

·调查与思考·

农村家庭养老模式变迁与 低生育水平强化

——来自湖北省宜昌市的经验证据

朱明宝 杨云彦

【摘要】在人口转变和人口流动等因素的推动下,农村家庭养老由过去以儿子为核心的传统养老模式转变为儿女共同养老的新模式。文章利用 2015 年湖北省宜昌市育龄妇女生育意愿入户调查数据,实证研究了农村家庭养老模式变迁对育龄妇女生育意愿的影响。结果显示,儿女共同养老模式会显著降低育龄妇女的生育意愿,并且主要表现在相对年轻的育龄妇女中;男孩偏好弱化是其可能的作用机制之一。文章认为,农村家庭养老模式的变迁可能会促进低生育水平的自我强化,这或许可以为中国当前及未来部分地区的低生育水平提供一种新的解释。

【关键词】儿子养老 女儿养老 男孩偏好弱化 生育意愿

【作者】朱明宝 中南财经政法大学公共管理学院,博士研究生;杨云彦 中南财经政法大学公共管理学院,教授。

长期的低生育水平会加速中国人口老龄化,对中国人口的长期均衡发展和社会经济产生深远影响。从现有文献看,关于生育意愿影响因素的研究大多从育龄妇女的教育(陈宇、邓昌荣,2007;Shapiro,2012);就业(Wusu,2012)和公共政策(Cremer等,2008;王天宇、彭晓博,2015)等角度展开。虽然学者们对生育意愿的影响因素进行了较为全面的分析,但缺乏对农村家庭养老模式变迁视角的考察。长期以来,家庭养老是中国农村传统的养老模式。从家庭内部子女养老的性别分工来看,父系家庭制度意味着儿子在婚后负责父母的饮食起居,女儿在出嫁后不再承担正式的赡养义务(Greenhalgh,1985)。因此,家庭养老的责任主要由儿子承担(陶涛,2011)。然而,在当前人口转变、人口流动、社会经济发展等综合因素的推动下,农村家庭养老模式发生了变化,儿子养老的功能有所下降,女儿在养老中开始发挥越来越重要的作用(唐灿等,2009)。那么,这种农村家庭养老模式变迁对育龄妇女的生育意愿产生怎样的影响?本文将试图对此问题予以回答与解释。

一、农村家庭养老模式变迁与低生育水平:一个分析框架

(一) 农村家庭养老模式变迁:内涵与趋势

中国农村历史上一直实行严格的父系家族体系,在这样的体系下,子女所承担的养老责任和义务存在着明显的性别差异。儿子是家庭财产的继承者和家庭养老的承担者,在养老中的核心作用显著(Yang, 1996);女儿则会嫁到其他家族,结婚时女儿的权利、生产力、服务转移到丈夫家庭,结婚后女儿既没有继承娘家财产的权利,也没有为父母养老的正式责任(Greenhalgh, 1985; Whyte 等, 2003),女儿一旦出嫁就成为“别人家的人”。父权制家庭对媳妇一系列不成文的规范约束也使其与娘家的联系被减少甚至阻断,父母不存在对女儿养老的角色期待。这种家庭养老模式在中国农村已经延续了上千年,成为乡村养老模式的常态。

然而,随着乡村社会变迁的加速,家庭养老中的这种性别差异正在发生变化。曹锦清等(1995)的田野调查表明,媳妇在弱化赡养公婆责任的同时,却强化了赡养自己父母的新责任;还有研究表明,一些农村地区出嫁的女儿开始参与自己父母的养老过程(范成杰, 2009),女儿在农村家庭养老中的支持功能日渐上升(唐灿等, 2009),而儿子对父母的赡养、照料和慰藉有所减少(贺雪峰, 2008)。其原因一是人口转变导致独生子女家庭或有女无儿户家庭的显著增加,女儿养老既成为一种需要,也成为一种现实。二是在农村劳动力外流的背景下,女性外出的比例一般低于男性;儿子外出后,其养老能力和养老意愿有所减弱,部分养老责任转移到女儿身上,女儿赡养自己父母的能力和意愿都有所增强(聂焱, 2008)。同时,农村在从传统社会向现代社会的转型中,核心家庭日益成为主要的家庭类型,随着子代相对父代权力的上升和女性在家庭中地位的提提高,女儿赡养父母的经济能力也有所提升(张翠娥、杨政怡, 2015)。此外,随着社会经济的发展,更多老年人的温饱已不成问题,但其需求层次提高,生活照料和精神慰藉需求增多,在这方面更具优势的女儿的养老作用更加凸显。唐灿等(2009)通过对浙东地区的实地调研表明,女儿如今却越来越多地在赡养父母等方面扮演重要角色。许琪(2015)基于2010年CFPS数据的研究发现,“儿子出钱、女儿出力”的性别分工模式主要出现在农村;在城市,女儿在经济支持和生活照料两个方面的直接效应均超过儿子。

