

子女性别结构如何影响家庭负债^{*}

蔡兆瑞 丁骋骋 蔡晓慧

内容提要:本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据研究发现,家庭负债与户主年龄关系是一个接近“M形”的双峰结构,即家庭负债水平在户主 30 岁前后达到最高并持续下降,在 50 岁左右再度上升,这种现象在民间借贷中表现得更为明显。通过 CFPS 数据进行实证研究发现:造成中年以后负债再次上升的原因与家庭子女及其性别结构有关。相比有女儿的家庭,有儿子的中年家庭负债更高,这一点在性别比更高的农村地区尤为典型。为此我们提出“竞争性负债”的假说:最近十多年来随着房价持续飞涨,男性婚姻成本大幅上升,父母从原先“主动储蓄”转向“被动负债”,通过为子女购置婚房等获得婚姻市场优势地位。农村和较低收入家庭更容易受到正规信贷约束,只能更多求助民间借贷。考虑子女性别结构不仅为理解我国家庭负债行为提供了一个新视角,更对当前家庭负债风险防控带来重要启示。

关键词:“竞争性负债” 家庭负债 子女性别结构 民间借贷

作者简介:蔡兆瑞,浙江财经大学经济学院博士研究生,310018;

丁骋骋(通讯作者),浙江财经大学金融学院教授、博士,310018;

蔡晓慧,浙江财经大学金融学院副教授、博士,310018。

中图分类号:F832.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2022)04-0113-16

一、引言与文献综述

最近十多年来,我国城乡家庭的负债水平急剧增加,居民杠杆率^①逐年上升。2008 年末我国居民杠杆率仅为 17.9%,2020 年末居民杠杆率已经高达 62.2%。^② 相比于家庭储蓄、消费和资产配置等经济行为,关于家庭负债的研究还比较有限。由于我国居民部门债务主要集中于住房贷款

^{*} 基金项目:教育部人文社会科学规划基金项目“弱连带、结构洞与民间借贷危机的生成机理研究:监管的视角”(19YJA790006);国家自然科学基金青年项目“地方政府干预下的城市商业银行组织结构变革:理论、实证与经济效果”(71803172);浙江省自然科学基金一般项目“弱连带、结构洞与民间借贷危机的生成机理研究:治理的视角”(LY19G030015)。丁骋骋电子邮箱:dingcc@zufe.edu.cn。

① 居民杠杆率一般指居民债务占 GDP 的比重,或居民债务与可支配收入之比。本文指前者。

② 数据来源:中经网统计数据库。

(庄毓敏、张祎,2020),当前关于我国家庭债务研究的一个主要方向是房地产周期等外部因素变动对家庭债务的影响(李雪松、黄彦彦,2015;周广肃、王雅琦,2019;张晓晶、刘磊,2020)。但在近年“去杠杆”的政策导向下,居民杠杆率的持续增长却并未因“限购限贷”等针对性政策而扭转,成为总体杠杆攀升的主要驱动力。另一种关于家庭负债的研究思路是从家庭成员年龄、性别、教育程度、收入水平等个人特征入手,这可能对当前的情况更有解释力。其中最经典的莫过于“生命周期-持久收入”假说(Modigliani 和 Brumberg,1954)。

根据“生命周期”理论的推断,家庭负债水平与户主年龄之间应该是一个“倒 U 形”结构。我们利用“中国家庭追踪调查”(CFPS)微观数据,将我国家庭负债水平按户主年龄段细分(见图 1),发现近年来我国家庭户均负债额急速攀升,户主年龄在 31~35 岁的家庭负债水平最高,与“生命周期”理论较为契合。但与直觉和理论经验不符的是,我国户主较为年长的家庭负债水平增长反而更快,2016 年户主在 50 岁以上的家庭户均负债水平是 2010 年的 5 倍之多。户主年龄在 50 岁左右出现了第二个负债高峰,其负债水平接近(某些年份甚至高于)年轻家庭。整体来看,我国家庭负债与年龄的关系更类似“M 形”的双峰结构,即普通家庭负债水平在户主 35 岁左右达到最高,然后持续下降,并在 50 岁左右再度上升。将普通家庭负债进一步区分为银行贷款和民间借贷两部分,民间借贷的“M 形”的双峰结构表现得尤其明显。并且,我国民间借款在家庭负债中占了很大比重,尤其是对较为年长的群体而言。如果将这部分债务考虑在内,我国实际的居民杠杆率将远高于统计数字。本文将家庭的正规贷款和民间借款同时考虑在内,研究我国家庭在户主中年时期不寻常的负债增加是否与子女性别结构有关。

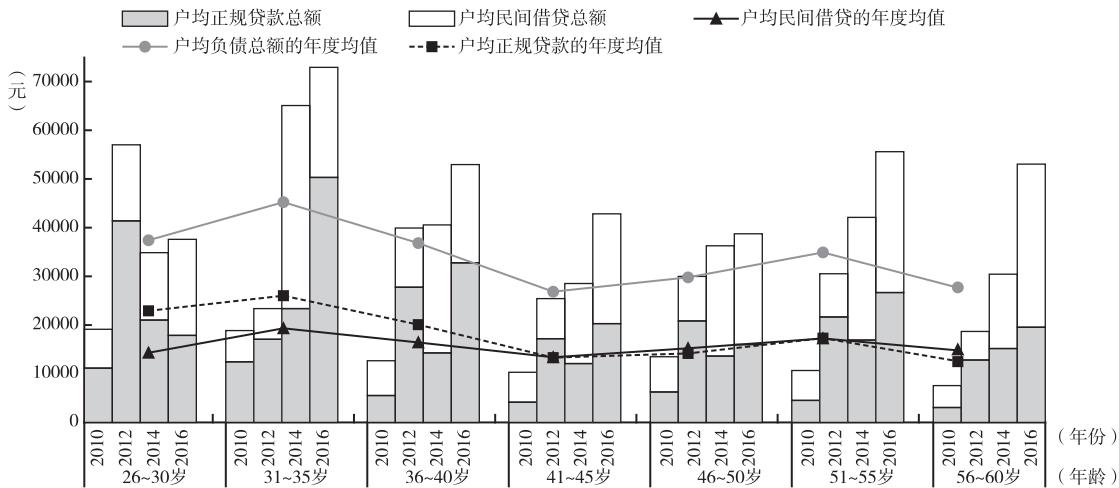


图 1 生命周期与家庭负债关系

资料来源:根据 CFPS 计算而得。

基于已有研究,年龄在 50 岁左右的户主自身的负债需求通常并不大,持续加杠杆更可能是为了子女。Samuelson (1969) 认为,未将子女考虑在内是生命周期理论的重要缺陷。家庭负债的常见原因包括住房和耐用消费品的购买、医疗开支的增加、教育投资等(陈斌开、李涛,2011;祝伟、夏瑜擎,2018)。如果户主在 50 岁左右的债务峰值是用于住房和耐用消费品购买或教育,那么更可能是为了子女而非户主自身,因为这个年龄段的人群自身消费和教育需求并不高(汪伟、吴坤,

