

DOI: 10.19361/j.er.2022.01.08

从收入到资产： 财富不平等与居民生育意愿

王晓娟 石智雷*

摘要：我国三孩政策近日出台，生育率持续走低引发社会极大关注。本文从社区的微观层面分析了财富不平等对居民生育意愿的影响。研究发现：其一，绝对收入和绝对资产对居民生育意愿有着显著的正效应，相较于绝对收入，绝对资产对个体生育意愿的影响效应更大。其二，相对收入和相对资产对城市居民的生育意愿具有显著的正效应，城市居民的生育意愿会因为其在社区内部所处的相对优势位置而增强，而农村居民则不存在这种效应。其三，城市居民家庭绝对收入和资产对生育意愿的影响效应，同时还受到社区收入和资产差距的影响，社区内部的财富资本分化对个体的生育意愿产生正向的调节作用，但对农村居民生育意愿的影响效应并不显著。本研究为公共政策的调整和完善提供了新的视角，助力人口发展与共同富裕。

关键词：财富不平等；生育意愿；调节效应

中图分类号：C923

一、引言

我国人口生育率持续下降引发社会广泛关注。政府相继出台了单独二孩、全面二孩及全面三孩等政策，然而效果一直未达预期。第七次全国人口普查数据显示，十年间我国生育率持续走低，人口处于低速增长态势。在我国传统的生育理念中，往往追求“多子多福”，甚至在一些贫困落后地区，还出现“越穷越生，越生越穷”的特殊现象。而今我国国民经济飞速发展，生育政策全面放开，为何人们反倒望而却步不肯再生呢？现有文献研究中，生育的经济压力太大仍是最重要的原因（石智雷、杨云彦，2014；杨菊华，2018），而女性对事业的追求、婴幼儿托育困境等也使得生育意愿下降（杨慧等，2016；刘鸿雁，2016；洪秀敏、朱文婷，2020）。

马尔萨斯人口论认为，生产力水平决定人们的生育水平，生活资料增加，人口也跟着增加。改革开放以来，我国经济发展取得了举世瞩目的伟大成就，然而伴随着市场化的发展和

* 王晓娟，湖北大学数学与统计学学院，邮政编码：430062，电子信箱：wxjgreen@163.com；石智雷，中南财经政法大学公共管理学院，邮政编码：430073，电子信箱：shizhilei2004@126.com。

本文是国家社会科学基金重点项目“生育支持政策试点效果跟踪评估与生育友好型社会构建研究”（项目编号：19ARK004）的阶段性成果。感谢匿名评审专家和《经济评论》编辑部的宝贵意见，作者文责自负。

经济的繁荣,我国城乡收入差距也在不断扩大,居民收入和资产的不平等程度日益加剧。国民经济快速发展的同时,也呈现出了多方面的不平衡性,比如城乡之间、地区之间、性别之间和不同群体之间,并逐渐渗透到社会的各个方面。正如美国学者理查德·佛罗里达(2019)的城市人口聚集悖论所指出的,发展中国家通过城市化实现了经济发展,但同时也使得城市和社会产生严重分化,生活水平并没有显著提高,大城市和普通城市的市中心地区分化尤为严重。这不禁让我们提出新的疑问:除了生育成本这样的经济因素,财富分配失衡是否也会影响居民的生育意愿?

目前已有学者关注到了收入对生育水平的影响,如李子联(2016)认为收入和生育率之间存在相互冲击效应,但尚无学者探析资产及财富的相对效应。另外,从研究视角来看,大多数学者着眼于整个社会的收入不平等,而鲜有学者关注微观层面的收入差异对个体单位产生的影响。本文在已有研究的基础上,采用2018年中国劳动力动态调查(简称CLDS)的个体与家庭数据,尝试从微观层面出发,深入探析社区内部的财富不平等对居民生育意愿的影响。

二、理论回顾与研究假说

生育意愿(fertility desire)属于一套概念体系,不仅包括生育时间、子女性别偏好,还包括夫妻生育观念的统一等。在生育意愿研究中,考虑自身实际情况下打算生育子女数,是最常用的概念(Ryder and Westoff, 1971)。学界认为,生育意愿与育龄妇女的个体收入、教育背景、家庭结构、家庭收入状况都有密切的关系,生育的直接成本和间接成本是影响居民生育意愿的重要因素。在对生育意愿的研究中,人们往往忽视家庭资产以及社区内部收入与资产分化对居民生育意愿的影响。本部分从收入到资产,阐述社区内部居民财富的不平等对其生育意愿的影响,主要回顾国内外关于收入与资产的不平等对生育意愿影响的理论视角和经验研究,并在此基础上提出本文的研究假说。

(一)从收入到资产:财富不平等的研究视角

《论语·季氏篇》有云:不患寡而患不均。自古以来,不平等就是社会关注的焦点问题。Piketty(2014)在《21世纪资本论》中提出了新的论点:近几十年来不平等现象已经扩大,而且还将变得更加严重,原因在于经济的制高点不仅由财富(收入)决定,还由继承的财富(即家庭资产)决定,因为资本回报率高于经济增长率,资产分化造成的不平等比收入不平等更甚。居民开始购买金融资产、住房资产,甚至进行实体投资,从而完成了资产性收入累积,居民收入资本化逐渐呈现。由此,关于财富不平等的研究视角,也逐渐从收入扩展至资产。