由此可见,中国农村家庭养老模式已经和正在发生着变化,即由过去以儿子为核心的传统养老模式转变为当前儿女共同养老的新模式。需要指出的是,农村家庭养老模式的变迁并不表示儿子不再承担家庭养老功能,只是这种功能相对在传统养老模式中有所降低;这里主要强调的是女儿在农村家庭养老中作用的上升,女儿与儿子同样甚至更多地承担起赡养父母的责任和义务;而这种养老模式变迁将成为一种趋势,并可能更加普遍化。

(二) 农村家庭养老模式变迁与低生育水平

农村家庭养老模式的变迁会影响到妇女的性别偏好。因为在传统的家庭养老模式下,人们出于养老的目的,对男孩有着强烈的偏好;如今女儿与儿子一样发挥着重要的养老功

能,儿女共同养老模式会在一定程度上弱化男孩偏好(见图)。

男孩偏好往往会导致生育水平的提高(Bongaarts, 2001),而多生多育是个人或家庭实现“男孩偏好”的重要途径。在生育成本等生育意愿影响因素相同的条件下,只有女儿的

妇女生育下一个孩子的可能性和动力一般要高于只有儿子的妇女(Larsen 等, 1998; 陈卫、靳永爱, 2011),而没有儿子的夫妇比那些没有女儿的夫妇更可能继续生育(Chaudhuri, 2012)。

此外,农村家庭养老模式变迁对育龄妇女生育意愿的影响存在代际差异,主要是降低了年轻一代育龄妇女的生育意愿。这可能是由于年轻一代育龄妇女在养老观念上的转变,女儿养老的广为接受会降低其二孩生育意愿。而对于年龄相对较大的育龄妇女而言,男孩偏好和“养儿防老”的传统观念根深蒂固,即使儿子养老效用降低,他们依然愿意多生孩子。

(三) 研究设计与数据来源

截至 2016 年 2 月,宜昌市育龄妇女人数为 832 038 人,其中二孩育龄妇女人数 122 766 人,多孩育龄妇女人数 7 761 人,生育二孩的比例为 15.69%(其中仅生育二孩的比例为 14.75%,生育多孩的比例为 0.94%)。分城乡来看,城市这一比例为 9.76%,农村为 19.81%。与全面两孩政策实施之前相比略有上升,2012~2015 年宜昌市育龄妇女中生育二孩的比例为 15.57%(其中仅生育二孩的比例为 14.65%,生育多孩的比例为 0.92%)。分年度同期对比来看,2012~2015 年各年 1~2 月宜昌市育龄妇女中生育二孩的比例依次为 13.87%、14.13%、14.45%和 14.95%。2012~2015 年各年生育二孩的比例依次为 14.19%、14.48%、14.90%、15.57%^①。根据以上数据可以发现,宜昌市近年来育龄妇女中生育二孩的比例有小幅上升,但总体仍处于较低水平。尽管全面两孩政策实施时间较短,对生育意愿的影响效果还没有完全显现,但我们可以推测,宜昌市 20 多年来持续的低生育水平并不主要是生育政策的限制所导致的,这是由于宜昌市多年来实际生育率低于政策生育率。可以说,低生育水平更多的是人们生育观念转变、少生的生育文化带来的结果,人口城镇化、人口非农化和人口流动等发展性因素是现阶段生育率下降的主导力量,政策已经成为非显著性因素(尹文耀等, 2013)。因此,我们估计二孩政策放开后,二孩生育意愿可能会有小幅度上升,但不会有较大的变化。

为了进一步了解中国低生育地区生育意愿的真实情况和家庭养老模式变迁等因素对此产生的影响。2015 年 8 月中南财经政法大学人口与区域研究中心选择湖北省宜昌市作为调研对象。宜昌市位于湖北省西南部,是湖北省域副中心城市,综合实力连续多年居湖北第