2019);如果负债是户主年龄增长伴随的收入下降或健康恶化等自身原因导致,那么这个峰值理应出现在更靠后的年龄段。此外,这个年龄段的户主生育时很可能我国已经开始实行计划生育政策。因此我们推测,促使户主在 50 岁左右增加负债的关键不在于子女数量,而更可能是子女性别结构。

作为家庭经济决策的参与者和重要影响因素,子女对家庭储蓄、资产配置和住房选择等方面的影响都存在明显作用,并且不同性别子女对家庭经济决策的影响存在一定差异(Clark 等,1990; Wei 和 Zhang,2011a;蓝嘉俊等,2018;Rosenzweig 和 Zhang,2014)。其中颇有代表性的“竞争性储蓄”理论(Wei 和 Zhang,2011a;Du 和 Wei,2013)认为,中国家庭储蓄率增长不能由“生命周期”假说和“预防性储蓄”理论解释的部分是源于性别失衡:有未婚儿子的家庭因为需要通过购买住房等方式提高儿子在婚姻市场的竞争力,从而提高储蓄率。杨碧云等(2014)、余丽甜和连洪泉(2017)及 Horioka 和 Terada-Hagiwara(2017)等学者的研究进一步确认了“竞争性储蓄”的存在。在我国,由于众所周知的原因,家庭普遍倾向于为儿子提供更多经济资源,这其中也包括传统婚俗中高昂的婚姻成本多由男方家庭承担。已有研究表明,在我国,家庭经济决策的许多方面都体现了为子女的婚姻大事所做的准备(吴卫星、李雅君,2016;余丽甜、连洪泉,2017;张川川、陶美娟,2020;刘华等,2021)。父母为了支付子女(主要是儿子)高额的婚姻开销而举债的情况亦十分常见(桂华、余练,2010)。因此,我们认为我国家庭同样可能存在“竞争性负债”——性别失衡问题的凸显使男性面临更大的婚姻竞争压力,而激增的住房等婚姻相关开支仅凭家庭储蓄难以满足,于是相比于女儿,家中儿子更可能使家庭负债。越是在婚姻市场中居于劣势的农村家庭、低收入群体,越依赖购房和支付高额彩礼等婚姻竞争方式。但同时,他们也更容易受到正规金融排斥,有信贷需求时常常只能通过民间借贷满足(杨汝岱等,2011;陈洪波、潘石,2017),使得民间借贷的“竞争性”更明显。

基于现有研究及其不足之处,本文的创新和贡献主要体现在三个方面。首先,我们使用 CFPS 多期数据,通过对户主年龄进一步细分,将“生命周期”理论中家庭负债水平与户主年龄间较为笼统的“倒 U 形”关系细化为“M 形”的双峰结构,并从家庭子女性别结构的角度对我国户主中年时期负债上升的现象进行了部分解释。其次,我们将民间借贷计入家庭负债的重要组成部分,认为家庭真实负债包括银行贷款、民间借贷两部分,而民间借贷的“M 形”双峰结构表现得更为明显,也更易受子女性别结构影响。最后,本文扩展和延伸了“竞争性储蓄”理论,提出并利用 CFPS 的多期数据初步验证了“竞争性负债”的假说。本文不仅从一个新视角对我国当前家庭负债行进行研究,更对全面理解家庭负债风险防控有重要的启示。

二、数据来源与变量设置

(一)数据来源和选取

本文数据来自北京大学“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据,选取 2010—2018 年的成人库^①、家庭库和区县宏观经济变量数据库的调查数据。样本数据来自 25 个省(区、市),对全国有 95% 的代表性。其中,以 2010 年为基期的成人库中共包含 33600 个成人样本,家庭库中包含 14798 个家庭

① CFPS 将 16 岁以上个人问卷信息归入成人库。

样本。本文从成人库中提取户主^①子女数量、性别、年龄等信息,以及户主性别、年龄、教育水平等个人信息;从家庭库中获取家庭规模、收入、资产负债状况等信息。然后根据户主个人编号和家庭编号,将户主个人信息与家庭信息相匹配。根据图 1,户主在 30 岁左右的家庭户均负债额最高是符合理论预期的。但 40 岁之后户主家庭债务水平增长更快,甚至在 50 岁前后出现了第二次负债高峰,这很难从现有理论中得到解释。因此,本文的样本范围为当年户主年龄为 40~60 岁且有子女的中年^②家庭,以考察子女性别是否是影响中年户主家庭负债水平的一个因素。将关键信息缺失的样本剔除后,共得到 10376 个家庭的 26912 个观测值。为了避免不同性别的子女数量、胎次、年龄差距等因素带来的干扰,之后的研究主要针对其中的 6538 个独生子女家庭,共 12181 个观测值。

(二)变量设置

1. 负债指标

本文将家庭负债区分为正规金融机构贷款(包括银行和信用社贷款)和民间借贷(正规金融机构之外的其他负债,主要是向亲戚、朋友、民间借贷机构和个人的借贷)。负债指标体系主要有两类。(1)家庭负债参与,用代表“是否负债”的虚拟变量衡量。拥有任何一种类型负债即视为“有负债”;拥有任何银行和信用社等正规金融机构贷款即视为“有正规金融机构负债”;拥有任何一种正规金融机构贷款之外形式的负债即视为“有民间借贷”。(2)家庭负债水平。衡量家庭负债水平的指标包括以负债总额的对数代表的绝对负债水平和以负债占总资产比重代表的相对负债水平两个方面,同样从全部负债、正规贷款和民间借款三个角度分别考量。

2. 子女性别

变量来自于成人数据库。我们根据子女数量^③筛选出所需的独生子女家庭观测值,并生成“子女性别”的虚拟变量,男性取值为 1,女性为 0。最后将得到的数据结果按户主和家庭编码与家庭数据相匹配,从而得到本文所需的全部家庭特征。同时,针对全部有子女的家庭,我们设置了“儿子所占比例”和“子女数量”两个变量用于稳健性检验。

3. 控制变量

控制变量分三类:第一类是户主个人特征,包括性别、年龄、城镇、最高学历、是否享受社会保障和婚姻状况;第二类是家庭特征,包括家庭是否有成员经商、家庭成员健康状况^④、家庭规模、家