学界普遍认为,收入分化与阶级阶层、经济地位之间有着紧密联系。不少学者已经论证了收入不平等对个人幸福感、个体健康、社会关系等方面的影响(Gravelle et al., 2002;李强, 2005;黄嘉文, 2016)。近年来,学者们也尝试用经济学中的“成本-效益理论”和“效用理论”来解释生育行为,认为生育意愿取决于个体从中所支付的成本与所获取的报偿之间的权衡,只有投资于孩子的收益大于成本,或者获取相对较高的效用水平,理性的家庭才会选择生育。直接成本方面,“养不起”已成为影响家庭生育的主要因素。石智雷和杨彦彦(2014)对湖北省“单独二孩”家庭进行了大样本调查,结果显示,在符合政策要求但不打算生育二孩的家庭中,有一半的家庭表示原因是经济压力过大。杨菊华(2018)针对流动人口的生育意愿研究发现,该人群二孩生育意愿较弱,不打算生育二孩的主要原因是成本过高。

间接成本是指女性生育的机会成本,具体表现为女性的职业发展与孩子养育的矛盾。

当前劳动力市场机制以效率为主,在子女生育和家庭责任压力的情况下,使得女性在就业竞争中处于弱势地位。杨慧等(2016)对城镇女性生育二孩是否影响工作和家庭的平衡进行研究,发现孩子的数量及年龄对工作和家庭的平衡有显著的影响。在公共托育服务缺乏的情况下,生育二孩或有3岁以下孩子的城镇女性,家庭与工作的矛盾更多,部分女性被迫中断工作。朱兰(2020)基于中国综合社会调查(CGSS)的微观数据,对已婚女性的生育机会成本进行了分析,发现在其他条件不变的条件下,女性生育率的提高将增加劳动供给、工资收入和健康人力资本等机会成本。

综上所述,养育成本过高和经济负担过大已经成为制约育龄妇女生育决策的主要因素,职业发展和养育孩子的矛盾冲突也使得育龄妇女对生育大事望而却步。伴随着经济的飞速发展,资产分化对居民生活的影响远远超过收入差异,作为绝对不平等的重要衡量指标,资产对生育意愿的影响效应是否会超过收入等传统指标?相较于收入不平等,资产不平等对居民生育意愿的影响是否更为深刻?新三孩生育政策下,财富不平等对城乡居民的生育意愿影响值得进一步的思考与探究。

(二) 研究假说

1. 绝对收入(资产)与生育意愿

现代经济学构建于“财富增加将导致福利增加”这一核心命题之上,如果现代经济学的核心命题无误,毋庸置疑,绝对不平等不仅会影响居民福利,而且将进一步影响居民生育意愿。当然,这里的绝对不平等主要包括收入与资产。居民的收入和资产决定其社会财富资本的积累,影响其家庭消费,并影响着家庭人口发展。如果住户拥有较多的财富积累,其生育意愿就不必受到经济条件的制约,从而促进其生育行为;而如果住户财富积累有限,虽有生育意愿却受经济条件所限,就会抑制其生育行为。

收入状况是影响个体生育意愿的重要因素,收入高低将直接决定育龄妇女生或不生。穆光宗和陈卫(2001)、潘云华和陈勃(2011)指出,收入提高会使得人们更加重视生活质量的提升,更加关注孩子质量而非数量,养育子女的成本上涨而预期效用下降,从而导致对子女需求下降。随后,李子联(2016)分析了收入和生育率之间的相互冲击效应,发现中国生育率的下降由基于生育行为的收入下降预期引致,而收入增长可以明显提升生育率,只不过高收入和低收入群体比中间收入群体的生育率更高;收入对生育率的影响呈现U型曲线特征,先降后升。

综上所述,并考虑到收入和资产的区别,本研究提出如下假说:

假说 1.1:居民家庭的绝对收入水平越高,个体生育意愿越强烈。

假说 1.2:居民家庭的绝对资产规模越大,个体生育意愿越强烈。

2. 相对收入(资产)与生育意愿

社区作为一种以地域为基础的生活共同体,是一种社会的网络空间,同社区的人们在长期的共同生活和互动中,能够产生功能、组织及心理情感上的共同认知和联系,并产生参照效应相互影响(Carr, 1945)。这为我们的生育意愿研究带来了新的启示:一个比较的视角,比如相对收入理论或参照组理论。Easterlin 和 Crimmins(1985)认为,生育率并不仅仅是个人财富的反馈,而与人们惯常的经济状况联系更为紧密,内生化的生活期望标准(即相对收入)对年轻人的结婚和生育有决定性作用。因此,影响育龄妇女生育意愿的,除了收入(资产)分配的不平等,还可能包括相对收入和相对资产的不平等。

陈钟翰和吴瑞君(2009)通过对上海市的实地调查,结合相关资料分析了经济较发达地区的生育现状,并利用伊斯特林相对期群假说,论证了收入水平较高者的生育意愿也偏高,而且收入对生育意愿的影响因地而异。社会比较理论为我们提供了新的分析视角,相对收入水平会影响人们的地位认同,而相对地位的高低会影响居民的生育意愿。关于相对不平等对生育意愿的研究,已有文献的研究视角仅限于此,并未关注到社区内部不平等。本文将基于社区的研究视角,针对收入与资产的相对不平等开展研究,探究在社区内部居民收入和资产的相对位置对个人生育意愿带来的影响。据此,本文提出如下假说:

假说 2.1:居民家庭收入的相对位置越高,个体生育意愿越强烈。

假说 2.2:居民家庭资产的相对位置越高,个体生育意愿越强烈。

3.社区收入和资产的基尼系数效应

何立新和潘春阳(2011)的研究发现,收入分配差距对不同群体产生的影响存在差异,低收入者对收入不平等的反应更加显著。黄超(2020)从绝对地位和相对地位的视角探讨了家庭收入和家庭资产对城乡居民地位认同的影响,研究发现相对收入和相对资产的不平等程度越高,对地位认同的影响效应越小,该效应仅存在于农村社区,这一规律可通过相对地位机制起作用。