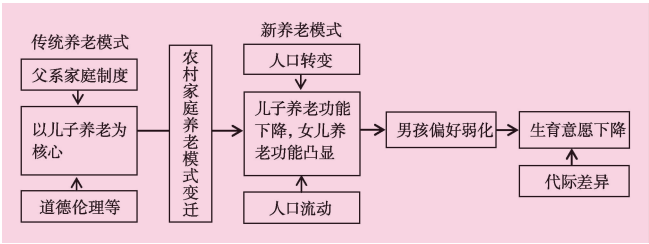


图 农村家庭养老模式变迁与低生育水平形成

① 数据来自宜昌市卫生和计划生育委员会 2016 年 3 月最新统计数据。

二位。2015 年全市实现生产总值 3 384.80 亿元;人均地区生产总值 82 360 元(按常住人口计算),高于全国人均水平的 49 351 元,综合实力居全国百强城市第 57 位。2015 年年末,全市常住人口 411.50 万人,户籍人口 398.18 万人;全年人口出生率为 9.2‰,死亡率为 7.9‰,自然增长率为 1.3‰,低于全国这一指标的 4.96‰,1995 年以来人口自然增长率始终稳定在 2‰左右。育龄妇女总和生育率 20 多年来处于下降趋势,1980 年总和生育率为 1.72,1990 年为 1.43,2010 年第六次人口普查数据显示,宜昌市总和生育率为 1.06^①。从经济发展水平看,宜昌市既有经济发展较好的县域,也有发展相对落后的县域;从家庭养老模式上看,既存在传统的儿子养老,同时女儿养老也比较普遍。课题组在调查问卷中专门设计了“儿子养老”和“女儿养老”^②的问题。

调查采取了分层、多阶段、与规模成比例抽样相结合的方法,根据经济发展水平和地形结构,选择了经济较好的当阳市(平原)、经济中等的远安县(丘陵)、经济较差的兴山县和五峰县(山地)4 个具有代表性的县市;同时,根据人口规模的分布,当阳市选取了 6 个乡镇,其他 3 个县选取了 3 个乡镇;然后每个乡镇抽取了 2 个村,每个村抽取了 30 人左右^③。调查对象为 15~49 岁育龄妇女,其中以 35 岁及以下育龄妇女为主,同时抽取 36~49 岁的育龄妇女进行对比研究。调查问卷涉及家庭人口信息、生计状况、生育意愿等信息,其中生育意愿是这次调查的重点,调查得到有效样本 920 份,剔除存在缺失值的样本后,实际纳入分析的样本量为 911 份。另外,课题组还对这 30 个村进行了村级问卷调查,受访者为该村主要的村干部,调查内容涉及家庭养老安排、农村耕地、基本医疗卫生服务等信息。

二、计量模型与变量描述

(一) 计量模型与变量选择

1. 计量模型

本文采用的计量模型为基于个人层面的 Probit 模型,假设个人是否想要二孩由以下方程决定: $\text{Prob}(\text{Secfertility}_{ij}=1)=\Phi(\beta'X_{ij}+\pi_1\text{Person}_{ij}+\pi_2\text{Family}_{ij}+\pi_3\text{Coun}_{ij})$ 。其中,下角标 i 和 j 表示居住在市县 j 中的个人 i ,被解释变量是受访者是否愿意要二孩的二分变量。 X_{ij} 表示儿子养老或女儿养老功能的代理变量, Person_{ij} 表示受访者个体特征变量, Family_{ij} 表示受访者家庭特征变量, Coun_{ij} 表示控制县级固定效应的虚拟变量。变量间的相关性或共线性检验结

① 数据来自《宜昌市 2015 年国民经济和社会发展统计公报》、《2016 年宜昌市政府工作报告》、《2015 年宜昌市统计年鉴》、《2015 年国民经济和社会发展统计公报》。

② 儿子养老对应的问题是“您如何看待‘养儿防老’的观念?1.非常赞同;2.比较赞同;3.一般;4.不太赞同;5.完全不赞同”。在询问受访者时,调查员特别强调根据其对儿子养老功能的感知进行回答。女儿养老对应的指标是受访村与女儿同住户的比例。

③ 在实际的调查中,由于农村年轻劳动力外出较多,如果抽取的村符合条件的调查对象数量少于 30 个,则用临村符合条件的受访者进行补充。

果显示,变量之间不存在高度的共线性或相关性。

2. 变量选择与测量

本文的被解释变量采用问卷中的问题是“您是否要二孩?”。本文把回答为“是”赋值为 1,回答为“否或没想好”赋值为 0。在生育意愿影响机制的分析中,本文设定了“男孩偏好弱化”变量,利用问卷中的问题:“如果您只能生一个孩子,希望是:(1)男孩;(2)女孩;(3)无所谓”,受访者如果回答为男孩,赋值为 0;回答为女孩和无所谓,赋值为 1。