① CFPS 中并未涉及“户主”概念,根据官方建议,本文定义的户主在 2010 年是“家中主事者”,2012—2018 年是“最熟悉家庭财务状况的受访者”。

② 关于“中年”的界定,目前世界范围内并没有统一的标准。常见的划分方式包括 35~50 岁、40~55 岁、40~60 岁、45~65 岁等。本文参考罗淳(2017)的划分方法,将“中年”定义为 40~60 岁这一年龄段。这样做的原因主要有三个:一是我国最常见的退休年龄为 60 岁,随着我国平均预期寿命的增长,这个年龄段的户主有较大概率处在与子女支持关系中的“可给予期”(刘汶蓉,2016);二是这个年龄段的人群继续生育的可能性不大,子女性别结构不易在未来发生变化;三是如图 1 所示,我国家庭的负债水平在户主 41~45 岁时达到最低,在经历第二次高峰后到 56~60 岁时再次回落,40~60 岁这个年龄段适合对这一现象进行分析。

③ 家庭如果因子女而进行中长期负债,那么这些负债并不会因子女离开家庭独立生活而立即消失。因此,本文统计的是户主全部子女,而非当年仍处于同一家庭的子女。

④ 这里的家庭成员健康状况是指家中是否有自评健康状况为“非常不健康”、有身体功能障碍或残疾家庭成员的虚拟变量。

庭年纯收入对数、家庭净资产的对数、家庭老年人口占比、家庭平均消费倾向和家庭恩格尔系数^①；第三类是时间趋势项和地区变量。^②

三、实证分析

(一) 模型选择

关于家庭“是否负债”，本文使用二值选择模型中的 Probit 模型，回归方程设定如下：

$$A_i^* = \alpha + \beta Child_i + \gamma X_i + \delta_i + \eta trend + \varepsilon_i \tag{1}$$

$$A_i = \begin{cases} 1, & \text{if } A_i^* > 0 \\ 0, & \text{if } A_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{2}$$

其中， A_i^* 为不可观测的潜变量， A_i 是取值为 0 或 1 的虚拟变量。当家庭有负债时，用 $A_i = 1$ 表示，反之 $A_i = 0$ ； $Child_i$ 表示样本家庭的子女性别特征变量； X_i 表示户主个人特征和家庭特征等控制变量； δ_i 代表省份固定效应； $\eta trend$ 为时间趋势； ε_i 代表随机误差项。由于 Probit 模型回归系数反应的是潜变量的变化特征，不易于直接解读，因此本文使用 Probit 模型时在回归结果中报告的是平均边际效应。

当考察自变量对家庭负债程度的影响时，本文使用家庭负债金额和负债资产比两种方式度量家庭负债程度。由于许多家庭没有负债，相应取值为 0，我们使用适合处理此类情况的 Tobit 模型，回归方程为：

$$B_i^* = \alpha + \beta Child_i + \gamma X_i + \delta_i + \eta trend + \varepsilon_i \tag{3}$$

$$B_i = \begin{cases} B_i^*, & \text{if } B_i^* > 0 \\ 0, & \text{if } B_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{4}$$

其中， B_i 代表家庭的负债程度， B_i^* 为不可观测的潜变量， $Child_i$ 、 X_i 、 δ_i 、 $\eta trend$ 和 ε_i 代表的意义与上述 Probit 模型相同。Tobit 模型回归系数反映的是对潜变量 B_i^* 的偏效应，因此本文在这部分模型回归结果中改为报告计算后对 B_i 的偏效应。由于子女性别特征变量具有非时变性，本文使用混合回归方法对以上模型进行估计。

(二) 子女性别与家庭负债

以独生子女的性别为核心解释变量，对家庭负债概率的 Probit 估计结果见表 1。从中可知，有儿子的家庭总体负债概率比有女儿的家庭高 5.7%。无论通过正规贷款还是民间借款，有儿子的家庭负债概率均显著高于有女儿的家庭。从其他解释变量来看，户主学历更高、家庭成员健康状况更好的家庭更可能拥有正规贷款，但在民间借贷方面则相反。户主为男性、享受社会保障、人口结构更年轻可以显著提高家庭有正规贷款的概率，对民间借贷方面则不存在显著影响。这说明，家庭不同的社会人口特征对正规贷款和民间借款所起的作用存在明显差异。相比正规金融机构

① 家庭年纯收入、家庭净资产、家庭平均消费倾向和恩格尔系数进行了前后 1% 的缩尾处理，其中家庭年纯收入和家庭净资产为 2010 年可比；负债资产比进行了 99% 分位的缩尾。
② 随着 CFPS 后续年份调查的展开，部分样本迁移至基期所包含的 25 个省份之外，本文所使用的样本实际涉及 28 个省份。本文将它们分别生成虚拟变量，用以控制省份固定效应。

贷款,家庭民间借贷更容易被忽视,其影响因素值得进一步挖掘。

对家庭负债水平的 Tobit 估计结果见表 2。列(1)~(3)和列(4)~(6)分别报告了子女性别对家庭负债金额和负债比的影响。无论采用哪种衡量方式,有儿子的家庭通过各种途径的负债水平平均高于有女儿的家庭。总体上看,表 2 第(1)~(3)列 Tobit 模型中各解释变量的系数约为 Probit 模型中相应变量的 $\hat{\sigma}$ 倍,各个解释变量在 Probit 模型和 Tobit 模型中的显著性也没有根本差异,即解释变量对家庭进行负债的概率和负债水平的影响基本相同,无需使用两步法做进一步研究。结合表 1 和表 2 的结果我们认为,子女性别不仅影响家庭的负债概率,也影响家庭负债的绝对金额和相对水平。为简便起见,后续研究将围绕家庭负债的概率展开。

表 1 不同性别子女与家庭负债概率的 Probit 估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)
	负债概率	有正规贷款概率	有民间借款概率
独生子女性别为男	0.057 *** (6.684)	0.031 *** (4.845)	0.038 *** (4.839)
户主年龄	-0.005 *** (-7.613)	-0.003 *** (-4.783)	-0.005 *** (-7.097)
户主性别	0.026 *** (3.246)	0.023 *** (3.843)	0.009 (1.178)
户主最高学历	-0.011 *** (-2.958)	0.009 *** (3.637)	-0.026 *** (-7.890)
城镇	-0.050 *** (-5.402)	-0.033 *** (-4.689)	-0.034 *** (-4.132)
婚姻状况	-0.051 *** (-3.612)	-0.018 (-1.628)	-0.045 *** (-3.647)
家庭规模	0.014 *** (4.124)	0.008 *** (3.147)	0.014 *** (4.280)
家庭是否有成员经商	0.063 *** (4.509)	0.033 *** (3.454)	0.042 *** (3.262)
是否享受社会保障	0.032 ** (1.987)	0.038 *** (2.787)	0.005 (0.347)
家庭年纯收入对数	0.068 *** (10.326)	0.068 *** (13.095)	0.020 *** (3.335)
家庭净资产对数	-0.032 *** (-32.040)	-0.009 *** (-13.393)	-0.020 *** (-20.494)
家庭成员健康状况	0.040 *** (4.552)	-0.014 ** (-2.148)	0.049 *** (6.265)

