

生育意愿的代际传递： 父母观念和行为的影响

卿石松

【摘要】代际生育传递深刻影响人口动态,文章利用家庭层面的调查数据,从观念和行为两个维度探究父母对青年子女(14~35岁)生育意愿的影响。研究发现,父母在塑造子女生育意愿方面发挥着重要作用。这种代际影响主要源于态度和价值观的传递,因为父母的生育意愿正向影响子女的生育意愿,而父母的生育行为(子代的兄弟姐妹数)对后代的生育意愿没有独立作用。年轻子女经历生育事件之后,尽管母亲的影响不再显著,但父亲依然持续影响成年儿子的生育意愿。这些结论契合中国的家庭、代际和性别关系特征,且得到泊松回归、有序logit和多项logit模型回归结果的印证。与以往仅关注母—女代际传递,或只考察观念和行为中单项社会化机制的研究不同,文章从更全面的视角为生育意愿的代际传递路径和作用机制提供了新的认识,对育龄青年生育观念的再转变和生育意愿的提升具有政策启示意义。

【关键词】生育意愿;理想子女数;代际传递;社会化

【作者简介】卿石松,华东师范大学中国现代城市研究中心暨社会发展学院研究员。

【原文出处】《中国人口科学》(京),2022.5.48~63

【基金项目】本文为国家社科基金项目“家庭多主体成员互动影响下的生育决策与机制研究”(编号:22BRK030)的阶段性成果。

一、问题的提出

生育偏好或意愿是实际生育行为的重要决定因素,并预示着生育率的方向性趋势。在中国生育政策不断调整优化的新时代背景下,青年群体作为当前及未来一段时期内的婚育主体,其生育意愿及形成机制尤其值得关注。来自西方国家的研究证据表明,在个体生育意愿的形成过程中,原生家庭或父母具有重要影响。在大家庭(兄弟姐妹较多)长大的人,不仅渴望拥有更多子女(Buhr等,2018),也倾向于早生和多生(Beaujouan等,2019)。生育之间的这种正向代际关联深刻影响人口动态。正如进化论学者所指出的那样,生育代际传递通过自然选择过程遏制生育率的下降(Vogl,2020),来自大家庭的人将对未来的人口规模做出更大的贡献。因此,理解生育意愿的代际传递是新时期人口科学的重要研究议题。

事实上,在低生育率背景下,生育代际传递及其作用机制等问题已引起较多关注。其中,与家庭和

生育相关的价值观传递及子女对父母行为的“自然”模仿,即家庭社会化是解释生育代际传递的主流理论。这一理论认为,在儿童社会化过程中,子女通过观察父母的行为和经历,并根据他们内化的价值观和规范形成自己的生育偏好和结果(Montgomery等,1996;Bernardi等,2014)。不过,相关的经验证据主要来自生育行为的代际关系,生育意愿代际传递研究相对匮乏,且存在较大改进空间。首先,尽管有经验证据表明父母与子代的生育偏好显著相关(Thornton,1980),但囿于数据的限制,研究者往往利用成人样本来检验发生在儿童或青少年时期的社会化过程,以至于对早期的生育意愿代际传递效应和机制仍知之甚少。其次,最近的研究强调父母生育行为对子代生育偏好的积极影响,即行为—意愿传递路径(Testa等,2016;Buhr等,2018;于潇、梁嘉宁,2021)。然而,父母生育偏好对于女的生育意愿具有直接和独立影响,而且考虑到生育行为和意愿之间的相关性,单独考察父母行为或意愿的影响都是不

合适的。最后,由于历史原因或数据局限,人们通常比较关注妇女的生育意愿及其形成机制。因此母亲(婆婆)与女儿(儿媳)之间的代际关系受到国内外学者的较多关注(Ji等,2015;Kumar等,2016;Testa等,2016;周云等,2014),而男性在生育代际传递过程中的作用相对被忽视。但笔者认为,在父权制宗族文化传统和女性从夫居仍然盛行的中国社会,父亲对子女生育意愿的影响是不容忽视的。此外,已有的经验研究证据大多来自早期出生队列(Buhr等,2018),随着生育转型和经济社会的变迁,年轻队列的生育意愿是否依然受到父母的影响存在疑问。生育意愿的代际传递机制依然是悬而未决的问题,国内研究更是阙如已久。

鉴于此,在生育政策转型和生育决策逐步回归家庭的背景下,本文利用2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS),以调查时点年龄为14~35岁(出生于1982~2005年)的青年为研究对象,探究原生家庭父母如何影响子女的生育意愿。研究对象既涵盖“全面两孩”和“三孩政策”的目标群体,又包括未成年及“00后”等当前最年轻的育龄人群,不仅适用于检验人生早期阶段的社会化机制,也有助于了解新时期最年轻队列的生育意愿及未来的生育形势。本文试图在以下3个方面做出贡献:(1)从意愿和行为两个维度探究原生家庭父母对子女生育意愿的影响,以便区分价值观传递和模仿两种社会化机制,从而更好地捕捉生育意愿中的代际传递作用,深化认识生育意愿的形成机制;(2)区分和比较了父亲和母亲对儿子和女儿生育意愿的相对影响,有利于认识生育意愿代际传递过程中的男性角色及潜在的性别差异化传递机制;(3)引入生命历程视角,依据生育事件细分样本,通过检验父母在儿童社会化过程中的影响是否会持续或随个体经历而变化。在此基础上,基于经验研究结果提炼政策含义。

二、理论基础与文献述评

原生家庭父母对子女生育行为或意愿的影响存在多种理论解释。其中,最流行的解释是家庭社会化。家庭社会化具体包括两个方面的作用机制(Montgomery等,1996;Bernardi等,2014)。一方面是父母有意识地传递与生育相关的态度和价值观,并影响年轻一代的生育偏好。价值观传递强调子女与父母的生育偏好具有一致性。有研究表明,如