参考现有的文献,本文选取两个核心解释量,一是儿子养老评价。为了反映儿子养老功能,本文采用以下问题作为代理变量,问卷中的问题:“您如何看待‘养儿防老’的观念?”^①。这是一个主观评价指标,它虽然容易受到受访者心理状态的影响,但它是一个综合了复杂信息的判断,避免了一些客观指标的狭窄单一,能更全面地反映受访者家庭儿子养老的实际情况。现有一些文献也用该变量测量儿子养老(于长永,2012)。该问题取值越大,我们认为受访者家庭儿子养老功能越弱。二是与女儿同住户比例,即受访村父母与女儿同住户数占该村总户数的比值。受访者所在村与女儿同住的父母越多,一般该村女儿养老的氛围也越浓厚,受访者家庭受女儿养老的影响也越大。因此,如果该比例越高,则认为受访者家庭女儿养老功能越强。

参照现有的研究文献,本文控制变量包括受访者个体特征变量、受访者家庭特征变量和县级虚拟变量三类。受访者个体特征变量包括受访者年龄及其平方项、民族、受教育年限、健康状况、视野水平、外出务工经历、兄弟姐妹数量、是否参加新农保、妇女的职业状况和家庭地位。家庭特征变量引入受访者家庭经济条件、家庭社会资本、家庭婚居模式以控制家庭层面的异质性。

(二) 样本及变量的描述性统计

表 1 给出了样本基本特征的描述性统计,从中可看出,50.55%的受访者明确表示“不要二孩”,而明确表示“要二孩”的占 35.27%。在儿子养老评价上,有接近一半(49.94%)的受访者表示“不赞同或完全不赞同”,“比较赞同或非常赞同”的占 38.97%。与女儿同住户比例上,33.15%的受访者所在村^②的这一比例在 8.0%以上;从所有样本来看,该比例的均值为 8.1%。因此,如果把均值作为参考标准,那么,约有 30%的受访者家庭女儿养老功能表现得相对明显。从个体特征来看,受访者以 35 岁及以下为主(73.22%);受教育程度以初中或高中居多,二者分别占 50.60%和 31.61%。在调查市县的样本数分布上,当阳市占 40.06%、远安县占 19.76%、兴山县占 20.20%、五峰县占 19.98%。主要回归变量的含义及基本统计如表 2 所示。

① 在实际调查中,调查员特别提醒受访者根据其对儿子养老功能的感知进行回答,因此我们认为该问题可以反映儿子养老功能的状况,进而捕捉到想要的信息。但问题在问卷的表述上,仍然使用常用的学术用语“养儿防老”。

② 在这 33.15%的受访者所在村中,与女儿同住比例最低的为 8.38%,最高的为 39.36%。



表 1 样本基本特征的描述性统计

变 量	百分比	变 量	百分比	变 量	百分比
是否要二孩		35 岁以上	26.78	1 个	10.76
是	35.27	受教育程度		2 个	77.17
否	50.55	小学及以下	11.53	3 个及以上	12.07
没想好	14.18	初中	50.60	有新农保	75.85
儿子养老评价		高中或中专	31.61	职业地位较高	20.42
非常赞同	9.22	大专及以上	6.26	家庭地位较高	64.11
比较赞同	29.75	汉族	80.46	家庭经济条件	
一般	11.09	健康水平		上等或中上等	42.37
不太赞同	36.99	健康	93.30	中等	47.20
完全不赞同	12.95	一般	4.50	中下等或下等	10.43
受访村中与女儿同住户比例		差或有残疾	2.20	有亲友在政府部门工作	20.75
0~0.03	23.05	视野水平		与公婆同住	47.86
0.03~0.08	43.80	较低或很低	16.36	调查地样本分布	
0.08~1.0	33.15	一般	39.52	当阳市	40.06
年龄		较高或很高	44.12	远安县	19.76
15~25 岁	12.73	有外出务工经历	66.19	兴山县	20.20
26~35 岁	60.49	兄弟姐妹数量		五峰县	19.98