续表 1

变量名称	(1)	(2)	(3)
	负债概率	有正规贷款概率	有民间借款概率
家庭 65 岁及以上人口占比	-0.074 * (-1.871)	-0.081 *** (-2.713)	-0.039 (-1.110)
家庭平均消费倾向	0.074 *** (12.119)	0.047 *** (9.923)	0.045 *** (8.087)
家庭恩格尔系数	-0.214 *** (-10.166)	-0.079 *** (-4.830)	-0.173 *** (-9.074)
时间趋势	控制		
省份固定效应	控制		
样本量	12181		

注：(1)括号内为稳健标准误；(2) *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著；(3) 未报告常数项结果。下同。

表 2 不同性别子女与家庭负债水平的 Tobit 估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	负债总额	正规贷款总额	民间借款总额	负债资产比	正规负债资产比	民间负债资产比
独生子女性别为男	0.679 *** (6.788)	0.372 *** (4.943)	0.419 *** (4.961)	0.017 *** (6.519)	0.008 *** (4.481)	0.010 *** (4.784)
户主个人特征	控制					
家庭特征	控制					
时间趋势	控制					
省际固定效应	控制					
$\hat{\sigma}$	12.07	16.81	13.02	0.33	0.43	0.34
样本量	12181					

注：为简便起见，后文回归结果将不再报告其他控制变量，如需完整结果请联系作者索取。

四、稳健性检验与进一步讨论

(一) 稳健性检验

前文将家庭负债概率、家庭负债总额和家庭负债比分别作为被解释变量进行研究，实质上是一种稳健性检验。本文还尝试用以下几种方法进一步做稳健性检验。首先，由于部分家庭同时拥有银行贷款和民间借贷，直接利用两个 Probit 模型分别研究子女性别结构对不同类型借贷参与的影响，这两个模型的扰动项之间可能存在相关从而产生偏误。对此，本文利用两个方程扰动项之间可能相关的双变量 BiProbit 模型来改善。其次，样本的家庭年纯收入、家庭平均消费倾向、恩格

尔系数和负债资产比等调查数据呈现明显的右偏。于是,我们对这些变量进行截尾处理,将异常样本对结论的干扰彻底排除在外。以上两种方法与之前的结果相较而言,子女性别对不同类型借贷参与概率的影响作用和统计显著性几乎未发生改变。类似地,其他解释变量对不同类型借贷参与概率的系数和统计显著性亦没有明显变化。再者,考虑到多数家庭并不只有一个子女,我们还尝试了将研究范围扩大至户主年龄在 40~60 岁的全部有子女家庭,在控制家庭全部子女数量的前提下,用子女中男孩所占比例来代表子女性别结构,其他控制变量与之前相同。结果显示,子女中儿子占比较高的家庭,各种类型的负债概率也更高,并在 1% 的水平下显著。最后,我们将样本范围更换为户主年龄在 60 岁及以下的全部独生子女家庭。子女性别为男性的家庭依然在 1% 的水平下显著提高了负债概率,但作用略小于户主在 40~60 岁的家庭。无论采用哪种方法,均能得出家中儿子比女儿更容易引起家庭负债的结论,先前结果较为稳健。受篇幅限制,相关检验结果未在文中报告,可联系作者索取。

(二)内生性问题

由于父母通常不在第一胎上进行性别选择。在此基础上,许多中外研究将第一胎子女或唯一子女的性别视为外生的(Ebenstein, 2011; Wei 和 Zhang, 2011a; 刘华等, 2021)。本文使用独生子女家庭为主要研究对象,不但可以排除由家庭子女数量、胎次和年龄差距等因素带来的干扰,也能够较大程度上克服自选择问题。为了避免出现样本选择偏误,前文对多子女家庭和全部年龄段独生子女家庭进行了检验。尽管如此,我们仍不能完全排除内生性问题的存在。此处使用工具变量法,通过 IVProbit 模型进行再次估计。

现有研究发现,子女性别主要受家庭性别偏好、B 型超声波检查等可能用于子女性别选择技术的普及和社会、经济相关政策法规的影响。其中家庭性别偏好主要是受宗族制度等传统文化的影响;性别选择技术普及主要受地区经济发展水平的影响,但前提是性别偏好的存在;而主要社会、经济政策法规在我国各地的差异并不大(钟庆才、朱秀杰, 2006; Qian, 2008; 盛亦男, 2012; 康传坤等, 2020)。因此,从家庭性别偏好角度寻找工具变量较为合理。

受文化传统影响,强烈的男孩偏好在当代依然普遍存在(李树茁、费尔德曼, 1999)。具有男孩偏好的家长认为,儿子比女儿具有更高的家庭和社会价值,因而当可以生育的子女数量有限时,会更倾向于生儿子,也更乐于为儿子进行投资和提供经济支持。盛亦男(2012)将男孩偏好归结于家族制度。作为我国重要的非正式制度,家族制度在不同地区的流行性有着明显差别。在传统文化浓厚、宗族势力强大的地区,人们认为男孩才具有“传宗接代”“延续香火”等功能,于是只有男孩才能继承家庭财产,家庭也更乐于养育儿子。本文使用“同一区县内除自身以外其余户主对传宗接代的平均重视程度”^①作为子女性别的工具变量,对之前模型进行重新估计,结果如表 3 所示。

表 3 的列(1)~(3)分别报告了使用工具变量对家庭负债概率的回归结果。两阶段回归拒绝了外生性的假定。工具变量的 t 值为 5.16, AR 检验和 Wald 检验结果均拒绝了“内生变量与工具变量不相关”的原假设,表明不存在弱工具变量问题。两阶段回归中子女性别的系数仍显著为正,进一步说明有儿子的家庭负债概率高于有女儿的家庭。

① CFPS 在部分年份调查了成年人对“传宗接代”重要性的态度,采用“李克特五分量表”,1 分表示不重要,5 分表示非常重要。在户主年龄为 40~60 岁且有子女的全部样本中,39.18% 的家庭认为传宗接代“非常重要”,只有 4.32% 的样本认为“不重要”,平均得分约为 4 分。家族制度作为社会习俗或人们的信念,其形成和改变的过程通常十分缓慢。对于未就此问题进行调查的年份,本文采用最邻近年度的态度得分进行插补。