果母亲有较高的生育偏好,子女的生育偏好会更高(Axinn等,1994)。另一方面,父母的影响也可能是子女主动学习模仿的结果,即父母充当孩子的榜样。子女在社会化过程中观察到父母特定的生育行为并直接体验其后果,从而形成自己的生育偏好。换言之,年轻子女在形成自己的生育意愿时,可能会将其父母的经历作为一种参照对象(Cools等,2017)。这预示着,无论父母的态度如何,父母的生育行为可以单独影响子女的生育偏好和后续的生育行为。

价值观传递和学习模仿这两个社会化过程并不是相互排斥的。尽管如此,很少有研究同时检查或试图评估两者的相对重要性。一些研究仅关注父母生育行为(子代的兄弟姐妹数)对子女生育意愿的影响。有研究发现,兄弟姐妹数对个体的生育意愿具有显著的正向影响(Régner-Lolier,2006;Buhr等,2018),尤其是尚未生育的女性(Heiland等,2008;Testa等,2016)。迄今为止,仅有的少数同时考察两种社会化机制的文献则得到不太一致的结论。有研究利用美国收入动态追踪调查(PSID)数据,发现父母的生育偏好对年轻夫妻的理想子女数具有正向影响,但父辈的生育行为(丈夫的兄弟姐妹数)对子代的生育意愿没有显著影响(Thornton,1980)。相比之下,Axinn等发现母亲的生育数量及其对孙子女规模的偏好均显著影响年轻子女的生育意愿(Axinn等,1994)。这些有限的文献表明,要对生育代际关联的作用机制下结论还为时尚早,价值观传递和行为学习的相对影响有待进一步的检验。

同时,父亲和母亲对子女生育意愿的不同影响也值得关注。在其他条件相同的情况下,子女模仿同性父母可能比跨性别模仿更常见。在父系家庭结构和从夫居文化传统下,父亲在生育传递中具有不可忽视的作用。然而,现有研究主要关注女性及母亲对女儿生育意愿的影响(Heiland等,2008;Testa等,2016;Sari Silalahi等,2018),生育代际传递的性别异质性问题很少受到关注。造成这一现象的主要原因可能是生育调查以女性为主,父亲或男性的代表性严重不足。

此外,父母是否持续影响成年子女的生育意愿也存在争论。从生命历程视角来看,个体生育偏好或意愿并非一成不变,而是受个体生育经历的影响(卿石松,2020)。因此,儿童社会化过程中父母的影

响可能会随着个体婚育经历而弱化或消失(Heiland等,2008;Testa等,2016)。然而理论上,父母也可以通过施加压力或提供支持而持续影响成年子女的生育意愿(Bernardi等,2014)。计划行为理论指出,来自亲属网络(如父母)和社会环境的压力会影响主观规范并形成自己的生育计划(Ajzen等,2013)。尤其是在发展中国家或父权制文化传统相对较强的地区,家庭结构转型相对较慢,已婚成年子女依然可能与父母同住。这一居住安排会强化父母对子女生育意愿的影响。来自印尼的一项研究表明,父母生育行为显著影响已育女儿的生育意愿,甚至超过对未育女儿的影响(Sari Silalahi等,2018)。这些相互冲突的研究结论表明,有必要引入生命历程视角并结合特定的社会文化情境,拓展分析父母在不同阶段的影响。

国内针对育龄妇女生育意愿影响因素的研究为行为—意愿的代际影响提供了复杂多元的证据。例如,有研究指出兄弟姐妹数量与育龄妇女的二孩生育意愿显著正相关(靳永爱等,2016;Lan,2021),或者说独生子女的再生育意愿低于非独生子女(于潇、梁嘉宁,2021)。不过,也有研究强调父母或公婆的影响主要体现于意愿的表达,实际生育行为(被访者兄弟姐妹数)对育龄妇女的生育意愿没有显著作用(周云、牛建林,2014)。类似的,有研究发现独生子女的生育意愿与非独生子女没有显著差异(卿石松、丁金宏,2015)。甚至有研究发现,独生子女为了避免后代重复体验没有兄弟姐妹的孤独感而倾向于多生(Zhang等,2021)。一些直接涉及生育意愿代际关联的文献重在考察父辈对孙子女数量和性别偏好的作用。发现父母(公婆)对孙子女数量和性别维度上的偏好均显著影响已婚育龄妇女的生育计划(Ji等,2015;靳永爱等,2018),或是父母(公婆)对孙辈的性别偏好同向影响育龄妇女的性别偏好(宋健等,2018)。总的来说,国内关于生育意愿代际传递的专门研究较少,父母双方对儿子和女儿的不同影响,以及父母意愿和行为的相对重要性等问题有待深入开展。

最后,由于教育和职业地位存在代际相关性,社会经济地位的代际传递也是生育代际传递的潜在解释(Kolk,2014)。如果生育意愿与社会经济地位相关,并且社会经济地位存在代际传递,也会导致研究者观察到生育之间的代际相关性。例如,有研究发

现,女性的生育意愿尤其是已经生育孩子的女性,其生育意愿与母亲的生育数量无关,而是与母亲的受教育程度有关(Kumar等,2016;Testa等,2016)。但也有研究认为父代的受教育程度对子代的家庭规模偏好没有显著影响(Axinn等,1994;Sari Silalahi等,2018)。而且在控制父母的经济社会特征变量后,父母生育行为对19~21岁未育子女生育意愿的影响依然显著(Buhr等,2018)。这意味着生育代际传递不能仅用社会经济地位的传递来解释,其他因素如家庭价值观的传递也可能很重要,或者说父母的观念和和行为可能直接影响孩子的生育偏好。不过,在数据分析中,需要控制和排除社会经济地位的代际影响。

综上所述,在生育代际传递研究中,需要进一步辨析和深化以下几个方面的内容。一是区分和识别生育态度和行为两种社会化机制路径的独立影响。二是区分和识别父母双方对儿子、女儿的不同影响。父亲对子女尤其是儿子的生育也可能具有重要影响,只关注母亲—女儿的代际关联作用显然是不全面的。三是原生家庭或父母的影响是否会持续到成年尤其是子代拥有婚育经历之后。此外,在较年轻的出生队列中是否能观察到原生家庭的影响仍是一个悬而未决的问题。