注:参考李春玲(2005)职业声望的划分,本文中职业地位相对较高的是指政府公务人员或行政事业单位人员、企业管理人员、私营企业主、专业技术人员和个体工商户;职业地位相对较低的是指商业服务业人员、一般工人、务农、料理家务人员等。视野水平为调查员在访谈结束后对被调查者的综合判断。“亲友”指往来走动的亲友。

表 2 主要变量含义及基本统计

变 量	定 义	均值	标准差
生育意愿	是否要二孩;是 =1,否或没想好 =0	0.352	0.478
儿子养老评价	非常赞同 =1,比较赞同 =2,一般 =3,不太赞同 =4,完全不赞同 =5	3.147	1.238
与女儿同住户比例	受访者所在村与女儿同住户数占全村总户数比例	0.081	0.079
受教育年限	受访者接受正规教育的年数	9.975	2.377
健康状况	相对较好 =1,相对较差 =0	0.933	0.250
视野水平	相对较高 =1,相对较低 =0	0.441	0.496
外出务工经历	有 =1,无 =0	0.661	0.473
兄弟姐妹数量	受访者兄弟姐妹数	2.050	0.581
新农保	有 =1,无 =0	0.758	0.428
职业状况	职业地位较高 =1,职业地位较低 =0	0.204	0.403
家庭地位	家中谁管钱;自己管、与丈夫共同管或女方父母亲管 =1,其他 =0	0.641	0.479
家庭经济条件	相对较好 =1,相对较差 =0	0.423	0.494
家庭社会资本	有亲友在政府部门工作;有 =1,无 =0	0.207	0.405
家庭婚居模式	和公婆同住 =1,其他 =0	0.478	0.499

注:本文把健康状况回答为“健康”的归入“相对较好”,把回答为“一般、差或有残疾”的归入“相对较差”;把视野水平为“较高或很高”的归入“相对较高”,把“很低、较低或一般”的归入“相对较低”;把家庭经济条件为“上等或中上等”的归入“相对较好”,把“下等、中下等或一般”归入“相对较差”。

三、农村家庭养老模式变迁与低生育水平强化

(一) 基本估计结果

表 3 给出了农村家庭养老模式变迁对育龄妇女生育意愿的影响效应。本文将两个核心解释变量分别引入模型考察,为了检验稳健性,在表 3 中同时报告了 Probit 和 Logit 估计结果。模型 1 和模型 2 考察了儿子养老功能对育龄妇女生育意愿的影响。模型 1 回归结果显示,儿子养老评价的回归系数在 10%的水平上显著为负,这表明育龄妇女对儿子养老评价越低,要二孩的可能性越小。模型 2 回归结果也显示,该变量对二孩生育意愿产生了显著的负向影响,说明回归结果是稳健的^①。模型 3 和模型 4 考察了女儿养老功能对育龄妇女生育意愿的影响。模型 3 回归结果表明,与女儿同住户比例的系数显著为负,这意味着与女儿同住户的比例越高,育龄妇女要二孩的可能性越低。在模型 4 的回归结果中,这一基本结论没

表 3 农村家庭养老与育龄妇女的生育意愿(N=911)

变 量	模型 1(Probit)	模型 2(Logit)	模型 3(Probit)	模型 4(Logit)
儿子养老评价	-0.067*(0.037)	-0.110*(0.061)		
与女儿同住户比例			-1.415**(0.698)	-2.272*(1.140)
年龄	0.108(0.073)	0.185(0.124)	0.109(0.074)	0.187(0.124)
年龄平方	-0.001(0.001)	-0.002(0.001)	-0.001(0.001)	-0.002(0.001)
民族	0.145(0.215)	0.239(0.352)	0.218(0.219)	0.359(0.361)
受教育年限	-0.026(0.021)	-0.043(0.035)	-0.026(0.021)	-0.044(0.035)
健康状况	0.009(0.182)	0.005(0.296)	0.011(0.182)	0.012(0.297)
外出务工经历	0.168*(0.101)	0.279*(0.167)	0.146(0.100)	0.244(0.166)
兄弟姐妹数量	0.108(0.087)	0.174(0.144)	0.111(0.087)	0.181(0.144)
新农保	0.019(0.105)	0.021(0.174)	-0.006(0.106)	-0.020(0.176)
视野水平	-0.095(0.096)	-0.153(0.158)	-0.116(0.096)	-0.190(0.158)
职业状况	0.231**(0.113)	0.375**(0.184)	0.205*(0.113)	0.330*(0.185)
家庭地位	-0.142(0.093)	-0.231(0.152)	-0.134(0.093)	-0.218(0.152)
家庭经济条件	0.206**(0.096)	0.342**(0.158)	0.197**(0.096)	0.323**(0.158)
家庭社会资本	-0.138(0.112)	-0.219(0.184)	-0.143(0.112)	-0.226(0.184)
家庭婚居模式	-0.065(0.094)	-0.108(0.155)	-0.047(0.094)	-0.079(0.155)
常量	-1.673(1.283)	-2.877(2.158)	-1.643(1.285)	-2.841(2.169)
Pseudo R ²	0.040	0.040	0.040	0.040

