭总收入的对数值($\ln(\text{income})$)的提高而上升;其次,户主创业(*ent*)的家庭会更容易有购房或建房的打算。相反,户主年龄(*head_age*)、户主对金融知识的了解程度(*finan_k*)、家庭总人口数(*num*)与之呈负向变动关系。另外,户主性别(*male*)、子女年龄(*child_age*)、家庭净资产的对数值($\ln(\text{asset}_n)$)与房屋投资没有显著的关系。类似地,由第(6)列和第(9)列的估计结果,可以得到户主特征、家庭特征对高风险金融资产投资的影响。此外,地区特征,包括人均可支配收入的对数值($\ln(\text{pinq})$)、地区房价收入比(*phpr*)、公共服务支出占比(*pub*)、地区老龄化系数(*aging*)、人均金融机构数(*pfirm*)、人均宗族家谱数(*plineage*)、人均重点寺庙数(*ptemple*)和人均方言片种类数(*pfangyan*)与家庭资产选择之间没有显著的关系。

(二) 稳健性估计

1. 不同的估计方法

表3的第(1)—(3)列分别报告了采用Probit模型估计的结果,同时与基准回归结果表2中第(3)(6)(9)列的控制变量和固定效应保持一致^①。估计结果显示,第(1)列Probit模型估计的交互项系数显著为正,第(2)(3)列交互项系数均显著为负,意味着性别失衡会加剧男孩家庭未来对房屋的投资,同时抑制对高风险金融资产的投资。这与基准回归的结果一致,表明使用LPM模型估计的结果是稳健的。

2. IV 检验

考虑到遗漏变量和性别比测量误差的问题,我们同时采用各地区少数民族人口占比(Bulte et al., 2011)、违反计划生育政策的罚金收入占比和独生子女家庭的奖励金(Ebenstein, 2011)作为性别比的工具变量,分别对家庭的资产选择进行估计,控制了与基准回归中相同的特征变量和固定效应。由于少数民族不会受到严格的计划生育政策限制,故少数民族人口占比与当地的性别比成负向关系。此外,计划生育政策是多年前就确定的,不会影响现在的投资决策。因此,违反计划生育政策的罚金收入占比越高,代表性别失衡越严重;独生子女家庭的奖励金则相反^②。

表3中的第(4)—(6)列分别报告了其结果。具体地,房屋投资交互项的估计系数显著为正,高风险金融资产投资的交互项估计系数显著为负。与基准回归结果相比,交互项的估计系数在方向上保持一致,且估计系数的绝对值大于基准回归中的结果。同时,Hansen J检验的P值均不能拒绝工具变量是有效的原假设,这表明我们的基准回归是稳健可靠的。

3. 不同年龄段的性别比

虽然不同年龄段的性别比略有不同,但是其对家庭资产的选择应该是保持一致的,因此我们选取5~19岁扩大范围的年龄段性别比,作为10~19岁年龄段性别比的稳健性估计。

^①为了节约篇幅,表3—表6没有汇报各个特征变量的估计系数,有需要的读者可向作者索取。

^②IV检验第一阶段的估计结果显示,少数民族人口占比、独生子女家庭的奖励金与性别比的关系显著为负,罚金收入占比与性别比的关系显著为正,符合预期。其次,工具变量的LM统计量为163.078, Wald F统计量为13.525,均拒绝了工具变量和内生变量不相关、弱相关的假设,说明选取的工具变量是有效的。

表3第(7)一(9)列使用LPM模型分别估计了对房屋投资和高风险金融资产投资的结果,并且控制变量的选取、固定效应与基准回归保持一致,其中的 sr ,即为地区5~19岁年龄段的性别比。具体地,表3中的第(7)列交互项的估计系数为0.35,意味着在性别失衡越严重的地方,越会增加男孩家庭未来对房屋投资的概率。同时,表3的第(8)(9)列中,交互项的估计系数分别为-0.246和-0.418,意味着在性别失衡越严重的地方,会降低男孩家庭对高风险金融资产投资的概率。这三列估计结果分别与基准回归结果类似,一致印证了基准回归结果的稳健性。