表 3 不同性别子女与家庭负债概率的 Probit 估计结果(工具变量)

变量名称	(1)	(2)	(3)
	负债概率	有正规贷款概率	有民间借款概率
独生子女性别为男	2.455 *** (3.299)	1.248 * (1.662)	2.720 *** (3.327)
户主个人特征	控制		
家庭特征	控制		
时间趋势	控制		
省份固定效应	控制		
第一阶段 F 值	25.94		
工具变量 t 值	5.16		
弱工具变量识别(AR)	16.74 ***	2.99 *	17.69 ***
弱工具变量识别(Wald)	10.88 ***	2.76 *	11.07 ***
样本量	12121		

(三)城乡异质性分析

城乡二元分割使我国家庭负债行为原本就存在明显的城乡差异(杨汝岱等,2011),这可能使子女性别结构的影响有所不同。我们将户主年龄在 40~60 岁的独生子女家庭的城镇和农村样本分别进行 Probit 回归,结果见表 4。对城镇家庭而言,无论是正规贷款还是民间借贷,有儿子的家庭负债概率都更高。而对于农村家庭,有儿子的只会显著提高家庭民间借贷的概率,对正规贷款的作用并不显著。其原因可能来自两方面。一方面是农村地区面临的正规金融机构信贷约束强于城镇地区。因儿子而增加的信贷需求很可能受到正规金融信贷排斥,于是只得转向民间信贷(赵建梅、刘玲玲,2013;丁骋骋、邱瑾,2016)。另一方面,我国居民部门的正规贷款以住房贷款为主。由于城镇地区房价更高,普通家庭很难在不负债的情况下购房,从而使城镇地区有儿子的家庭具有更高的概率从银行等正规金融机构贷款。

表 4 子女性别对家庭负债概率的 Probit 估计结果(城乡对比)

变量名称	城镇			农村		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	负债概率	正规贷款概率	民间借款概率	负债概率	正规贷款概率	民间借款概率
独生子女性别为男	0.068 *** (6.926)	0.046 *** (6.203)	0.040 *** (4.561)	0.030 * (1.824)	0.001 (0.055)	0.034 ** (2.170)
户主特征	控制					
家庭特征	控制					
时间趋势	控制					
省份固定效应	控制					
样本量	7483			4698		

(四)收入异质性分析

根据之前结果,无论是通过正规金融渠道还是民间借贷渠道,家庭收入越高越可能负债。我国家庭负债很多时候并非以平滑消费为目的,而是具有明显的投机性(胡振等,2015;谢绵陞,2018)。那么,子女性别对家庭负债行为的影响是否因家庭收入水平而不同呢?我们将户主在40~60岁的独生子女家庭按照2010年可比的家人均纯收入中位数分界,划分为低收入和高收入^①两组,研究子女性别结构对家庭不同形式负债的影响,结果见表5。对低收入家庭,家中有儿子将在1%的水平下显著提高家庭进行民间借款的概率。但对于高收入家庭而言,家中有儿子对正规贷款和民间借款均有显著促进作用。

表 5 子女性别对家庭负债概率的 Probit 估计结果(收入对比)

变量名称	低收入			高收入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	负债概率	正规贷款概率	民间借款概率	负债概率	正规贷款概率	民间借款概率
独生子女性别为男	0.039 *** (3.135)	0.013 (1.556)	0.031 *** (2.599)	0.075 *** (6.503)	0.049 *** (5.155)	0.045 *** (4.510)
户主特征	控制			控制		
家庭特征	控制			控制		
时间趋势	控制			控制		
省份固定效应	控制			控制		
样本量	6074			6091		

综上可知,子女性别对不同收入水平家庭的负债行为存在不同影响。由于家庭正规贷款的可得性与家庭收入显著正相关,对于低收入家庭,虽然儿子会提升负债需求,但受到正规信贷约束,只得更多求助民间借贷。而当家庭收入增加时,随着正规贷款可得性提高,子女性别的影响在家庭正规贷款和民间借款行为上均有体现。这也说明正规贷款与民间借贷并不是完全的替代关系,在1591个有正规贷款的观测值中,603个同时也有民间借款。

五、“竞争性负债”的形成机制

关于不同性别子女对家庭负债行为影响存在差异的原因,首先是由于我国“男娶女嫁”传统婚俗,通常需要男方提供婚房,并支付彩礼和婚礼开销,从而加重家庭经济负担(陶自祥,2011;余丽甜、连洪泉,2017);其次,“重男轻女”的落后观念仍广泛存在,使得家庭倾向于在住房、教育、健康等方面为儿子投入更多,也更乐于为儿子提供经济支持(高梦滔、姚洋,2004;吴卫星、李雅君,2016;郑筱婷、陆小慧,2018);最后,我国长期存在性别失衡,使得男性面临激烈的婚姻市场竞争,从而促使家庭进一步将更多的资源用于支持儿子(贾志科等,2018;张川川、

① 样本中,2010年可比的家人均纯收入中位数为12500元,我们将人均纯收入低于12500元的家庭定义为低收入家庭,将人均纯收入12500元及以上的家庭定义为高收入家庭。

陶美娟,2020),甚至可能为此负债。受限于现有数据,下面我们将对家庭住房选择和性别失衡的机制进行检验。

(一)子女性别对中年家庭住房选择的影响

我国“男娶女嫁”“从夫居”的传统婚俗决定了婚姻中通常要求男方各方面条件(主要是经济条件)优于女方。住房作为提升男性在婚姻市场竞争力的“地位性商品”,对于婚姻市场中的男性十分重要。在一些房价较高的城市,为了购买婚房不仅“掏空六个钱包”,甚至还要背负巨额房债。易受到信贷约束的农村或低收入家庭,则更常求助民间借贷。通常来说,从子女即将步入婚姻市场时,家庭才会开始考虑帮助其购买住房,因此这里仍选取户主年龄在 40~60 岁的独生子女家庭进行研究。

为了对这种假说进行验证,本文针对至少拥有一套住房的样本,检验家庭拥有多套住房对家庭负债概率的中介效应。在此仍使用 Probit 回归,选取家庭拥有多套住房的概率为中介变量,其他解释变量与之前相同,回归结果见表 6。之所以选择上述被解释变量,一是因为样本中约 91.2% 的家庭至少拥有或部分拥有一套住房的产权,因而仅从是否拥有住房的角度可能难以说明不同性别子女对家庭住房选择的影响。二是家庭用于居住的住房通常被视为“必需品”,而不用于居住的其他住房更可能是利于婚姻竞争的“地位商品”,也更可能是负债的原因。