注:(1)被解释变量为是否要二孩;是=1,否或没想好=0;(2)括号内数据为标准误;(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;(4)县级固定效应已控制。

① 儿子养老功能弱化降低育龄妇女生育意愿的结论可能与以往研究结论相似,但这里不是为了突出与以往研究结论的创新之处,主要是为了验证农村家庭养老模式变迁对育龄妇女生育意愿的影响。

有改变。回归结果还显示,控制变量中,家庭经济条件越好或职业地位越高的育龄妇女,二孩生育意愿越强。

(二) 稳健性检验与内生性讨论

1. 稳健性检验:调整被解释变量的测量方式

考虑到对“是否生育二孩”回答为“没想好”的受访者并不一定真实地代表不想要二孩,从而造成回归估计的偏误,因此,在稳健性检验中删除了这部分样本,只保留明确回答是或否的样本。表4回归结果显示,儿子养老评价越低,要二孩的意愿越低;与女儿同住户比例越高,二孩生育意愿也越低,这说明上述回归结果是稳健的^①。

表 4 稳健性检验(N=781)

变 量	模型 5(Probit)	模型 6(Logit)	模型 7(Probit)	模型 8(Logit)
儿子养老评价	-0.072*(0.039)	-0.118*(0.064)		
与女儿同住户比例			-1.343*(0.740)	-2.168*(1.195)
Pseudo R ²	0.042	0.042	0.042	0.042

注:(1)控制变量同表3;(2)*表示在10%水平上显著。

2. 内生性讨论

本文的内生性主要来自两个方面:一是育龄妇女的生育意愿可能与儿子养老评价存在反向因果关系。即如果育龄妇女现有一个孩子并且不想再生育,这种生育意愿可能会影响其对儿子养老功能的评价,因为只有一个女儿(儿子)的家庭有可能对儿子养老功能评价较低(较高)。而在女儿养老问题上,育龄妇女的生育意愿并不会影响其所在村与女儿同住户的比例,因为后者是已经发生的前定变量,不存在反向因果关系。另外,产生模型内生性的另一个原因可能是遗漏了一些变量,这些变量既影响子女养老功能又影响生育意愿,在这里我们尽量控制住这类变量,如引入妇女受教育水平、视野水平、新农保等变量,以减少遗漏偏误。

为了减少因儿子养老评价内生性造成的估计偏误,本文选择受访者丈夫的兄弟数量作为工具变量,这样选择的合理性在于丈夫兄弟数量关系到家庭养老状况,而这种养老功能的强弱可能对受访者本人关于儿子养老评价产生重要影响,但该变量与受访者本人的生育意愿不存在反向因果关系。工具变量显著性检验结果表明,虽然 Shea's Partial R² 仅为 0.0012,但 F 统计量值为 40.721,超过 10,且 P 值为 0.000;并且第一阶段回归结果显示,工具变量对内生变量具有较好的解释力。由此可以认为弱工具变量问题并不明显。表5中第二阶段的回归结果显示,儿子养老评价的回归系数依然显著为负;为了进一步检验这种稳健性,本文运用了 GMM、LIML 的估计方法,但这一基本结论均未改变。

① 稳健性回归中还尝试把回答为“没想好”的样本归入“是”,结果发现上述结论依然稳健。

(三) 进一步讨论

1. 可能的影响机制: 男孩偏好弱化

表 6 模型 9、模型 10 回归结果表明, 儿子养老评价的回归系数在 1% 的水平上显著为正, 表明育龄妇女对儿子养老评价越低, 其男孩偏好程度越弱。这也说明, 现实中儿子养老功能的降低会弱化育龄妇女的男孩偏好。模型 11、模型 12 回归结果表明, 男孩偏好的回归系数在 5% 的水平上显著为负, 说明男孩偏好弱化显著降低了育龄妇女的二孩生育意愿。