表3 性别失衡对家庭资产选择的影响——稳健性检验

变量	Probit 模型			IV:2SLS			使用5~19岁年龄段的性别比		
	房屋投资	股票投资	风险投资	房屋投资	股票投资	风险投资	房屋投资	股票投资	风险投资
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$son \times sr$	0.296** (0.142)	-0.173* (0.103)	-0.340*** (0.123)	0.589* (0.307)	-0.357* (0.212)	-0.592* (0.323)	0.350* (0.182)	-0.246** (0.120)	-0.418*** (0.146)
sr	-0.448* (0.244)	0.290* (0.170)	0.298 (0.213)	0.659 (1.891)	0.323 (1.252)	1.032 (6.628)	-0.850* (0.501)	0.790** (0.365)	0.422 (0.447)
son	-0.286* (0.165)	0.192 (0.121)	0.388*** (0.144)	-0.622* (0.354)	0.402* (0.243)	0.677* (0.377)	-0.348* (0.210)	0.274** (0.137)	0.476*** (0.168)
户主特征	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
家庭特征	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份特征	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Hansen J	-	-	-	0.721	0.568	0.701	-	-	-
N	5 830	5 830	5 830	5 830	5 830	5 830	5 830	5 830	5 830
R^2	-	-	-	0.054	0.153	0.219	0.059	0.154	0.220

注:第(1)一(3)列的估计结果均为Probit模型的平均边际效应。

(三) 其他稳健性估计

表4进一步报告了采用LPM模型估计的其他稳健性检验结果。首先,考虑到某些家庭为了满足住房刚需而购买房屋,为了避免这一情况对家庭资产决策的影响,这里只保留拥有自有住房的家庭样本。表4第(1)一(3)列估计了相应的结果,交互项的估计系数与基准回归结果保持一致。其次考虑到户主年龄的影响差异,我们将样本中的户主年龄进一步限定为40岁。表4第(4)一(6)列报告了户主年龄小于和等于40岁的样本结果,其估计系数也与基准回归保持一致。最后,表4第(7)一(9)列报告了城镇样本的结果。由估计结果可知,房屋投资交互项的估计系数显著为正,而高风险金融资产则显著为负,表明在性别比越高的地方,相比高风险的金融资产,男孩家庭更容易有购房或建房的打算。上述事实与基准回归中的结果保持一致,说明性别失衡对家庭资产选择的作用机制主要体现在城镇地区^①。

^①这里不考虑农村地区的家庭,主要原因有两点:其一,在全样本中农村家庭占比过少,约12.6%;其二,农村相比城镇,一方面住房市场不完善,另一方面农村家庭对金融资产了解不多,故对于相关投资较少。因此,本文重点关注城镇样本。

表 4 性别失衡对家庭资产选择的影响——其他稳健性检验

变量	保留自有住房的样本			保留户主年龄(≤40)的样本			城镇样本		
	房屋投资	股票投资	风险投资	房屋投资	股票投资	风险投资	房屋投资	股票投资	风险投资
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>son</i> × <i>sr</i>	0.271 *	-0.229 **	-0.404 ***	0.435 **	-0.339 ***	-0.381 **	0.364 **	-0.227 **	-0.435 ***
	(0.163)	(0.112)	(0.134)	(0.192)	(0.123)	(0.151)	(0.152)	(0.107)	(0.128)
<i>sr</i>	-0.468 *	0.253	0.229	-0.650 **	0.656 ***	0.369	-0.385	0.351 *	0.334
	(0.251)	(0.190)	(0.232)	(0.289)	(0.211)	(0.257)	(0.239)	(0.182)	(0.222)
<i>son</i>	-0.260	0.251 **	0.454 ***	-0.466 **	0.377 ***	0.430 **	-0.364 **	0.253 **	0.498 ***
	(0.188)	(0.127)	(0.153)	(0.222)	(0.140)	(0.173)	(0.176)	(0.122)	(0.147)
户主特征	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
家庭特征	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份特征	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4 591	4 591	4 591	3 405	3 405	3 405	5 150	5 150	5 150
<i>R</i> ²	0.059	0.158	0.229	0.057	0.144	0.208	0.059	0.145	0.206

(四) 机制分析

基于前文理论分析,性别失衡导致男孩家庭的风险偏好程度降低,进而增加男孩家庭对住房的投资,降低对高风险金融资产的投资。表 5 进一步采用 LPM 模型验证了地区性别比与家庭风险偏好的关系。具体地,被解释变量是家庭风险偏好程度,核心解释变量是地区性别比,第(1)(2)列分别是男孩家庭、女孩家庭的估计结果,其他特征变量、固定效应与基准回归保持一致。估计结果显示,性别失衡的加剧会降低男孩家庭的风险偏好程度,而对女孩家庭的风险偏好程度没有影响,这样将导致男(女)孩家庭选择不同的资产配置方式。这与我们的理论假说保持一致。