表 6 子女性别对家庭住房选择的影响

变量名称	负债概率	拥有多套住房的概率	负债概率	拥有住房负债的概率	住房负债在总负债中所占比例
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
独生子女性别为男	0.063 *** (6.868)	0.019 ** (2.493)	0.060 *** (6.677)	0.043 *** (4.611)	0.050 ** (2.131)
拥有多套住房			0.167 *** (15.224)		
户主个人特征		控制		控制	控制
家庭特征		控制		控制	控制
省份固定效应		控制		控制	控制
样本量		11113		9772	3614

表 6 第(1)和(2)列分别显示家庭有负债概率和家庭拥有多套住房概率的 Probit 回归结果,家中有儿子会提高家庭拥有多套住房的概率,并在 1% 的水平下显著。这与刘华等(2021)的研究结果类似。第(3)列中,将家庭“是否有多套住房”这一虚拟变量和子女性别共同加入方程,以考察拥有多套住房对家庭负债概率的影响。此时,子女性别对家庭负债概率的平均边际效应略有减小,但仍在 1% 的水平下显著。由此推断,家庭拥有多套住房对家庭负债概率存在显著的中介效应(温忠麟、叶宝娟,2014)。并且,父母为家中儿子准备的婚房常常随着儿子结婚独立出户后不再计入原生家庭拥有的住房数量中。因此,家中儿子通过多套住房对家庭负债产生的中介效应可能被低估。

此外,CFPS 部分年度的问卷调查了用于购建和装修住房的借贷情况。同样针对户主年龄在

40~60岁的独生子女家庭,我们分析了儿子如何影响家庭因住房而进行的负债。表6第(4)列报告了子女性别对家庭进行与住房相关借贷的概率的影响。进一步,在第(5)列中,我们针对有负债的3614个观测样本,以“住房相关负债占总负债的比重”为被解释变量进行了Tobit回归。结果显示,对于有负债的家庭,家中有儿子会促使家庭负债更多地用于住房。总体来看,住房相关开支是造成有儿子的家庭比有女儿家庭更容易负债的重要原因。

(二)性别失衡与“竞争性负债”

Wei和Zhang(2011a)指出,1990—2007年性别比上升可以解释家庭储蓄率增长的60%。相比2007年以后,当时房价还处于相对较低水平。经过十多年发展,原本以高储蓄为主要特征的家庭金融,转变为高负债为主要特征。虽然近年我国出生性别比略有下降,但未婚男性的婚姻竞争压力反而增大,这一方面是由于我国适婚年龄人群性别失衡状况在加剧,另一方面的原因在于持续攀升的房价。^①如果说原来父母为提升儿子在婚姻市场的竞争力而压缩消费、提高储蓄是一种主动行为,现在为了购房更多的是一种“被动负债”。

为了验证我国家庭负债的“竞争性”,本文通过将各家庭所在区县的性别比^②引入模型进行验证。性别比数据来自CFPS2010年区县宏观经济变量数据库。同样,这里仅考虑户主年龄在40~60岁的独生子女家庭。由于区县宏观经济变量只有2010年的数据,此处使用2010年的截面数据进行相应回归。样本中各区县的性别比最低为91.43(女=100),最高甚至达到154.62,均值在111左右。

表7显示了包含性别比的回归结果。列(1)~(3)将性别比及性别比与子女性别的交乘项同时纳入模型,分别对家庭负债概率、正规贷款概率、民间借款概率进行Probit回归。列(4)~(6)是使用线性概率模型的回归结果。与之前回归结果稍有不同的是,有儿子的家庭虽然仍然有着更高的负债概率,但对家庭正规贷款的影响只在10%的水平下显著。这可能是由于在2010年进行正规贷款的家庭还很少,子女性别对正规贷款的效应不易观测。^③对于有女儿的家庭而言,当地较高的性别比对家庭负债概率存在显著的抑制作用。子女性别为男和当地性别比的交互作用主要体现在民间借贷上,对正规贷款的影响为正但不显著。随着性别比的上升,有儿子的家庭比有女儿的家庭更可能进行民间借贷。整体来看,更高的性别比会提高有儿子家庭的负债概率,这种交互作用同样主要体现在民间借款渠道上。由于非线性模型中交乘项的效应和显著性无法直接通过系数和平均边际效应判断,我们使用Stata中的inteff命令(Norton等,2004),对性别比与有儿子家庭的交互作用进行了呈现,相应结果见图2。从中可知,调整后的交互效应与普通的平均边际效应曲线比较吻合,家中有儿子与当地性别比之间的交互效应呈现“倒U形”的关系:对于那些负债概率极高和极低的家庭而言并不显著,主要对民间负债概率在0.4~0.7的家庭起作用。

① 根据第六次人口普查数据,我国性别失衡最严重的年龄段是10~14岁,也就是目前21~25岁的人群。15岁以上未婚人口中男性更是远多于女性。当然,父母帮助儿子提高在婚姻市场中竞争力的途径不止购买住房一种,还包括购买汽车等其他“地位商品”、支付更高额的“彩礼”、提高儿子教育水平和从事高风险、高回报的经济活动等(Wei和Zhang,2011a,2011b;张川川、陶美娟,2020),而这些也都可能导致家庭进行负债。但受限于现有数据,我们无法对其一一进行具体分析。

② CFPS2010年区县宏观经济变量数据库提供的性别比是当地10~19岁人口的性别比。这个年龄段的人口即将步入婚姻市场,可以较好地反映当地家庭对婚姻市场未来竞争程度的预期。

③ 2010年调查的14798个家庭中只有5.5%的比例有正规贷款;而到2018年,调查的14241个家庭中有15%有正规贷款。

表 7 性别比与家庭负债概率

变量名称	Probit			OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	负债概率	正规贷款概率	民间借款概率	负债概率	正规贷款概率	民间借款概率
独生子女性别为男	0.055 *** (2.769)	0.021 * (1.733)	0.049 *** (2.646)	0.050 *** (2.730)	0.018 * (1.885)	0.045 *** (2.592)
当地性别比	-0.005 ** (-2.463)	-0.003 ** (-2.122)	-0.004 ** (-2.132)	-0.005 ** (-2.293)	-0.002 * (-1.863)	-0.004 * (-1.906)
独生子女性别为男 × 当地性别比	0.004 * (1.705)	0.001 (1.032)	0.004 * (1.927)	0.003 (1.455)	0.001 (0.651)	0.004 * (1.776)
户主个人特征	控制					
家庭特征	控制					
省份固定效应	控制					
样本量	2018					