2. 农村家庭养老模式变迁对生育意愿的影响: 不同年龄段的比较

随着女儿养老的日益普遍化, 这种养老模式变迁对未来年轻一代育龄妇女的生育意愿会产生怎样的影响。基于此, 本文把受访育龄妇女分为 35 岁及以下和 35 岁以上两个年龄组, 前者表示相对年轻育龄妇女群体, 后者表示年龄相对较大育龄妇女群体。表 7 给出了这种变迁对育龄妇女二孩生育意愿影响的差异。回归结果显示, 对于 35 岁及以下的育龄妇女, 儿子养老评价对他们要二孩的意愿产生了显著的阻碍作用; 但这一影响在 35 岁以上的育龄妇女中并不存在^①。

同样, 回归结果也显示, 对于 35 岁及以下的育龄妇女, 与女儿同住户比例越高, 他们二孩的生育意愿也越低; 而对 35 岁以上的育龄妇女统计上不显著。

表 5 儿子养老评价与生育意愿: 内生性讨论 (N=911)

变 量	第一阶段: 儿子养老评价	第二阶段: 二孩生育意愿		
		2SLS	GMM	LIML
丈夫兄弟数量	8.47e-06*** (1.10e-06)			
儿子养老评价		-0.458*** (0.065)	-0.458*** (0.065)	-0.458*** (0.065)
调整 R ²	0.104			

注: (1) 控制变量同表 3; (2) STATA12.0 未报告各估计方法下第二阶段回归的调整 R²; (3) *** 表示在 1% 水平上显著。

表 6 农村家庭养老影响生育意愿机制的经验检验 (N=911)

变 量	被解释变量: 男孩偏好		被解释变量: 是否要二孩	
	模型 9 (Probit)	模型 10 (Logit)	模型 11 (Probit)	模型 12 (Logit)
儿子养老评价	0.175*** (0.056)	0.335*** (0.112)		
男孩偏好			-0.388** (0.161)	-0.618** (0.265)
Pseudo R ²	0.051	0.049	0.041	0.041

注: (1) 控制变量同表 3; (2) **、*** 分别表示在 5%、1% 水平上显著。

① 本次调查数据中, 35 岁及以下的育龄妇女要二孩的占 35.38%, 不要二孩或没想好的占 64.62%; 35 岁以上的育龄妇女要二孩的占 34.98%, 不要二孩或没想好的占 65.02%。因此可以说家庭养老模式变迁对 35 岁以上育龄妇女生育意愿没有显著影响并不是这部分群体因为年龄大而放弃生育而导致的, 可以看到这部分群体的生育意愿和 35 岁及以下妇女的二孩生育意愿相当。

表 7 农村家庭养老变迁与生育意愿:不同年龄段的比较

变 量	年龄≤35 岁(N=667)		年龄>35 岁(N=244)	
	模型 13(Probit)	模型 14(Logit)	模型 15(Probit)	模型 16(Logit)
儿子养老评价	-0.100**(0.044)	-0.161**(0.073)	-0.024(0.075)	-0.056(0.126)
Pseudo R ²	0.036	0.036	0.133	0.131
与女儿同住户比例	-1.543**(0.757)	-2.484**(1.244)	-0.077(2.847)	-0.123(4.720)
Pseudo R ²	0.035	0.035	0.133	0.131

注:(1)控制变量同表 3;(2)** 表示在 5%水平上显著。

四、结 语

本文利用 2015 年 8 月宜昌市农村育龄妇女生育意愿的入户调查数据,实证研究了农村家庭养老模式变迁对育龄妇女生育意愿的影响。结果显示,变迁后的养老模式即儿女共同养老模式会显著降低育龄妇女的二孩生育意愿。儿女共同养老模式会显著弱化人们对男孩的偏好,进而降低人们的生育意愿。此外,这种影响效应只是存在于 35 岁及以下相对年轻的育龄妇女中,而在 35 岁以上年龄相对较大的育龄妇女中并不存在。

人口转变、人口流动等社会变迁给传统的以儿子为核心的养老模式带来了挑战,家庭养老的资源重新配置,家庭养老的性别分工重新调整,女儿养老成为一种新的社会现象,女儿养老功能的提升促使了人们养老观念的转变,进而在一定程度上促进了人们生育观念由以往“多生和生男孩”到“少生和生男生女都一样”的转变。此外,女儿赡养的出现或者说养老功能的提升,是家庭养老资源匮乏的情况下,家庭进行适应性调整、开发新资源的一种家庭策略行为;也是女性社会经济地位提高的表现,折射出当代中国性别趋于平等的社会进步。