表 5 影响机制——子女性别与风险偏好程度

变量	风险偏好程度	
	男孩家庭	女孩家庭
	(1)	(2)
<i>sr</i>	-0.773 *	0.159
	(0.415)	(0.530)
户主特征	Y	Y
家庭特征	Y	Y
省份特征	Y	Y
年份效应	Y	Y
地区效应	Y	Y
N	3 429	2 401
<i>R</i> ²	0.107	0.100

五、家庭未来的房屋投资:补充证据

在前面的实证中,我们发现性别比越高的地方,男孩家庭对房屋投资的倾向性越高。进一步,我们研究男孩家庭和女孩家庭在性别比高的地方,其预期购房面积、购房价值和购房紧迫性的选择差异,作为对房屋投资的补充证据。表 6 中的估计结果,与基准回归中的控制变量、固定效应保持一致。

表 6 补充证据——房屋投资

变量	预期购房面积	预期购房价值	购房紧迫性
	(1)	(2)	(3)
<i>son</i> × <i>sr</i>	1.095 * (0.567)	1.093 *** (0.406)	0.555 ** (0.276)
<i>sr</i>	-1.595 * (0.882)	-2.256 *** (0.609)	-0.786 * (0.436)
<i>son</i>	-1.042 (0.651)	-1.111 ** (0.454)	-0.572 * (0.316)
户主特征	Y	Y	Y
家庭特征	Y	Y	Y
省份特征	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y
N	5 688	4 624	4 611
R ²	0.076	0.159	0.136

注:(1)预期购房面积,根据 CHFS 问卷中的问题“您预计会买多大平米的房子?”来测度,根据回答的选项,将购房面积由小到大划分了 8 个类别,取 0~7,数值越大代表预期购房的面积越大。(2)预期购房价值,根据 CHFS 问卷中的问题“您计划购买多少钱一平方米的房子?”来测度,根据回答的选项,将预期购房的价值划分为 11 个类别,取 0~10,数值越大代表预期购房的花费越多,房屋的价值越高。(3)购房紧迫性,根据 CHFS 问卷中的问题“您家打算什么时候购买住房?”来测度,根据回答的选项,将预期购房的时间由长到短划分为 5 个类别,取 0~4,数值越大代表预期购房时间越短,对于住房的需求越紧迫。

由表 6 中的第(1)一(3)列可知,不管是预期购房面积、预期购房价值,还是购房紧迫性,交互项的估计系数都全部显著为正。意味着在保持其他特征不变的情况下,在性别比较高的地区,男孩家庭更倾向于选择面积更大、价值更高的房屋,这与 Wei 等(2017)的结论保持一致。此外,对男孩家庭来说,预期的购房时间会随着性别比的提高而缩短,即在性别失衡越严重的地方,男孩家庭对于住房的需求已迫在眉睫。这是由于在性别失衡严重的地方,男孩家庭会受到更多的来自婚姻市场的压力,为了提高在婚姻市场中的竞争力,故通过提早购买大面积、高价值的住房来展现其家庭财富的实力,吸引女性的注意从而增加其儿子成功找到另一半的概率。上述事实作为补充证据亦支持了前文的结论,即性别失衡不仅会加剧男孩家庭对房屋的投资,同时也会导致男孩家庭(相比女孩家庭)偏向于选择面积更大、价值更高的房屋,以及缩短购房的时间。

六、结论与启示

在性别比严重失衡的背景下,“筑巢方能引凤”“天价彩礼”折射出当今中国婚姻市场觅偶竞争的残酷现实。本文从理论和经验上考察性别失衡如何影响微观家庭在房屋和金融资产之间的配置选择。利用三期的中国家庭金融调查数据的实证研究发现,房屋作为一种更加外显性的财富形式和身份商品,能够为男孩家庭释放“高质量”信号,赢取婚姻匹配的更大可能性。在性别失衡严重地区,男孩家庭相比女孩家庭会有更低的风险偏好,因此他们会增加对房屋未来的投资,而相应地降低对高风险金融资产的投资。在一系列的稳健性估计,包括替换不同的估计方法、不同年龄段的性别比和引入工具变量之后,其估计结果也是一致可靠的。此外,进一步研究发现,性别失衡对家庭资产选择的作用机制主要体现在城镇地区。同时,根据补充的男孩、女孩家庭对于未来房屋投资的相关证据显示,相比女孩家庭,男孩家庭偏向于选择面积更大、价值更高的房屋,以及预期购房时间会更加紧迫。