已有研究较少考虑收入和资产对生育意愿的基尼系数效应,但上述研究思路可资借鉴。从国家的宏观层面上来看,收入 and 资产的不平等会对社会的各个方面产生影响,包括对居民生育意愿的影响;收入和资产的不平等越严重,对居民生育意愿的影响越深。从社区的微观层面上来看,社区内部个体的收入和资产差异越大,对个体的生育意愿调节效应越大。基于此,本研究提出如下假说:

假说 3.1:社区成员的收入不平等程度越高,家庭收入对个体生育意愿的影响效应越大。

假说 3.2:社区成员的资产不平等程度越高,家庭资产规模对个体生育意愿的影响效应越大。

三、研究设计与模型构建

(一)数据来源

本文采用 2018 年 CLDS 数据进行实证分析。CLDS 从社区内部进行抽样,并利用家庭住址对被调查者进行一定排序,使被抽中的被调查者对整个社区具有代表性。其中,城乡社区按照数据编码筛选而出,分别对应城市中的街道和农村中的自然行政村。基于本文的研究目的,从社区不平等与生育意愿的角度,我们进行了数据清洗与数据处理。首先,对缺失数据进行删除,对逻辑错误数据进行纠错处理,比如在对个体年收入的统计中,若被访者标注“99999(不清楚)”,则采用插补法给予赋值;其次,对个体的家庭收入和家庭资产进行统计核算,并分别计算出收入基尼系数和资产基尼系数;再次,为了保证社区变量的代表性,对低于 20 人的社区予以剔除处理。2018 年 CLDS 共调查社区 1 018 个,有效社区为 320 个;2018 年 CLDS 共有调查单位 13 503 个,有效样本规模为 9 866 人。由于研究问题是家庭中育龄妇女的生育意愿,通过家庭样本与个体样本的匹配,剔除无配偶和个体不存在的无效样本,再剔除 20 岁以下及 49 岁以上的女性样本,最终样本规模为 2 681 人,涉及社区 135 个。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为生育意愿。CLDS 个体问卷询问了被调查者关于生育的话题,比如现有几个孩子、生育第一个小孩的年龄、现有小孩的基础上是否还愿意再要孩子等。考虑到实际研究需要,并结合 Ryder 和 Westoff(1971)的研究,本文将生育意愿定义为:“已育有一孩的基础上,您是否还打算再要孩子”,回答“是”则将其生育意愿赋值为 1;反之赋值为 0。对于已育有两孩的家庭,其生育意愿赋值为 1。

对于收入与资产差距的衡量,本文沿用国际上通用的五分组,每组收入群体各占 20%,将居民家庭收入由低到高划分为从 1 到 5 这五个等级,并分城乡统计出对应收入组的生育意愿比率。由图 1 可以看出,无论城市社区或农村社区,中低收入家庭的生育意愿明显强于高收入家庭,且城乡社区的生育意愿存在明显差异。城市社区的中等收入家庭生育意愿最强,生育意愿比率为 35.07%;而农村社区的低收入家庭生育意愿最强,生育意愿比率高达 52.98%。随着收入水平的提升,高收入家庭的生育意愿急剧下降。

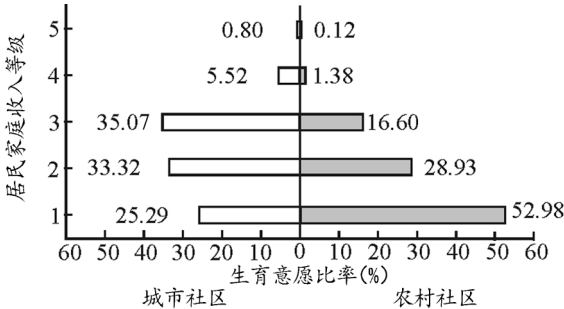


图 1 城乡居民生育意愿的分布

(数据来源:中国劳动力动态调查(2018)。)

2. 解释变量和调节变量

本文的关键解释变量共有四个,分别是居民家庭的绝对收入、绝对资产、相对收入和相对资产。绝对收入也即被调查者的家庭总收入,按照当前中国的统计制度,我国住户(家庭)总收入包括工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入,周建等(2013)、臧旭恒(2018)、黄超(2020)等学者的研究沿用了这一统计口径。考虑城乡居民收入来源不同,本文将对城镇和农村住户家庭收入分别展开统计。

绝对资产是指家庭的资产总和。目前学术界关于家庭资产的测度并不统一。石智雷和杨彦彦(2012)认为家庭经济资本应该包括家庭住房情况、家庭物质财富积累值和货币年收入,并进一步对各类资产进行权重分配;李涛和陈斌开(2014)、李江一等(2015)、臧旭恒(2018)等学者则从资产的流动性出发将其分为高流动性资产和低流动性资产。本文将家庭资产划分为三类:住房资产(自有产权和共有产权,需扣除住房贷款)、金融资产(扣除其他金融负债)和非金融资产(主要包括工商业资产、农业机械、汽车、摩托车等)。