注：列(1)~(3)的 Probit 模型报告结果为对被解释变量的平均边际效应，列(4)~(6)的 OLS 模型报告结果为被解释变量的系数。

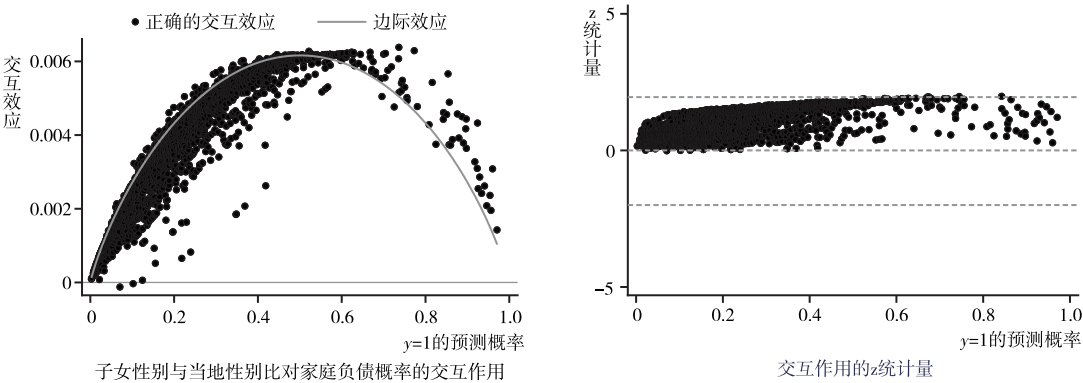


图 2a Inteff 命令计算的子女性别与当地性别比对家庭负债概率的交互作用

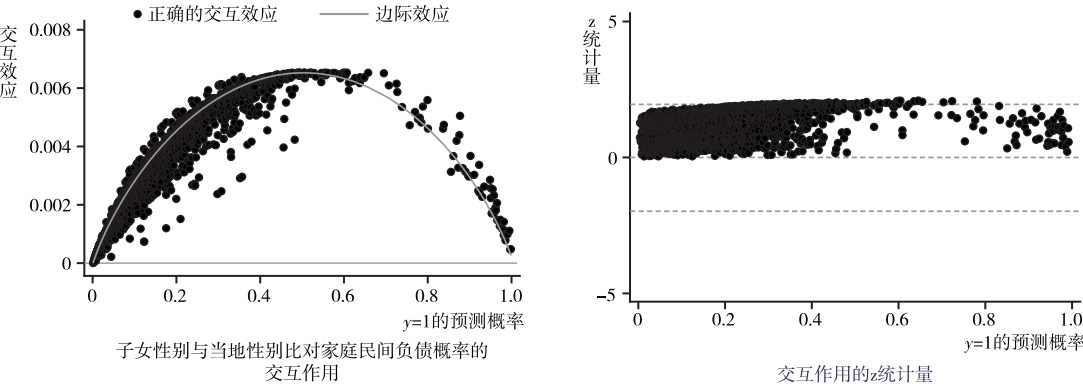


图 2b Inteff 命令计算的子女性别与当地性别比对家庭民间负债概率的交互作用

基于 2010 年的数据,子女性别以及当地性别比主要通过民间借贷途径影响家庭负债水平。这可能是由于,子女性别和当地性别比变化并不直接改变家庭正规贷款的可得性,但影响家庭信贷需求。因而对于获得正规贷款更加困难的农村家庭和低收入家庭,不同性别子女对家庭负债水平的影响在民间借贷方面体现更明显。可以推断,子女性别对家庭负债的影响带有“竞争性”色彩。在性别失衡严重的地区,性别比不但会进一步提高儿子对家庭民间借款额的正效应,还可能使有女儿的家庭获得“彩礼”等收入而免于负债,从而使子女性别对家庭负债水平带来了不同的影响。近 10 年来,我国家庭负债行为日益普遍,且男性面临的婚姻竞争更甚于 10 年之前,居民的“竞争性负债”动机将愈演愈烈。这或许能够部分解释近年来“去杠杆”和“房住不炒”的政策导向之下,居民杠杆率何以保持较大幅度上升。

六、结论与启示

本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据进行研究发现,普通家庭负债与户主年龄的关系并不与生命周期理论完全一致,而是一个接近“M 形”的双峰结构,即普通家庭负债水平在户主 35 岁达到最高然后持续下降,并在 50 岁左右再度上升。相较正规贷款,民间借贷的“M 形”双峰结构表现得更为明显。本文通过对 CFPS 数据库中户主年龄为 40~60 岁的独生子女家庭进行实证研究发现:相比于女儿,家中有儿子更容易导致家庭负债。在使用更换计量模型、剔除异常样本、扩大样本范围等方法检验后,结论依然稳健。对于家庭负债双峰结构的形成原因,本文提出“竞争性负债”假说,认为最近十多年来随着性别失衡加剧和房价持续飞涨,男性婚姻成本大幅上升,父母从原先“主动储蓄”转向“被动负债”,通过为子女购置婚房等方式提高其在婚姻市场的竞争力。农村和较低收入家庭更容易受到信贷约束,只能更多求助民间借贷。

本文结论具有一定的政策启示。激增的家庭债务是我国宏观经济发展面临的重要风险之一,近几年我国家庭部门负债在新增债务总额的占比一直维持在 50% 左右,加之未被统计的民间借贷,实际家庭杠杆率远高于目前公开统计数据。家庭杠杆率持续攀升,而家庭储蓄率自 2010 年以来持续下降,这使得家庭面临更严重的流动性约束,不但会侵蚀家庭消费,引起总需求不足,还有可能传导至企业部门。受到新冠肺炎疫情冲击,居民部门杠杆率在 2020 年以来更是急剧攀升,进一步放大了家庭部门财务状况的脆弱性。因此政府在针对居民部门“去杠杆”过程中,除了必要的经济调控手段之外,也需充分考虑家庭负债水平居高不下的内部根源。“竞争性负债”的出现,一方面是由于近年来我国社会经济的发展变化,另一方面也是我国家庭“男孩偏好”的体现,并可能随着适婚年龄人口性别失衡的加剧而愈发凸显。因此,进一步推动“男女平等”的社会良俗,倡导积极健康的家庭观念和婚姻观念,从根本上对性别失衡情况加以扭转,不仅有助于改善我国家庭的资产负债结构,也利于过高居民杠杆率的风险防控。

参考文献:

1. 陈斌开、李涛:《中国城镇居民家庭资产——负债现状与成因研究》,《经济研究》2011 年第 S1 期。
2. 陈洪波、潘石:《社会资本与城镇家庭负债行为研究——基于 12 城市 3011 户家庭的实证分析》,《财经科学》2017 年第 2 期。