既然性别失衡影响了家庭资产配置结构,当这种微观影响不断累积叠加时,就可能影响

资本市场的结构性变化,最终在宏观层面伤害中国经济。本文基于一个新颖的分析视角,从理论上拓展了关于性别失衡经济后果评估的研究文献,能够为当前“购房热”提供一个确凿的新证据。显然,地区性别失衡造成的婚姻挤压会传递给众多家庭,并改变他们的经济行为和动机。这就意味着,性别失衡将重塑甚至扭曲社会群体行为,而这并不是一种良性的社会竞争形态。随着一代年轻子女逐渐步入成年,那些在婚姻竞争中败阵下来的群体,有可能成为影响社会秩序和安全稳定的隐患,事实上这方面的例证并不少见(Edlund et al.,2013)。对于当前中国超过两千万的“光棍”群体,性别失衡引致的人口安全及其经济社会后果绝不容小觑。

因此,本文的政策启示也较为明显:在对性别失衡的经济社会风险进行充分评估前提下,出生人口性别比综合治理工作刻不容缓。国家卫生和计划生育委员会启动的“关爱女孩行动”“圆梦女孩志愿行动”等一系列活动,旨在通过对贫困地区农村女孩进行一对一长期帮扶和短期团队帮扶,唤起全社会对女孩的关注,倡导性别平等(新华网,2013)^①。此外,政府和社会各界应积极宣传、引导大众形成良好的婚嫁文化和新型生育观念,也有助于缓解性别失衡带来的不利影响。

参考文献:

- 1.方丽、田传浩,2016:《筑好巢才能引好凤:农村住房投资与婚姻缔结》,《经济学(季刊)》第15卷第2期。
- 2.风笑天,2009:《第一代独生子女父母的家庭结构:全国五大城市的调查分析》,《社会科学研究》第2期。
- 3.甘犁、魏昆、路晓蒙、赵雨培、王香,2017:《2017中国工薪阶层信贷发展报告》,西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心。
- 4.高明、刘玉珍,2013:《跨国家金融比较:理论与政策意涵》,《经济研究》第2期。
- 5.贺雪峰,2009:《农村代际关系论:兼论代际关系的价值基础》,《社会科学研究》第5期。
- 6.蓝嘉俊、杜鹏程、吴泓苇,2018:《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》第11期。
- 7.雷晓燕、周月刚,2010:《中国家庭的资产组合选择:健康状况与风险偏好》,《金融研究》第1期。
- 8.王聪、姚磊、柴时军,2017:《年龄结构对家庭资产配置的影响及其区域差异》,《国际金融研究》第2期。
- 9.韦艳、姜全保,2017:《代内剥削与代际剥削?——基于九省百村调查的中国农村彩礼研究》,《人口与经济》第5期。
- 10.魏国学、熊启泉、谢玲红,2008:《转型期的中国农村人口高彩礼婚姻——基于经济学视角的研究》,《中国人口科学》第4期。
- 11.吴卫星、吴锬、张旭阳,2018:《金融素养与家庭资产组合有效性》,《国际金融研究》第5期。
- 12.徐现祥、刘毓芸、肖泽凯,2015:《方言与经济增长》,《经济学报》第2期。
- 13.尹志超、宋全云、吴雨,2014:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,《经济研究》第4期。
- 14.王跃生,2013:《中国城乡家庭结构变动分析——基于2010年人口普查数据》,《中国社会科学》第12期。
- 15.张川川、陶美娟,2020:《性别比失衡、婚姻支付与代际支持》,《经济科学》第2期。
- 16.赵丙祥、童周炳,2011:《房子与骰子:财富交换之链的个案研究》,《社会学研究》第3期。
- 17.Barber, N. 2003. "The Sex Ratio and Female Marital Opportunity as Historical Predictors of Violent Crime in England, Scotland, and the United States." *Cross-Cultural Research* 37(4): 373-392.
- 18.Bulte, E., N. Heerink, and X. Zhang. 2011. "China's One-Child Policy and 'The Mystery of Missing Women': Ethnic Minorities and Male-Biased Sex Ratios." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 73(1): 21-39.
- 19.Campbell, J. Y. 2006. "Household Finance." *The Journal of Finance* 61(4): 1553-1604.
- 20.Chen, Y., H. Li, and L. Meng. 2013. "Prenatal Sex Selection and Missing Girls in China: Evidence from the Diffusion of Diagnostic Ultrasound." *Journal of Human Resources* 48(1): 36-70.
- 21.Dincecco, M., and Y. Wang. 2020. "Internal Conflict, Geopolitics, and State Development: Evidence from Imperial China." Working Paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3209556>.
- 22.Ebenstein, A. 2011. "Estimating a Dynamic Model of Sex Selection in China." *Demography* 48(2): 783-811.