相对收入是指住户在社区内相对其他人的收入水平。首先在社区内部将各个家庭按照绝对收入值由小到大排序,再利用正态计分公式将其转化为 0-1 之间的分位数,根据数值大小重新确定其相对位置。相对资产的生成方法与此相同。正态计分公式为:

$$S(i) = \Phi^{-1}\left(\frac{n+1+R_i}{2n+2}\right) \tag{1}$$

(1)式中: $S(i)$ 是第 R_i 个数据的正态计分, n 是社区家庭数量, R_i 是社区内第 i 个家庭收入的排序。

本文使用基尼系数来衡量社区的收入与资产差距,通过 Stata 软件中的“inequal”命令计算得到。

3.控制变量

本文个体层面的控制变量包括女性年龄、户口类型、婚姻状态、就业状态、生育保险状况、个人年收入(育龄妇女)、学历层次、自评健康等。家庭层面的控制变量包括祖辈年龄、祖辈学历层次、恩格尔系数等。

各变量的具体情况描述如表 1。

表 1 所有变量的描述性统计

变量	全样本				城市子样本		农村子样本	
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	均值	标准差
个体层次变量								
户口类型(非农=1,农业=0)	0.24	0.44	0	1	—	—	—	—
女性年龄	38.63	8.94	20	49	38.03	8.84	39.42	8.84
婚姻状态(已婚有配偶=1,其他=0)	0.83	0.37	0	1	0.76	0.38	0.84	0.38
就业状态(在职=1,其他=0)	0.76	0.42	0	1	0.75	0.45	0.71	0.45
学历层次(小学及以下=1,初中=2,普通高中=3,职业高中=4,技校和中专=5,大专=6,本科=7,硕士=8,博士=9)	3.87	2.34	1	9	6.23	2.66	3.35	2.66
自评健康(非常不健康=1,比较不健康=2,一般=3,健康=4,非常健康=5)	3.67	0.98	1	5	3.8	0.98	3.63	0.98
生育保险(有生育保险=1,无生育保险=0)	0.25	0.45	0	1	0.38	0.45	0.12	0.45
个人年收入/万元	3.94	4.81	1.03	90	4.12	5.47	2.53	5.47
生育意愿(有一孩还想生=1,其他=0)	0.23	0.21	0	1	0.16	0.22	0.35	0.19
孩子数量	1.24	1.03	0	7	0.9	1.05	1.52	1.05
祖辈年龄	62.21	11.47	46	79	63.81	10.86	60.11	11.93
祖辈学历层次(小学及以下=1,初中=2,普通高中=3,职业高中=4,技校和中专=5,大专=6,本科=7,硕士=8,博士=9)	2.81	1.51	1	9	3.23	1.65	1.79	1.26
绝对收入(元,取对数)	11.09	1.36	1.39	14.52	11.15	1.36	10.3	1.36
绝对资产(元,取对数)	12	2.11	0	19.52	12.22	2.11	11.94	2.11
相对收入	0.48	0.29	0.01	0.99	0.49	0.29	0.48	0.29
相对资产	0.46	0.27	0.01	0.96	0.47	0.27	0.46	0.27
恩格尔系数	0.42	0.28	0	1	0.47	0.29	0.41	0.29
社区层次变量								
社区收入基尼系数	0.51	0.11	0.23	0.84	—	—	—	—
社区资产基尼系数	0.61	0.17	0.19	0.97	—	—	—	—
个体样本量(N)	2 681				616		2 065	
社区样本量	135				46		89	

(三)模型构建

本文使用的模型为两层混合效应线性回归模型。下面给出生育意愿的完全多层线性模型设定,并对模型予以必要的解释:

层一:

$$\begin{aligned} \text{生育意愿 } Y_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{ 户口类型} + \beta_{2j} \text{ 女性年龄} + \beta_{3j} \text{ 婚姻状态} + \beta_{4j} \text{ 就业状态} + \beta_{5j} \text{ 学历层次} + \\ & \beta_{6j} \text{ 自评健康} + \beta_{7j} \text{ 生育保险} + \beta_{8j} \text{ 个人年收入} + \beta_{9j} \text{ 孩子数量} + \beta_{10j} \text{ 祖辈年龄} + \\ & \beta_{11j} \text{ 祖辈学历层次} + \beta_{12j} \text{ 绝对收入} + \beta_{13j} \text{ 绝对资产} + \beta_{14j} \text{ 相对收入} + \\ & \beta_{15j} \text{ 相对资产} + \beta_{16j} \text{ 恩格尔系数} + \gamma_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

层二:

$$\beta_{ij} = \gamma_{i0} + \gamma_{i1} (\text{收入基尼系数} - \overline{\text{收入基尼系数}}) + \gamma_{i2} (\text{资产基尼系数} - \overline{\text{资产基尼系数}}) + \mu_{ij} \quad (3)$$

(3)、(4)式中: i 表示住户, j 表示社区; γ_{i0} 是*i*社区的平均生育意愿; γ_{i1} 和 γ_{i2} 是所有社区在每一层解释变量上的平均斜率; μ_{ij} 是由与社区*j*相关的特征所带来的在每一层解释变量上回归斜率的增量。

针对本文的实际研究,这里对模型作如下两点说明:

第一,婚姻状态和自评健康的斜率 β_{3j} 和 β_{6j} 没有加入任何社区层次的解释变量,这种限定意味着它们对生育意愿的作用在所有社区之间是完全相同的。

第二,户口类型、女性年龄、就业状态、学历层次、生育保险、个人年收入、孩子数量、祖辈年龄和祖辈学历层次的斜率 β_{1j} 、 β_{2j} 、 β_{4j} 、 β_{5j} 、 β_{7j} 、 β_{8j} 、 β_{9j} 、 β_{10j} 和 β_{11j} 没有设置随机效应,而是被表达成社区收入基尼系数和社区资产基尼系数的函数,意味着它们对住户生育意愿的作用在各社区间相同。