在人口转变的推动下,中国未来将有越来越多的独生子女家庭;与此同时,大量劳动力外出务工经商,这些深刻的社会变迁都将对中国传统的赡养制度形成强烈冲击,女儿养老或儿女共同养老的模式可能会更加普遍,女儿养老的这种工具性意义的提升无疑会促进中国低生育水平的进一步深化,这是本文低生育水平强化的第一层含义,也是最主要的一个层面。另一层含义是低生育水平形成后又将衍生出新的独生子女家庭,儿女共同养老模式继续存在,这在一定程度上会延续低生育水平的自我强化过程。

由于数据获得的限制,本文存在一些不足:(1)家庭养老模式变迁对育龄妇女生育意愿影响的机制可能并不仅是男孩偏好,还可能存在其他作用机制;(2)本文未能将宜昌地区的样本与其他地区进行对比研究。这些均有待日后进一步探讨与研究。

参考文献:

1. 曹锦清等(1995):《当代浙北乡村的社会文化变迁》,上海远东出版社。
2. 陈卫、靳永爱(2011):《中国妇女生育意愿与生育行为的差异及其影响因素》,《人口学刊》,第 2 期。

3. 陈宇、邓昌荣(2007):《中国妇女生育意愿影响因素分析》,《中国人口科学》,第6期。
4. 范成杰(2009):《农村家庭养老中的性别差异变化及其意义——对鄂中H村一养老个案的分析》,《华中科技大学学报(社会科学版)》,第4期。
5. 贺雪峰(2008):《农村家庭代际关系的变动及其影响》,《江海学刊》,第4期。
6. 李春玲(2005):《当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量》,《社会学研究》,第2期。
7. 聂焱(2008):《农村劳动力外流背景下女儿养老与儿子养老的比较分析》,《贵州社会科学》,第8期。
8. 唐灿等(2009):《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》,第6期。
9. 陶涛(2011):《农村儿子、女儿对父母的经济支持差异研究》,《南方人口》,第1期。
10. 王天宇、彭晓博(2015):《社会保障对生育意愿的影响:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》,第2期。
11. 许琪(2015):《儿子养老还是女儿养老? 基于家庭内部的比较分析》,《社会》,第4期。
12. 于长永(2012):《农民“养儿防老”观念的代际差异及转变趋向》,《人口学刊》,第6期。
13. 尹文耀等(2013):《生育水平评估与生育政策调整——基于中国大陆分省生育水平现状的分析》,《中国社会科学》,第6期。
14. 张翠娥、杨政怡(2015):《分歧与妥协——农村女儿的分离式养老》,《人口与经济》,第5期。
15. Bongaarts, J. (2001), Fertility and Reproductive Preferences in Post-Transitional Societies. *Population and Development Review*. 27, 260-281.
16. Chaudhuri, S. (2012), The Desire for Sons and Excess Fertility: A Household-Level Analysis of Parity Progression in India. *International Perspectives on Sexual and Reproductive Health*. 38(4), 178-186.
17. Cremer, H., Gahvari, F. and Pestieau, P. (2008), Pensions with Heterogenous Individuals and Endogenous Fertility. *Journal of Population Economics*. 21(4), 961-981.
18. Greenhalgh, S. (1985), Sexual Stratification: The Other Side of "Growth with Equity" in East Asia. *Population and Development Review*. 11(2), 265-314.
19. Larsen, U., Chung, W. and Gupta, M.D. (1998), Fertility and Son Preference in Korea. *Population Studies*. 52(3), 317-325.
20. Shapiro, D. (2012), Women's Education and Fertility Transition in Sub-Saharan Africa. *Vienna Yearbook of Population Research*. 10, 9-30.
21. Whyte, M. K., & Xu, Q. (2003), Support for Aging Parents from Daughters Versus Sons. In M. K. Whyte (Ed.), *China's Revolutions and Intergenerational Relations*. Ann Arbor: University of Michigan Center for Chinese Studies.
22. Wusu, O. (2012), A Reassessment of the Effects of Female Education and Employment on Fertility in Nigeria. *Vienna Yearbook of Population Research*. 10, 31-48.
23. Yang, H.Q. (1996), The Distributive Norm of Monetary Support to Older Parents: A Look at a Township in China. *Journal of Marriage and the Family*. 58(2), 404-415.

(责任编辑:李玉柱)