三、数据、变量与样本特征

(一)数据来源

本文数据来自中国家庭追踪调查(CFPS2018)。CFPS是北京大学中国社会科学调查中心组织的大规模全国性跟踪调查,2010年基线调查覆盖25个省份和全国95%的人口(不含港、澳、台)。不同于以个体为抽样单位的调查,CFPS以家庭为最小抽样单元。其中,于2018年6月至2019年3月完成的第五轮全国追踪调查(CFPS2018)数据,尤其特别之处在于分别采集了样本家庭中10岁以上全体成员的生育意愿及个体特征信息。截至目前,2018年CFPS是提供此类项目最新的全国性调查。这为本文探究父母和青年子女之间的生育意愿的关系提供了独特的数据支持。

一般认为,生育观念社会化发生在儿童或青少年早期阶段。相比成年子女,儿童或青少年更适合于研究代际传递相关的问题,因为他们的生育意愿较少受到结婚、生育等个体经历和其他社会因素的干扰。考虑到儿童可能还不能完全理解生育意愿或

尚未形成相对稳定的生育偏好,本研究限定育龄期青年,并依据国务院对青年的界定^①,选取调查时点年龄在14~35岁(出生于1982~2005年)的青年子女及其父母作为分析样本。本研究样本之独特不仅在于涵盖未成年子女(不限于女儿),而且包括21世纪最初几年出生的“00后”,使之适合代际传递分析并更好地反映最新出生队列的生育意愿。符合这个年龄范围且父母双方都有信息的样本量为5101。由于婚姻状况、居住地区等个别控制变量存在少量缺失值,最终分析样本量为5072。在分析过程中,考虑到成年后的个体经历可能影响生育偏好,从而削弱父母的影响。尤其是成为父母之后的身份转变和育儿体验,可能使他们的生育意愿变得更加实际。因此,参照现有文献做法(Heiland等,2008;Testa等,2016;Sari Silalahi等,2018),本文进一步划分未育和已育子样本,比较原生家庭经历和个体经历的相对影响。

(二) 变量测量与描述性统计

本文因变量为生育意愿,采用理想子女数进行操作化测量。具体问题为“您认为自己有几个孩子比较理想”,取值范围为0~10,平均值为1.73。

相应的,本文核心自变量为父母的理想子女数及实际的生育行为。需要说明的是,父母理想子女数测量的是他们当前的生育态度和价值观,可能与育龄期实际的生育意愿并不完全一致。不过,理想子女数相对来说是一种稳定的偏好。父母的生育行为是指他们已经生育的子女数量,鉴于子代最小年龄为14岁,当前调查得到的子女规模可视作他们的终生生育水平(平均子女数为2.07)。其中,由被访者父亲和母亲各自独立回答的理想子女数,平均值分别为2.16和2.18,两者非常接近且皮尔逊相关性为0.55(sig=0.000)。然而,依然有28.5%的父母的理想子女数不一致。

同时,本文区分父母态度和行为的的不同影响,前提条件也是需要父母的生育意愿和行为存在差异。就此次样本而言,父亲理想子女数与实际子女数量的相关性为0.557(sig=0.000),两者不一致的比例为32.9%;母亲理想子女数与实际生育水平的相关性为0.555(sig=0.000),两者不一致的样本占33.5%。这就意味着父母双方的理想子女数与实际生育水平显著正相关,但也存在差异,因此同时考察态度和行为的影

响是必要和可行的。在具体的分析过程中,为了与现有大多数文献保持一致(Testa等,2016;Buhr

等,2018),本文将父母的生育数量转换为被访者的兄弟姐妹数。其中,50.6%的青年有1个兄弟姐妹,而没有兄弟姐妹的独生子女占25.2%。样本平均的兄弟姐妹数为1.08。

模型中控制了影响代际传递或青年生育意愿的一些重要因素。参照同类文献的做法(Kumar等,2016;Testa等,2016),在模型中纳入父母的受教育程度,以此衡量父母社会经济地位对子女生育意愿的影响。此外,模型中还控制了性别、年龄、出生队列(划分为80后、90后和00后)、居住地区(城镇为1,乡村为0)、少数民族、受教育年限、婚姻状况(有婚姻经历为1,未婚或同居为0)、是否已生育等其他有可能影响生育意愿的变量。

表1报告了青年子女及其父母的基本特征。青年样本的平均年龄为24.58岁,有结婚经历的占41%,至少已生育1个孩子的样本占34%。52%的人居住在城镇,少数民族占10%。青年人的受教育程度明显高于父辈(部分青年尤其是低龄青年仍在求学阶段)。

表1 变量描述性分析(N=5072)

	总体	未育	已育
理想子女数(平均值)	1.73	1.65	1.89
0个(不生育)	2.90	4.20	0.40
1个	27.13	30.46	20.73
2个	65.18	62.10	71.10
3个及以上	4.79	3.24	7.77
父亲理想子女数	2.16	2.15	2.19
母亲理想子女数	2.18	2.15	2.24
兄弟姐妹数	1.08	1.07	1.10
受教育年限	11.59	11.86	11.06
婚姻经历	0.41	0.11	0.99
已育	0.34	/	/
男性	0.58	0.56	0.63
年龄	24.58	21.70	30.11
城镇	0.52	0.52	0.53
少数民族	0.10	0.11	0.08
父亲受教育年限	7.89	8.06	7.57
母亲受教育年限	6.02	6.42	5.24

就生育意愿而言,大多数青年人偏好生育2个孩子。从平均的理想子女数来看,年轻子女的生育意愿低于父辈。同时,未育青年的生育意愿低于已育青年。皮尔逊相关性和卡方检验结果表明,年轻子女的理想子女数与父母的理想子女数均存在显著的相关关系,且与母亲的相关程度更高(0.236, sig = 0.000)。这意味着尽管生育意愿具有随代际或队列更新而下降的现象,但生育意愿或预期的家庭规模存在代际关联。