(四)模型内生性及其处理

模型的内生性来源主要有以下几个:一是测量误差,即模型中核心解释变量的测量误差,这里包括被调查者家庭的绝对收入、绝对资产、相对收入和相对资产。二是联立性,即被解释变量反过来影响解释变量的反向因果情况出现,也就是说在现实生活中,存在某些家庭因为有了生育意愿,从而选择不断提升收入,积累家庭财富的情况。三是遗漏变量,能够导致估计出现偏误的遗漏变量是那些既与收入、资产不平等相关也与育龄妇女生育意愿相关的变量。

我们的处理方法如下:首先,对于测量误差问题,本文在核算居民家庭总收入及资产时,采用2018年CLDS家庭数据将城市和农村分别独立核算,城市中同一社区的住户间收入与资产类型差异不大,而农村同一自然行政村的村民所拥有的生产性资产及家电价值往往相当,核算过程中已依据《中国统计年鉴》对应的耐用消费品占比进行折算处理。相对收入和相对资产的测量则采用正态计分方式,针对每个社区计算出住户在社区内相对其他人的收入与资产水平,尽最大可能做到客观精准。从模型设计来看,多层线性模型不仅没有方差齐性和随机误差相互独立的要求,而且还能在一定程度上解决模型参数的计算问题,纠正由于同一层次内样本的相似性而引起的参数估计误差,其分析结果更为准确可靠。

其次,对于联立性问题,这种可能性在本模型中不存在,也就是说育龄妇女的生育意愿是因,社区内部的财富不平等为果的可能性不存在。对育龄妇女来说,其生育意愿仅属于个体选择,很难影响到社区的财富不平等。本文研究视角是基于社区层面(城市或者农村)的财富不平等,社区内部居民财富不平等为前定变量,是一种已经发生的客观存在,不会受到人们生育意愿的影响。因此,财富不平等与居民生育意愿并不存在互为因果的可能性。

再次,对于可能存在的变量遗漏,尽量控制既与收入、资产不平等相关也与育龄妇女生育意愿相关的变量。由于多层模型把低层回归方程中的截距和斜率作为高层回归方程中的

随机变量,存在遗漏变量时的随机解释变量并不是内生解释变量,所做普通最小二乘估计也都是一个一致估计。

四、估计结果与分析

(一) 绝对收入和绝对资产对生育意愿的影响

采用 Stata 软件进行模型拟合,得到家庭绝对收入和绝对资产对居民生育意愿影响的回归结果如表 2 所示。

表 2 估计绝对收入和绝对资产效应的两层混合效应线性回归结果

	全样本		城市子样本		农村子样本	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
绝对收入(对数)	0.095 *** (0.011)	0.082 *** (0.012)	0.163 *** (0.023)	0.112 *** (0.025)	0.078 *** (0.017)	0.058 *** (0.019)
绝对资产(对数)		0.237 *** (0.051)		0.431 *** (0.067)		0.191 ** (0.056)
户口类型	-0.007 (0.012)	-0.011 (0.012)				
年龄	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.008 *** (0.001)	-0.008 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)
已婚有配偶	0.079 *** (0.013)	0.078 *** (0.013)	0.065 *** (0.014)	0.065 *** (0.014)	0.105 *** (0.029)	0.106 *** (0.029)
在职	0.041 *** (0.011)	0.032 *** (0.011)	0.035 (0.023)	0.033 (0.023)	0.117 *** (0.028)	0.117 *** (0.028)
学历层次	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.004 *** (0.002)	-0.004 *** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
自评健康	0.008 *** (0.003)	0.008 *** (0.003)	0.007 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.012 *** (0.003)	0.012 *** (0.003)
祖辈年龄	0.014 *** (0.003)	0.015 *** (0.003)	0.018 *** (0.003)	0.025 *** (0.003)	0.012 *** (0.002)	0.013 *** (0.002)
祖辈学历层次	-0.011 (0.007)	-0.012 (0.009)	-0.012 *** (0.003)	-0.014 *** (0.003)	0.004 (0.003)	0.005 (0.003)
生育保险	0.005 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.019 ** (0.007)	0.019 ** (0.007)	-0.014 *** (0.004)	-0.014 *** (0.004)
个人年收入	0.003 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	0.004 ** (0.001)	0.004 ** (0.001)
恩格尔系数	-0.022 (0.015)	-0.022 (0.015)	-0.036 ** (0.016)	-0.036 ** (0.016)	-0.054 (0.042)	-0.056 (0.043)
常数项	0.246 *** (0.033)	0.244 *** (0.033)	0.228 *** (0.036)	0.228 *** (0.036)	0.306 *** (0.091)	0.303 *** (0.091)
社区层次方差	0.221 ***	0.223 ***	0.231 ***	0.225 ***	0.227 ***	0.223 ***
社区样本量	135	135	46	46	89	89
个人样本量	2 681	2 681	616	616	2 065	2 065
对数似然值	132.58	134.39	128.84	130.59	103.13	104.59

注:(1) * 表示 $p<0.1$, ** 表示 $p<0.05$, *** 表示 $p<0.01$ (双侧检验)。(2) 括号内的数字是标准误。下同。

在全样本模型中,绝对收入和绝对资产的系数均为正并且统计量显著,这表明家庭绝对收入和绝对资产对育龄妇女的生育意愿具有显著的正效应。在其他变量保持不变的情况下,年龄、婚姻状态、个人年收入等对生育意愿存在非常显著的影响。其中,年龄对生育意愿的影响呈现负效应,女性的最佳生育年龄为 25-30 岁,后期随着年龄的增长,生育意愿逐渐下降;婚姻状态对生育意愿也有着显著的影响,已婚育龄人群是生育的主体,其生育意愿最接近生育行为;个人年收入对生育意愿存在显著的影响,育龄妇女年收入越高,可以为子女养育提供越多的物质保障,从而有效提升育龄妇女的生育意愿。这与前文论述的“财富增加将导致福利增加”论题相符。