3. 丁骋骋、邱瑾:《性别与信用:非法集资主角的微观个体特征——基于网络数据挖掘的分析》,《财贸经济》2016 年第 3 期。
4. 高梦滔、姚洋:《性别、生命周期与家庭内部健康投资——中国农户就诊的经验证据》,《经济研究》2004 年第 7 期。
5. 桂华、余练:《婚姻市场要价:理解农村婚姻交换现象的一个框架》,《青年研究》2010 年第 3 期。
6. 胡振、杨华磊、臧日宏:《家庭负债异质性与影响因素解析:中国的微观证据》,《商业经济与管理》2015 年第 9 期。
7. 贾志科、沙迪、风笑天:《性别失衡背景下当代青年婚姻支付问题研究》,《青年探索》2018 年第 1 期。
8. 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 3 期。
9. 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。
10. 李树茁、马科斯·费尔德曼:《中国农村男孩偏好文化的传播和演化:背景与主要研究结果》,《人口与经济》1999 年第 S1 期。
11. 李雪松、黄彦彦:《房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率》,《经济研究》2015 年第 9 期。
12. 刘华、胡思妍、陈力朋:《子女性别与家庭住房资产》,《中南财经政法大学学报》2021 年第 3 期。
13. 刘汶蓉:《转型期的家庭代际情感与团结——基于上海两类“啃老”家庭的比较》,《社会学研究》2016 年第 4 期。
14. 罗淳:《关于人口年龄组的重新划分及其蕴意》,《人口研究》2017 年第 5 期。
15. 盛亦男:《“男孩偏好”的家族制度影响研究》,《南方人口》2012 年第 4 期。
16. 陶自祥:《高额彩礼:理解农村代内剥削现象的一种视角——性别视角下农村女性早婚的思考》,《民俗研究》2011 年第 3 期。
17. 汪伟、吴坤:《中国城镇家庭储蓄率之谜——基于年龄-时期-组群分解的再考察》,《中国工业经济》2019 年第 7 期。
18. 温忠麟、叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》2014 年第 5 期。
19. 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。
20. 谢绵陞:《家庭资产负债的决定因素:基于多变量 Tobit 方程系统方法》,《中央财经大学学报》2018 年第 10 期。
21. 杨碧云、张凌霜、易行健:《中国农村家庭储蓄行为研究:基于未婚子女性别结构的经验分析》,《广东外语外贸大学学报》2014 年第 3 期。
22. 杨汝岱、陈斌开、朱诗娥:《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》,《经济研究》2011 年第 11 期。
23. 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》,《财经研究》2017 年第 6 期。
24. 赵建梅、刘玲玲:《信贷约束与农户非正规金融选择》,《经济理论与经济管理》2013 年第 4 期。
25. 张川川、陶美娟:《性别比失衡、婚姻支付与代际支持》,《经济科学》2020 年第 2 期。
26. 张晓晶、刘磊:《新冠肺炎疫情冲击下稳增长与稳杠杆的艰难平衡》,《国际经济评论》2020 年第 2 期。
27. 郑筱蓓、陆小慧:《有兄弟对女性是好消息吗?——家庭人力资本投资中的性别歧视研究》,《经济学(季刊)》2018 年第 1 期。
28. 钟庆才、朱秀杰:《“产前性别鉴定”监管困境的博弈分析》,《南方人口》2006 年第 3 期。
29. 周广肃、王雅琦:《住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率》,《金融研究》2019 年第 6 期。
30. 祝伟、夏瑜擎:《中国居民家庭消费性负债行为研究》,《财经研究》2018 年第 10 期。
31. 庄毓敏、张玮:《居民部门债务增长的宏观效应》,《中国金融》2020 年第 2 期。
32. Clark, W. A. V., Deurloo, M. C., & Dieleman, F. M., Household Characteristics and Tenure Choice in the U. S. Housing Market. *The Netherlands Journal of Housing and Environmental Research*, Vol. 5, No. 3, 1990, pp. 251 – 270.
33. Du, Q., & Wei, S., A Theory of the Competitive Saving Motive. *Journal of International Economics*, Vol. 91, No. 2, 2013, pp. 275 – 289.
34. Ebenstein, A., Estimating a Dynamic Model of Sex Selection in China. *Demography*, Vol. 48, No. 2, 2011, pp. 783 – 811.
35. Horioka, C. Y., & Terada-Hagiwara, A., The Impact of Sex Ratios before Marriage on Household Saving in Two Asian Countries: The Competitive Saving Motive Revisited. *Review of Economics of the Household*, Vol. 15, 2017, pp. 739 – 757.
36. Modigliani, E., & Brumberg, R., *Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-section Data*. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954.
37. Norton, E. C., Wang, H., & Ai, C., Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit Models. *The Stata Journal*,

Vol. 4, No. 2, 2004, pp. 154 – 167.

38. Qian, N., Missing Women and the Price of Tea in China: the Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, No. 3, 2008, pp. 1251 – 1285.

39. Rosenzweig, M., & Zhang, J., Co-Residence, Life-Cycle Savings and Inter-Generational Support in Urban China. NBER Working Paper, No. w20057, 2014.

40. Samuelson, P. A., Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming. *The Review of Economic and Statistics*, Vol. 51, No. 3, 1969, pp. 239 – 246.

41. Wei, S., & Zhang, X., The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China. *Journal of Political Economy*, Vol. 119, No. 3, 2011a, pp. 511 – 564.

42. Wei, S., & Zhang, X., Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China. NBER Working Paper, No. 16800, 2011b.

How Does the Gender of Children Affect Household Debt?

CAI Zhaorui, DING Chengcheng, CAI Xiaohui (Zhejiang University of Finance and Economics, 310018)

Abstract: A look into the China Family Panel Studies (CFPS) data shows that the relation between the Chinese household indebtedness and the age of the household's head is “M-shaped”. When the household's head is in his/her 30s, household indebtedness would peak and decline. Nevertheless, the household might get into debt when the household head is about 50. We figure out that sons are more likely than daughters to be the reason why middle-aged parents are in the red by looking into the CFPS data about the households whose heads are in the age group of 40 – 60 years and especially those in the areas with a relatively high local sex ratio. Based on Wei and Zhang (2011), we propose a “competitive borrowing hypothesis”: Due to the gender imbalance and rising property prices in recent 10 years, men have tended to face the increasingly unaffordable marriage cost. And in order to buy a matrimonial home as a signal of competitiveness for their children, parents are forced to be more indebted. For those credit-constrained households, such as rural and low-income households, informal credit might be the only option. Considering the gender structure of children not only offers a new perspective for understanding family debt behavior in China, but also sheds light on the household debt risk control at present.

Keywords: “Competitive Borrowing”, Household Debt, Gender of Children, Informal Credit

JEL: D14, G21, J16

责任编辑: 静 好