(三) 分析方法

针对家庭规模偏好或理想子女数,有研究将其视为连续变量并采用最小二乘法(OLS)进行回归分析(Axinn等,1994)。这一做法的优势是模型简洁且结果直观。但理想子女数的数值有限且为非负整数,不一定满足正态分布,泊松回归模型开始应用于理想子女数的分析(如Testa等,2016)。本文也将理想子女数视为计数数据,并通过描述分析(均值为1.73,方差为0.436)和过离散检验,发现因变量的分布状况适合泊松回归。同时,由于因变量存在零值,但通过赤池信息准则(AIC)和贝叶斯信息准则(BIC)发现,泊松模型优于零膨胀泊松模型,且通过了拟合优度检验。此外,为了纠正潜在的异方差,回归分析过程中在初级抽样单位(PSU)内聚类以得到稳健标准误。同时,为了控制不同地区经济社会状况的影响,所有模型都控制了省份固定效应。

在此基础上,本文还参照同类文献做法,将理想子女数重新编码为序数或类别,并分别使用有序逻辑斯蒂和多元逻辑斯蒂模型进行估计(Kumar等,2016; Buhr等,2018),以此作为研究结果的稳健性检验。

四、回归结果与讨论

(一) 总样本回归结果

在生育意愿的回归模型中,本文逐步纳入父母的意愿和行为,以此估计价值观的代际传递效应和行为模仿或示范效应。模型中加入父母的教育年限,以检验子代生育意愿与父母生育意愿和行为之间的关系是否稳健,并通过子女性别和父母生育意愿的交互项检验这种代际关联在儿子和女儿之间是否存在差异。下页表2报告了相应的泊松回归结果。

从表2模型1至模型3的回归结果可以发现,在控制其他影响因素的情况下,无论是单独回归还是同时纳入父母的生育意愿,结果均显示父亲和母亲的意愿都是青年子女生育意愿的重要影响因素。回

归系数显著为正,表明父母的理想子女数越多,子女期望的家庭规模也越大。需要说明的是,模型3的结果表明,当同时纳入父母的生育意愿后,尽管回归系数比单独进入模型时略有下降,但父亲和母亲对子女生育意愿依然具有显著作用。回归系数的下降可能是因为父母生育意愿正相关造成的,因此,只有同时纳入父母双方的生育意愿,才能够准确识别母亲和父亲的影响。

模型4单独考察父母生育行为的影响。结果发现,兄弟姐妹越多,理想子女数也越多。这一结果表明青年生育意愿受父母生育行为的显著影响。这似乎支持了先前的研究(靳永爱等,2016; Lan, 2021),意味着在生育意愿的形成过程中,子女主动学习和模仿父母的行为也是一种重要的社会化机制。模型5结合了父母的生育意愿和行为,回归结果表明,虽然父母生育意愿依然显著影响子女的生育意愿,但父母生育行为(兄弟姐妹数)的影响不再显著。这与周云和牛建林(2014)利用江苏生育调查数据得到兄弟姐妹数对育龄妇女理想子女数没有影响的结论类似。这一结果意味着在儿童或青少年社会化过程中,相对于行为的示范作用,父母态度或价值观的代际传递对子女生育意愿的影响更大。

上述结果表明,态度或价值观传递是社会化的一个重要机制,对子代生育意愿具有显著影响,而不管父母实际的生育行为如何。这与桑顿(Thornton, 1980)和库玛(Kumar等,2016)的结论类似,即父母或公婆的生育行为与已婚妇女的生育意愿没有关联,只有父辈的生育偏好和对孙子女的期望具有显著的正向影响。即使进一步控制父母的教育年限(模型6),父母生育意愿依然显著影响青年子女的生育意愿,且回归系数没有明显变化。相反,父母的受教育程度对子女生育意愿并没有显著影响。由此可见,社会经济地位的代际传递并不能解释生育意愿的代际关联。

为了进一步透析代际传递的性别异质性,本文进一步检验生育意愿代际传递是否存在同性或异性模式。为此,模型7加入子女性别与父母意愿的交互项。回归结果表明,父母对子女生育意愿的影响并没有显著的性别差异。因此,对于理想子女数来说,结论并不支持不同性别具有不同学习榜样的假说。这意味着父亲或母亲对儿子和女儿的生育意愿都能够产生影响。

表 2 父母生育意愿和行为影响子女生育意愿的泊松回归结果 (N=5072)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
父亲意愿	0.047*** (0.01)		0.029*** (0.01)		0.027*** (0.01)	0.027*** (0.01)	0.024*** (0.01)
母亲意愿		0.056*** (0.01)	0.040*** (0.01)		0.038*** (0.01)	0.037*** (0.01)	0.033*** (0.01)
兄弟姐妹数				0.035*** (0.01)	0.006 (0.01)	0.003 (0.01)	0.004 (0.01)
受教育年限	-0.008*** (0.00)	-0.007*** (0.00)	-0.007*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.007*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.006*** (0.00)
婚姻经历	0.070*** (0.02)	0.071*** (0.02)	0.069*** (0.02)	0.072*** (0.02)	0.069*** (0.02)	0.069*** (0.02)	0.069*** (0.02)
已育	0.047** (0.02)	0.048** (0.02)	0.051** (0.02)	0.045** (0.02)	0.051** (0.02)	0.051** (0.02)	0.051** (0.02)
城镇	-0.030*** (0.01)	-0.027** (0.01)	-0.027** (0.01)	-0.027** (0.01)	-0.026** (0.01)	-0.022** (0.01)	-0.022** (0.01)
男性	0.073*** (0.01)	0.072*** (0.01)	0.074*** (0.01)	0.077*** (0.01)	0.075*** (0.01)	0.074*** (0.01)	0.074*** (0.01)
年龄	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.002 (0.00)	-0.002 (0.00)
90 后	-0.007 (0.02)	-0.007 (0.02)	-0.006 (0.02)	-0.008 (0.02)	-0.006 (0.02)	-0.008 (0.02)	-0.008 (0.02)
00 后	-0.060* (0.03)	-0.060* (0.03)	-0.059* (0.03)	-0.062* (0.03)	-0.059* (0.03)	-0.057* (0.03)	-0.056* (0.03)
少数民族	0.077* (0.04)	0.077* (0.04)	0.071* (0.04)	0.084* (0.05)	0.071* (0.04)	0.069 (0.04)	0.068 (0.04)
父亲教育						-0.002 (0.00)	-0.002 (0.00)
母亲教育						-0.002 (0.00)	-0.002 (0.00)
男性×父亲意愿							0.005 (0.01)
男性×母亲意愿							0.006 (0.01)
常数项	0.285*** (0.07)	0.287*** (0.07)	0.258*** (0.07)	0.344*** (0.07)	0.260*** (0.07)	0.295*** (0.07)	0.309*** (0.07)
对数似然数比	-6706.4	-6705.2	-6703.5	-6708.9	-6703.4	-6703.0	-6702.9