除此之外,学历层次和恩格尔系数对城市育龄女性生育意愿的影响效应均显著为负。随着经济社会的发展,育龄女性的学历层次越高,传统思想的束缚越少,同时参与工作的机会就越多,生育行为和工作发展可能会互相冲突,从而降低育龄妇女的生育意愿。无论城市或者农村地区,祖辈年龄对育龄妇女的生育意愿都有较强影响,祖辈年龄越大越认同“多子多福”的观念;而祖辈学历层次对育龄妇女的生育意愿影响仅在城市地区显著,祖辈受教育程度越高,对育龄妇女的生育意愿影响越小。作为衡量家庭生活水平高低的有效指标,恩格尔系数越小意味着食品支出在家庭总支出中占比越低,可用于其他方面的可支配收入越高,进而提升育龄妇女的生育意愿。至于生育保险,对于总体样本和城市样本,生育保险对育龄妇女的生育意愿具有正向的促进作用;而对于农村居民,生育保险对育龄妇女的生育意愿存在负向的抑制作用,究其原因,农村居民受传统生育观念影响较大,拥有生育保险意味着拥有全职工作,反而抑制了育龄妇女的生育意愿。

下面重点分析绝对收入和绝对资产的影响效应。全样本中绝对收入的系数为 0.095 ($p=0.000$),说明家庭绝对收入越高,会使育龄妇女更有底气生育,从而生育意愿更强烈;绝对资产的系数为 0.237 ($p=0.000$),说明家庭绝对资产的规模越大,育龄妇女的生育意愿越强,而且绝对资产的影响效应远远超过绝对收入。对于城市和农村两个子样本模型而言,在其他变量保持不变的情况下,绝对收入和绝对资产对城市和农村居民的生育意愿均有正向的促进效应。值得注意的是,当模型中加入绝对资产,无论全样本还是子样本,绝对收入的系数均相应有所缩减,说明绝对资产对绝对收入有部分解释效应。综上所述,第一组假设得到验证。

(二) 相对收入和相对资产对生育意愿的影响

接下来分别从城市和农村两个子样本分析相对收入和相对资产对生育意愿的影响效应,模型估计结果如表 3 所示。

回归结果显示,在城市子样本中加入了相对收入变量后,绝对收入和相对收入的系数均十分显著,说明城市居民家庭的相对收入水平对育龄妇女的生育意愿有显著的促进作用;同样的,加入相对资产变量后其系数亦十分显著,说明城市居民家庭的相对资产规模对育龄妇女的生育意愿也存在显著的促进作用。农村子样本的模型估计结果与城市子样本不同,无论是加入相对收入变量或是相对资产变量,其影响均不显著,也即绝对收入和绝对资产对农村妇女生育意愿存在影响,而相对收入和相对资产对其生育意愿影响不大。由此,第 2 组假设在城市居民中得到验证。

城市居民的生育意愿会因为其在社区内部所处的相对优势位置而增强,而对于农村居

民这种效应却并不存在,本文将这种现象归结于“社会情境效应”。城市居民通常事业心较强,结婚和生育时间较晚。相对而言,农村妇女较少从事全日制工作,且更容易受传统生育观念的影响,大部分农业户籍的育龄妇女相比城镇户籍的育龄妇女生育意愿更强。因此,当绝对收入(资产)保证了农村居民家庭的日常所需,家庭收入(资产)增加会提升居民的生育意愿,但社区内部的收入(资产)不平等对其所产生的影响还不足以改变其生育意愿。

表 3 估计相对收入和资产效应的两层混合效应线性回归结果

	城市子样本			农村子样本		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
相对收入	0.016 *** (0.003)		0.023 *** (0.002)	-0.022 (0.081)		-0.027 (0.059)
相对资产		0.095 *** (0.001)	0.086 *** (0.001)		-0.053 (0.052)	-0.024 (0.052)
绝对收入(对数)	0.011 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)	0.015 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)
绝对资产(对数)	0.139 *** (0.002)	0.132 *** (0.002)	0.136 *** (0.002)	0.127 *** (0.002)	0.103 *** (0.002)	0.109 *** (0.002)
年龄	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)	-0.006 *** (0.002)	-0.006 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)
已婚有配偶	0.067 *** (0.014)	0.064 *** (0.014)	0.066 *** (0.014)	0.097 ** (0.031)	0.100 *** (0.030)	0.100 *** (0.031)
在职	0.002 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	0.002 (0.011)	0.009 (0.029)	0.014 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)
学历层次	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.005)
自评健康	0.007 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.007 *** (0.003)	0.013 *** (0.003)	0.007 *** (0.003)
祖辈年龄	0.011 *** (0.003)	0.012 *** (0.003)	0.014 *** (0.003)	0.022 *** (0.003)	0.009 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)
祖辈学历层次	-0.009 (0.007)	-0.011 (0.007)	-0.006 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.004 (0.003)	0.005 (0.003)
生育保险	0.006 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	-0.017 *** (0.002)	-0.014 *** (0.003)	-0.017 *** (0.002)
个人年收入	0.002 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.005 ** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.004 ** (0.001)
恩格尔系数	-0.034 * (0.017)	-0.038 * (0.017)	-0.037 * (0.017)	-0.052 (0.045)	-0.054 (0.043)	-0.052 (0.045)
常数项	0.245 *** (0.037)	0.223 *** (0.036)	0.240 *** (0.037)	0.267 ** (0.096)	0.286 ** (0.093)	0.262 ** (0.097)
社区层次方差	0.022 ***	0.022 ***	0.022 ***	0.023 ***	0.023 ***	0.023 ***
社区样本量	135	135	46	46	89	89
个人样本量	2 681	2 681	616	616	2 065	2 065
对数似然值	104.29	105.36	107.45	121.19	122.48	124.06