^①新华网,2013:《国家卫计委启动“圆梦女孩志愿行动”倡导性别平等》,8月23日,网址:<https://china.huanqiu.com/article/9CaKrnJBXsZ>。

23. Edlund, L., H. Li, J. Yi, and J. Zhang. 2013. "Sex Ratios and Crime: Evidence from China." *Review of Economics and Statistics* 95(5):1520–1534.
24. Fang, L., and C. Tian. 2018. "Housing and Marital Matching: A Signaling Perspective." *China Economic Review* 47:27–46.
25. Glaeser, E., W. Huang, Y. Ma, and A. Shleifer. 2017. "A Real Estate Boom with Chinese Characteristics." *Journal of Economic Perspectives* 31(1):93–116.
26. Guiso, L., T. Jappelli, and M. Haliassos. 2000. "Household Portfolios: An International Comparison." Working Paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=245805>.
27. Kaur, R. 2013. "Mapping the Adverse Consequences of Sex Selection and Gender Imbalance in India and China." *Economic and Political Weekly* 48(35):37–44.
28. Li, L., and X. Wu. 2017. "The Consequences of Having a Son on Family Wealth in Urban China." *Review of Income and Wealth* 63(2):378–393.
29. Li, W., C. Song, S. Xu, and J. Yi. 2020. "High Sex Ratios and Household Portfolio Choice in China." *Journal of Human Resources*, Published online before print: <http://jhr.uwpress.org/content/early/2020/01/08/jhr.57.2.1217-9245R2>.
30. Loh, C., and E. J. Remick. 2015. "China's Skewed Sex Ratio and the One-Child Policy." *The China Quarterly* 222:295–319.
31. Sargeson, S. 2002. "Subduing 'The Rural House-Building Craze': Attitudes towards Housing Construction and Land Use Controls in Four Zhejiang Villages." *The China Quarterly* 172:927–955.
32. Wei, S. J., and X. Zhang. 2011. "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China." *Journal of Political Economy* 119(3):511–564.
33. Wei, S. J., X. Zhang, and Y. Liu. 2017. "Home Ownership as Status Competition: Some Theory and Evidence." *Journal of Development Economics* 127:169–186.
34. Yao, R., and C. Xu. 2018. "Factors Related to Non-Primary Housing Ownership: Evidence from China General Social Survey." Working Paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3264233>.
35. Yuan, Y., Z. Rong, and L. Xu. 2012. "Sex Imbalance, Marriage Competition, and Entrepreneurship: Evidence from Rural China." Agricultural and Applied Economics Association (AAEA).

Population Gender Structure and Family Assets Selection: A Perspective of Gender Imbalance

Wei Xiahai¹ and Wan Jiangtao²

(1: Institute of Economic Development and Reform, Huaqiao University;
2: College of Economics and Finance, Huaqiao University)

Abstract: This paper theoretically and empirically studied the impact of regional gender imbalance on the selection of micro family assets (housing and financial assets), and found that: Regional sex ratio is an important variable affecting the decision of family assets by using the data of Chinese Household Finance Survey in 2013, 2015, 2017. As the gender imbalance grows, families with one boy have more incentive than those with one daughter to invest in their houses rather than in risky financial assets. The mechanism is as follows: gender imbalance intensifies mate-seeking competition and information asymmetry in the marriage market. Compared with financial assets, housing, as a form of wealth and "identity commodity" with lower risk and more explicit, can release high-quality signals of "nesting and attracting" in the marriage market for male families. It is further found that families with one boy tend to choose houses with larger area and higher value, and their expected time of purchase is more urgent than those with one daughter. The conclusions of this paper not only provide detailed empirical evidence for the influence of gender imbalance on household asset selection, but also help to provide new policy insights for the government.

Keywords: Gender Imbalance, Family Assets Selection, Marriage Market

JEL Classification: D12, J12, J16

(责任编辑:陈永清)