注:括号中的数字为聚类标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。已控制省份固定效应。

需要说明的是,性别、民族和教育年限等个体特征,以及婚姻和生育等生命历程事件也是青年生育意愿的重要影响因素。具体而言,男性的理想子女数多于女性,少数民族青年的理想子女数多于汉族。与预期一致,青年生育意愿与受教育程度显著负相关。在控制其他因素或保持条件不变的情况下,“00后”出生队列的理想子女数显著低于“80后”。与生育相关的个体生命历程事件,如结婚和生育对青年人的生育意愿具有显著影响。在婚或有婚姻经历的人,其理想子女数多于未婚青年。同时,有过生育经历的人,生育意愿相对较高。

(二)未育和已育群体的分组回归结果

上述研究结果为生育意愿的代际传递提供了证据支持。然而前文也指出,代际传递效应可能随个体成长而弱化甚至是消失,而且结婚和生育等重要生命历程事件显著影响青年子女的生育意愿。本文进一步按照是否生育对样本进行分组回归,探究儿童等早期阶段的社会化或代际传递效应是否可以持续到成年尤其是婚育之后。

下页表3回归结果表明,成为父母是个体生命历程中的一个关键转变。对于尚未生育孩子的青年,其生育意愿依然受到父母生育意愿的强烈影响。对于拥有生育经历而成为父母(至少已有1个孩子)的群体,母亲的生育意愿和生育行为都与他们的生育意愿无关。这一经验证据支持了以前的文献(Heiland等,2008)。这意味着,尽管儿童社会化过程所形成的生育偏好是一种相对固定的价值取向,但从上一代所传承的生育态度和偏好也并非一成不变。事实上,先前的研究已经表明,生育偏好相对稳定,但也随生命历程而变化(卿石松,2020)。通过未育和已育青年的对比,发现后者的生育意愿受原生家庭经历的影响较小,而是更多取决于自己作为父母的个体经历。这为家庭社会化理论和父母影响随个体经历而逐渐弱化的观点提供了支持。

此外,与仅限于母—女代际关系的文献不同,本文同时考察父母的影响,发现父亲的生育意愿与未育、已育两个群体的生育意愿均显著相关。这一结果可能与父系家庭结构和女性从夫居制度相关,青年男女在结婚之后,原生家庭的影响下降而父系家庭及其亲属的影响则可以保持。由此猜测,父亲主要影响成年儿子的生育意愿而对女儿没有太大影响。已育子样本中的模型14印证支持了这一猜想。

因为加入男性与父亲生育意愿的交互项之后,父亲生育意愿的主效应不再显著,只有交互项回归系数显著为正,从而支持了父亲—已育儿子之间的正向代际传递关系。这一发现为已有的母女代际传递效应提供了某种补充。

值得注意的是,尽管母亲的生育意愿与已育子女的生育意愿无关,但母亲的受教育程度与已育子女的生育意愿显著负相关。这与来自印度的研究结论一致(Kumar等,2016),但不同于母亲受过高等教育的女儿理想子女数更多的结论(Testa等,2016; Buhr等,2018)。这些结果表明,母亲通过传递态度、价值观而直接影响未育或青年早期子女的生育意愿,对于已经生育的子女,则只能通过社会经济因素发挥间接作用。

考虑到城乡经济社会的差异,本文进一步对上述结果做了城乡差异和稳健性检验。表4(见第77页)的结果与表3基本一致,在控制父母理想子女数、生育行为和教育年限等特征后,父代生育行为对子女生育意愿没有独立的显著影响,而父母理想子女数则主要影响未育子女的生育意愿。新的发现在于,对于已成为父母的成年子女,父—子之间的生育意愿代际传递主要体现在农村家庭,而母亲经济社会地位(受教育年限)主要影响城镇青年的生育意愿。这些结果不仅表明生育代际传递存在一定的城乡差异,而且实质上体现了家庭结构、代际和性别关系的城乡差异。随着社会变迁和现代化,父权制文化传统受到一定的削弱,但在农村地区,父系、父权和从夫居依然存在,已婚儿子也更可能与父母同住,因此也更容易受父母的生育观念的影响。

(三)稳健性检验

上文通过泊松回归模型评估父母对年轻子女生育意愿的影响。考虑到理想子女数的取值存在序数特征,因此参照现有文献做法(Kumar等,2016),采用有序逻辑斯蒂模型对上述核心结果进行稳健分析。子女和父母双方的理想子女数重新编码为低(0或1个)、中(2个)、高(3个及以上)3个类别。列联表交叉分析表明,子女生育意愿与父母生育意愿显著正相关。有序逻辑斯蒂回归结果表5(见第77页)所示,可以发现系数的方向和显著性水平与表3的回归结果基本一致。父母通过价值观念的传递显著影响年轻子女的生育意愿,而且父亲可以持续影响已经生育的子女,尤其是儿子的生育意愿。而父母生