(三) 社区收入和资产差距的调节效应

最后,我们考虑了社区内部的收入和资产差距对居民生育意愿的调节效应,估计结果如表 4 所示。从城市子样本的估计结果来看,交互项的回归系数都十分显著,说明城市社区的收入和资产差距会对居民生育意愿产生正向的调节作用,财富不平等提升了城市社区内富

人的生育意愿。基于农村子样本的模型 3 和模型 4 中绝对收入×社区收入基尼系数、绝对资产×社区资产基尼系数的交互项系数均不显著,说明农村社区的收入和资产差距对居民生育意愿的影响并不显著,对个体生育意愿影响不大。

更进一步地,在同时控制绝对收入、绝对资产等影响因素时,社区收入基尼系数和社区资产基尼系数对城市和农村居民的生育意愿均存在显著的反向影响效应,而且社区资产基尼系数的影响效应相对更强。社区收入和资产的基尼系数对城市和农村居民的生育意愿均存在显著的反向影响效应,说明在社区内部财富资本分化越大,收入和资产的不平等程度越高,对居民生育意愿的抑制作用越强。值得注意的是,收入和资产不平等对个体生育意愿的调节效应存在差异,资产不平等的调节效应更为明显。由此,第 3 组假设只在城市居民中得以验证。

表 4 估计社区收入和相对资产差距调节效应的两层混合效应线性回归模型

	城市子样本		农村子样本	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
绝对收入×社区收入基尼系数	0.188 *** (0.023)		0.113 (0.082)	
绝对资产×社区资产基尼系数		0.382 *** (0.015)		-0.104 (0.066)
绝对收入(对数)	0.203 *** (0.003)	0.109 *** (0.003)	0.163 *** (0.002)	0.095 *** (0.002)
社区收入基尼系数	-0.049 ** (0.023)		-0.025 ** (0.011)	
绝对资产(对数)	0.339 *** (0.002)	0.357 *** (0.003)	0.378 *** (0.002)	0.363 *** (0.002)
社区资产基尼系数		-0.214 *** (0.026)		-0.203 *** (0.034)
年龄	0.007 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)
已婚有配偶	0.093 *** (0.003)	0.097 *** (0.003)	0.078 *** (0.002)	0.073 *** (0.002)
在职	0.039 (0.022)	0.037 (0.023)	0.082 (0.102)	0.084 (0.102)
学历层次	-0.009 *** (0.002)	-0.017 *** (0.002)	-0.002 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
自评健康	0.113 *** (0.026)	0.113 *** (0.026)	0.096 *** (0.022)	0.096 *** (0.022)
生育保险	0.065 *** (0.023)	0.067 *** (0.023)	-0.038 *** (0.012)	-0.043 *** (0.012)
个人年收入	0.256 *** (0.043)	0.258 *** (0.043)	0.162 *** (0.022)	0.171 *** (0.022)
恩格尔系数	-0.052 * (0.007)	-0.058 * (0.007)	-0.027 * (0.005)	-0.025 (0.005)
常数项	0.445 *** (0.037)	0.443 *** (0.036)	0.174 *** (0.037)	0.188 ** (0.096)
社区层次方差	0.013 ***	0.038 ***	0.029 ***	0.026 ***
社区样本量	46	46	89	89
个人样本量	616	616	2 065	2 065
对数似然值	134.05	136.12	147.52	145.66

五、结论与讨论

财富与生育意愿的关系一直是社会关注的热点话题。关于生育意愿的现有研究,虽然已经关注到收入所产生的影响,但关于资产的影响效应研究较少,基于微观层面及相对视角的分析也往往被人忽视。本文突破了现有研究的局限,将收入对生育意愿的影响拓展到包括收入和资产的财富不平等,并从社区内部财富资本分化的视角出发,考虑社区内部居民财富的绝对和相对不平等对生育意愿的影响,并进一步探索社区内部收入和资产差距的调节效应,更具针对性更深入地探究了育龄妇女的生育意愿问题。

在社区这一微观的分析视角下,笔者研究发现,首先,资产积累对居民生育意愿具有明显的“财富效应”。相较于绝对收入,绝对资产对个体生育意愿的影响效应更大;收入更高、拥有更多资产的个体,其生育意愿更为强烈。现阶段我国居民的财富资本结构有所调整,资产在居民财富资本中占有更大的比重,也对生育意愿产生更大的影响效应。其次,居民财富的相对地位对城市居民的生育意愿具有显著的正效应,但对农村居民的影响并不显著。随着我国城乡一体化的发展,城乡居民的经济差距在缩小,然而在生育观念上依然存在较大的差异。城市居民的生育意愿会因为其在社区内部所处的相对优势位置而增强,越是富裕的人生育意愿越强烈,而农村居民的生育意愿却不会因为其在社区内部处于相对弱势的位置而减弱。究其原因,农村居民生育意愿受传统生育观念影响较大,社区内部资本分化对其生育意愿的影响相对较小。最后,社区内部财富不平等显著降低了城乡居民的生育意愿,城市社区的财富分化对生育意愿产生正向的调节作用,社区内部的财富资本分化越严重,收入和资产对居民生育意愿的促进作用越强烈。整体上看,居民财富不平等打击了人们的生育意愿,不平等程度越高的社区,人们的生育意愿越低;而在城市社区中,财富不平等提升了富人的生育意愿。