表 3 按照生育状况分组的泊松回归结果

	未育			已育			
	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
父亲意愿	0.022* (0.01)		0.022* (0.01)	0.033** (0.01)		0.030** (0.02)	0.009 (0.02)
母亲意愿	0.048*** (0.01)		0.048*** (0.01)	0.020 (0.01)		0.019 (0.01)	0.017 (0.01)
兄弟姐妹数		0.031*** (0.01)	-0.000 (0.01)		0.029*** (0.01)	0.008 (0.01)	0.010 (0.01)
受教育年限	-0.002 (0.00)	-0.003 (0.00)	-0.002 (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.009*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)
婚姻经历	0.077*** (0.02)	0.082*** (0.02)	0.077*** (0.02)				
城镇	-0.042*** (0.01)	-0.041*** (0.01)	-0.042*** (0.01)	0.004 (0.02)	0.005 (0.02)	0.005 (0.02)	0.004 (0.02)
男性	0.066*** (0.01)	0.070*** (0.01)	0.066*** (0.01)	0.084*** (0.02)	0.085*** (0.02)	0.086*** (0.02)	0.084*** (0.02)
年龄	-0.000 (0.00)	0.001 (0.00)	-0.000 (0.00)	0.003 (0.00)	0.004* (0.00)	0.003 (0.00)	0.003 (0.00)
少数民族	0.092** (0.05)	0.109** (0.05)	0.092** (0.05)	0.021 (0.04)	0.027 (0.05)	0.021 (0.04)	0.019 (0.04)
父亲教育	-0.001 (0.00)	-0.002 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.003 (0.00)	-0.004 (0.00)	-0.003 (0.00)	-0.003 (0.00)
母亲教育	-0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.005** (0.00)	-0.005** (0.00)	-0.005** (0.00)	-0.005** (0.00)
男性×父亲意愿							0.032* (0.02)
常数项	0.228*** (0.05)	0.320*** (0.05)	0.228*** (0.05)	0.202*** (0.08)	0.256*** (0.08)	0.200*** (0.08)	0.235*** (0.07)
对数似然数比	-4364.3	-4368.0	-4364.3	-2332.5	-2333.8	-2332.5	-2332.2
N	3335	3335	3335	1737	1737	1737	1737

注:同表 2。

育行为(子代兄弟姐妹数)依然与个体生育意愿没有显著关系。与表 3 泊松模型的结果的差异在于,对于已育子女,除了母亲的受教育程度,父亲的受教育程度也对子女生育意愿具有负面影响。

为了更加直观地体现不同水平生育之间的代际

关联,本文还采用多项 logit 模型进行分析。在多项 logit 模型中,因变量的一个取值或类别必须定义为基准组,且自变量对其他类别的影响效应依赖于基准组的选择。因此参考 Buhr 等人(2018)的做法,本文计算并汇报变量的平均边际效应。

表 4 分城乡和生育状况的泊松回归结果

	乡村		城镇	
	未育	已育	未育	已育
父亲意愿	0.007 (0.02)	-0.015 (0.03)	0.030** (0.01)	0.033 (0.02)
母亲意愿	0.052*** (0.02)	0.013 (0.02)	0.040*** (0.01)	0.017 (0.02)
兄弟姐妹数	0.006 (0.01)	0.005 (0.01)	-0.008 (0.01)	0.012 (0.02)
父亲教育	-0.002 (0.00)	-0.001 (0.00)	0.001 (0.00)	-0.005 (0.00)
母亲教育	0.000 (0.00)	-0.002 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.006** (0.00)
男性×父亲意愿		0.062** (0.03)		-0.001 (0.03)
对数似然数比	-2105.2	-1114.7	-2253.7	-1214.3
N	1595	825	1740	912

注:同表 2。

表 5 父母影响子女生育意愿的有序逻辑斯蒂回归结果

	未育			已育			
	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21
父亲意愿	0.351***		0.312***	0.527***		0.506***	0.244
母亲意愿	0.332***		0.302***	0.181		0.167	0.160
兄弟姐妹数		0.255***	0.075		0.243***	0.043	0.041
父亲教育	-0.003	-0.003	-0.001	-0.048***	-0.052***	-0.048***	-0.049***
母亲教育	-0.000	0.001	0.002	-0.038**	-0.036**	-0.037**	-0.035**
男性×父亲意愿							0.340***
伪对数似然比	-2359.8	-2375.7	-2359.0	-1152.6	-1164.8	-1152.5	-1148.4
N	3335	3335	3335	1737	1737	1737	1737

注:同表 2。

从下页表 6 可以发现,父母理想子女数与子代生育意愿显著正相关。不管受访者是否生育,与父母理想子女数较低(0 或 1)相比,父母理想子女数为 2 个或 3 个及以上的受访者,子代低生育意愿(理想子女数小于等于 1)的概率较低。类似的,父母理想子女数对生育 2 个孩子有显著的正向影响,尤其是尚未生育的青年子女。不过,对于理想子女数为 3

个以及上的青年受访者来说,父母生育意愿的影响不显著。而理想子女数为 2 个的父亲,对未育子女的高生育意愿有负面影响。这意味着,无论父母的生育意愿如何,子代期望的生育数量都很难达到 3 个及以上。出现这一结果的原因可能是子代生育意愿的整体下降,因为对于年轻队列的子代来说,仅 4.8% 的人期望生育 3 个及以上子女。^②由此可见,多

表 6 父母影响子女生育意愿的多项逻辑斯蒂回归结果(边际效应)

	未育样本的生育意愿			已育样本的生育意愿		
	0 或 1 个	2 个	3 个及以上	0 或 1 个	2 个	3 个及以上
父亲意愿(0 或 1 为参照)						
2 个	-0.085**	0.111***	-0.026***	-0.076***	0.074*	0.016
3 个及以上	-0.102**	0.104**	-0.002	-0.086	0.063	0.023
母亲意愿(0 或 1 为参照)						
2 个	-0.014	0.007	0.006	-0.008	-0.036	0.044
3 个及以上	-0.125***	0.116***	0.009	-0.022	-0.038	0.060
兄弟姐妹数	0.002	-0.007	0.006***	-0.002	0.000	0.002
父亲教育	-0.003	0.005**	-0.002***	0.009***	-0.009**	0.000
母亲教育	0.001	-0.001	0.000	0.007***	-0.007*	0.000
对数似然比		-2290.2			-1114.0	
N		3335			1737	