本文的研究结论为公共政策的调整和完善提供了新的视角。首先是收入分配政策方面,由于财富不平等对居民的生育意愿存在显著影响,针对我国城乡居民的收入分配差距与资产分化等问题,应该深入推进收入分配制度改革,改善居民收入和财富分配格局,以共同富裕助推人口发展。其次是生育配套支持政策方面,全面三孩政策已经落地,婴幼儿托育配套支持措施亟待推进,用人单位应该为员工提供更人性化的工作环境,托育市场应完善供给以匹配日益高涨的托育需求。最后,对于社会个体而言,农村居民应该解放思想,打破传统生育观念的牢笼,合理考虑生育意愿;而城镇居民可以更多地利用市场和社会资源,妥当安排好婴幼儿托育事宜,放眼于家庭的长远发展。

参考文献:

- 1.陈钟翰、吴瑞君,2009:《城市较高收入群体生育意愿偏高的现象及其理论解释——基于上海的调查》,《西北人口》第6期。
- 2.何立新、潘春阳,2011:《破解中国的“Easterlin悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》第8期。
- 3.洪秀敏、朱文婷,2020:《托育服务亟待破解三大“瓶颈”》,《中国人口报》2月19日第3版。
- 4.黄超,2020:《收入、资产与当代城乡居民的地位认同》,《社会学研究》第2期。
- 5.黄嘉文,2016:《收入不平等对中国居民幸福感的影响及其机制研究》,《社会》第2期。
- 6.理查德·佛罗里达,2019:《新城市危机:不平等与正在消失的中产阶级》,中译本,中信出版社。
- 7.李江一、李涵、甘犁,2015:《家庭资产-负债与幸福感:“幸福-收入”之谜的一个解释》,《南开经济研究》第5期。

- 8.李强,2005:《当代中国社会分层结构变化的新趋势》,《中国社会科学》第4期。
- 9.李涛、陈斌开,2014:《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》,《经济研究》第3期。
- 10.李子联,2016:《收入与生育:中国生育率变动的解释》,《经济学动态》第5期。
- 11.刘鸿雁,2016:《0~3岁儿童托育服务与全面两孩政策》,《人口与计划生育》第11期。
- 12.穆光宗、陈卫,2001:《中国的人口转变:历程、特点和成因》,《开放时代》第1期。
- 13.潘云华、陈勃,2011:《人口生育率下降的家庭经济因素分析》,《中国青年研究》第12期。
- 14.石智雷、杨云彦,2012:《家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流》,《社会学研究》第3期。
- 15.石智雷、杨云彦,2014:《符合“单独二孩”政策家庭的生育意愿与生育行为》,《人口研究》第5期。
- 16.杨慧、吕云婷、任兰兰,2016:《二孩对城镇青年平衡工作家庭的影响——基于中国妇女社会地位调查数据的实证分析》,《人口与经济》第2期。
- 17.杨菊华,2018:《流动人口二孩生育意愿研究》,《中国人口科学》第1期。
- 18.臧旭恒,2018:《中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析》,《经济研究》第3期。
- 19.周建、艾春荣、王丹枫、唐莹,2013:《中国农村消费与收入的结构效应》,《经济研究》第2期。
- 20.朱兰,2020:《生育政策、机会成本与生育需求——中国综合社会调查的微观证据》,《西北人口》第2期。
- 21.Easterlin, R. A., and E. M. Crimmins. 1985. *The Fertility Revolution: A Supply-Demand Analysis*. Chicago: University of Chicago Press.
- 22.Gravelle, H., J. Wildman, and M. Sutton. 2002. “Income, Income Inequality and Health: What Can We Learn from Aggregate Data?” *Social Science & Medicine* 54(4):577-589.
- 23.Carr, L.J. 1945. “Situational Sociology.” *American Journal of Sociology* 51(2):136-141.
- 24.Ryder, N. B., and C. F. Westoff. 1971. *Reproduction in the United States*, 1965. Princeton, N. J.: Princeton University Press.
- 25.Piketty, T. 2014. *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge, MA.: Harvard University Press.

From Income to Assets: Wealth Inequality and Fertility Intention of Residents

Wang Xiaojuan¹ and Shi Zhilei²

(1: School of Mathematics and Statistics, Hubei University;

2: School of Public Management, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: China's three child policy was recently introduced, and the continued decline of fertility has aroused great concern in the society. From the micro perspective of community, this paper analyzes the impact of wealth inequality on residents' fertility intention. The results show that: (1) Absolute income and absolute assets have a significant positive effect on residents' fertility intention, and absolute assets have a greater effect on individual fertility intention than absolute income. (2) Relative income and relative assets have a significant positive effect on the fertility intention of urban residents. The fertility intention of urban residents will increase because of their relatively advantageous position in the community, but there is no such effect in rural residents. (3) The effect of absolute income and assets of urban households on fertility intention is also affected by the income and asset gaps in the community. The wealth capital differentiation within the community has a positive regulatory effect on individual fertility intention, but the effect on rural residents' fertility intention is not significant.

Keywords: Wealth Inequality, Fertility Intention, Regulatory Effect

JEL Classification: D31, D63, J13

(责任编辑:赵锐、彭爽)