注:同表 2。

项 logit 模型与泊松回归结果基本一致。

此外,多项 logit 模型结果表明父母生育行为对高生育意愿具有显著正影响。对于尚未生育的青年受访者,增加 1 个兄弟姐妹,其理想子女数为 3 个及以上的概率提高 0.6%。不过,从数值看影响程度非常小,而且对于其他层次的生育意愿来说,兄弟姐妹数仍然没有显著影响。总体而言,与前文结论一致,相对于生育行为,父母意愿对子女生育意愿的影响更大。

值得一提的是,多项 logit 模型为生育代际传递和父母的影响提供了更坚实的证据。鉴于 2 个孩子是主流偏好,代际关联可能被质疑是由生育意愿集中度过高造成的。然而,多项 logit 模型结果表明,生育意愿的代际关联程度并非在 2 个孩子上表现得最明显。以母亲为例,相对于 0 或 1 来说,理想子女数为 2 并不能影响子女的生育意愿。而母亲理想子女数为 3 个及以上时,其子女不生育或只想生 1 个孩子的概率下降 12.5%,想生育 2 个孩子的概率则提高 11.6%。考虑到父母理想子女数的分布状况,这一影响不仅在统计意义上显著,对提升生育意愿的实际影响也是有意义的。总之,这些结果从侧面印证支持原生家庭的影响和代际传递

作用。

综上所述,研究结果表明,父母双方的生育偏好能够反映在子女的生育意愿上,从而为生育态度、价值观念的代际传递提供强烈的证据支持。不过,父辈生育行为对子女生育意愿没有显著影响,至少在程度上微乎其微。本文通过同时考察父母意愿和行为的影响,对观念传播和行为学习两种社会化机制做了检验,从而得到新的发现。此外,尽管父母对青少年时期子女生育偏好有很强的影响,但随着婚育经历的积累,个体所拥有的生育观念会发生缓慢变化或更新,从而削弱来自父母的影响。对于已经生育成为父母的子女,父母的直接影响几乎消失,仅父亲的意愿依然影响儿子,而且主要体现在乡村。而在城镇家庭,父母只有通过社会经济地位间接影响已育子女的生育意愿。

五、结论与启示

在生育决策重新回归家庭的背景下,本文利用中国家庭追踪调查数据,以 1982~2005 年出生(14~35 岁)的青年为研究对象,从意愿和行为两个维度考察父母对子女生育意愿的影响。从代际或队列比较来看,尽管子代生育意愿出现下降趋势,但研究结果支持原生家庭背景和父母对子女生育意愿具有显著的

积极影响,尤其能够抑制子代出现“不想生”或低生育意愿(理想子女数为0或1)。而且这种影响,主要来自父母态度和价值观的传递,即父母理想子女数越多,年轻子女的理想子女数也越多。

具体而言,当分别考察父母生育意愿(理想子女数)和生育行为(子女的兄弟姐妹数)的影响时,两者均与子代生育意愿显著正相关。但当父母意愿和行为同时纳入模型,父母生育行为(被访者兄弟姐妹数)的影响不再显著,仅父母生育意愿对子代生育意愿的正向影响保持稳健。这就意味着代际生育关联的主要作用机制是父母态度、价值观的传递,而不是子女对父母行为的模仿。可见,单独衡量父母的行为和经历并不能全面、真实地反映父母对子女生育偏好的影响,甚至造成结果的偏误。

本文还考察父母的影响是否会随着子女成长而持续或是弱化。结果表明,当子女经历生育事件即成为父母之后,母亲的意愿不再具有显著影响,仅父亲的意愿可以继续影响儿子的生育偏好,尤其是农村家庭。换言之,有生育经历的成年子女的生育偏好或再生育意愿可能更多地受个体生育经历的影响,而原生家庭的影响开始弱化。值得一提的是,父亲对成年子女生育意愿的影响持续存在,尤其是农村地区的父—子代际传递。这一结果契合中国的文化情境和父权制家庭结构,从而对国际上为数不多但结论有冲突的经验研究补充了中国的证据。

此外,本研究发现父母的社会经济地位与青年子女的生育意愿相关。尽管父母受教育水平与未育子女的生育意愿无关,但在有子女的青年样本中,父母尤其是母亲的受教育水平对子代的生育意愿具有显著的负面影响(主要体现在城镇家庭)。不管这种联系背后的机制如何,这意味母亲的受教育程度越高,后代的生育偏好或最终的生育数量可能越少。值得强调的是,将父母的社会经济地位(教育年限)纳入模型并没有减少父母生育意愿的影响。这意味着不能仅通过社会经济地位的传递解释生育意愿之间的代际关联,原生家庭和父母在塑造年轻人的生育偏好方面发挥着重要作用。

本文从以下几方面拓展了现有的生育意愿研究。(1)本文关注最年轻或最新出生队列的生育意

愿,有助于了解生育政策调整优化背景下最新队列的生育意愿并预测未来的生育形势。(2)本文对比了父母生育意愿和行为的相对影响,有助于全面准确地评估父母的影响及作用机制。(3)本文拓展了以往侧重于母—女代际传递的研究,发现父亲的意愿对子女的生育偏好也具有重要影响,而且父亲生育意愿对已育儿子的生育意愿仍有显著正向影响。这些结果深化了生育代际传递机制路径的认识,也契合中国的家庭结构、代际和性别关系特征。

本文的研究结论对政策也具有启示意义。生育态度或意愿的正向代际传递可能会对未来的人口规模产生重大影响。家庭是传递生育态度和价值观的重要载体。在中国生育率下降及低生育率背景下,如果与之相关的生育观念代代相传,目前的低生育率水平可能会持续下去,甚至落入“低生育率陷阱”而无法自拔。相反,如果能够采取有效措施,促进新时代育龄青年婚育观念再转变,也可能出现积极的一面。例如,在全社会宣扬推广积极的新型婚育观念,推动家庭在新型婚育观念形成与传承中发挥更大作用,则无论父母或社会实际的生育水平如何,将来也可能提高青年婚育人口的生育意愿,至少能够大大缓减“不想生”的问题。从而实现生育水平的恢复和提升,促进人口长期均衡发展。

最后需要指出的是,由于本文关注的是一个尚未婚育或至少是没有结束育龄期的年轻队列,尽管他们的理想子女数可作为未来生育行为的预测变量,但由于生育期望或意愿与行为之间总是存在差距,无法确定青年初期或成年早期形成的生育偏好是否可以影响他们最终的生育结果。在数据允许或等青年受访者结束育龄期之后,可对此进行深入追踪研究,以便探究儿童或青少年社会化过程中形成的生育偏好对其实际的生育行为的影响。这有助于更深入的理解生育意愿形成实现过程中的家庭背景及代际影响。生育意愿的代际传递仍需要进一步的研究,以全面透析生育领域的代际互动机制和影响。

注释:

①青年的界定标准不一,中共中央国务院制定出台的《中

长期青年发展规划(2016~2025年)》,将青年界定为14~35周岁。此外,联合国将15~24周岁定义为青年,而世界卫生组织则将15~44周岁定义为青年。

②子代理想子女数为3个及以上的比例显著低于父辈,而理想子女数小于等于1的比例显著高于父辈。具体来说,子代生育意愿为3个及以上的比例仅4.8%,父亲和母亲的这一比例分别为20.9%和21.8%。相反,子代理想子女数小于等于1的比例达到30.0%,父亲和母亲的这一比例分别为12.7%和11.7%。

参考文献:

[1] 靳永爱等(2016):《全面二孩政策背景下中国城市女性的生育偏好与生育计划》,《人口研究》,第6期。

[2] 靳永爱等(2018):《父母如何影响女性的二孩生育计划——来自中国城市的证据》,《人口研究》,第5期。

[3] 卿石松(2020):《夫妻生育偏好变化及其相互影响》,《中国人口科学》,第5期。

[4] 卿石松、丁金宏(2015):《生育意愿中的独生属性与夫妻差异——基于上海市夫妻匹配数据的分析》,《中国人口科学》,第5期。

[5] 宋健等(2018):《性别偏好的代际影响:基于意愿和行为两种路径的观察》,《人口研究》,第2期。

[6] 于潇、梁嘉宁(2021):《中国独生子女生育意愿研究——基于生育代际传递视角》,《浙江社会科学》,第11期。

[7] 周云、牛建林(2014):《家人的影响与妇女的生育意愿》,载于顾宝昌等主编《二孩,你会生吗?》,北京:社会科学文献出版社。

[8] Ajzen I. and Klobas J. (2013), Fertility Intentions: An Approach Based on the Theory of Planned Behavior. *Demographic Research*. 29:203-232.

[9] Axinn W. G., Clarkberg M. E. and Thornton A. (1994), Family Influences on Family Size Preferences. *Demography*. 31(1):65-79.

[10] Beaujouan E. and Solaz A. (2019), Is the Family Size of Parents and Children Still Related? Revisiting the Cross-Generational Relationship over the Last Century. *Demography*. 56(2):595-619.

[11] Bernardi L. and Klärner A. (2014), Social Networks and Fertility. *Demographic Research*. 30:641-670.

[12] Buhr P., Lutz K. and Peter T. (2018), The Influence of the Number of Siblings on Expected Family Size in a Cohort of Young Adults in Germany. *Demographic Research*. 39(1):315-336.

[13] Cools S. and Kaldager Hart R. (2017), The Effect of

Childhood Family Size on Fertility in Adulthood: New Evidence from IV Estimation. *Demography*. 54(1):23-44.

[14] Heiland F., Prskawetz A. and Sanderson W. C. (2008), Are Individuals' Desired Family Sizes Stable? Evidence from West German Panel Data. *European Journal of Population*. 24(2):129-156.

[15] Ji Y., Chen F. and Cai Y., et al. (2015), Do Parents Matter? Intergenerational Ties and Fertility Preferences in a Low-Fertility Context. *Chinese Journal of Sociology*. 1(4):485-514.

[16] Kolk M. (2014), Understanding Transmission of Fertility Across Multiple Generations—Socialization or socioeconomics? Research in Social Stratification and Mobility. 35(SI):89-103.

[17] Kumar A., Bordone V. and Mutarak R. (2016), Like Mother(-in-Law) Like Daughter? Influence of the Older Generation's Fertility Behaviours on Women's Desired Family Size in Bihar, India. *European Journal of Population*. 32(5):629-660.

[18] Lan M. (2021), Relationship between Chinese Women's Childhood Family Background and Their Fertility Intentions under Different Policy Conditions. *Journal of Child and Family Studies*. 30(12):3016-3028.

[19] Montgomery M. R. and Casterline J. B. (1996), Social Learning, Social Influence, and New Models of Fertility. *Population and Development Review*. 22:151-175.

[20] Régnier-Loilier A. (2006), Influence of Own Sibship Size on the Number of Children Desired at Various Times of Life. *Population*. 61(3):165-194.

[21] Sari Silalahi P. C. and Setyonaluri D. (2018), My Mother, My Role Model: Mother's Influence on Women's Fertility Intention in Indonesia. *Malaysian Journal of Economic Studies*. 55(1):81-96.

[22] Testa M. R., Bordone V. and Osiewalska B., et al. (2016), Are Daughters' Childbearing Intentions Related to Their Mothers' Socio-Economic Status? *Demographic Research*. 35:581-616.

[23] Thornton A. (1980), The Influence of First Generation Fertility and Economic Status on Second Generation Fertility. *Population and Environment*. 3(1):51-72.

[24] Vogl T. S. (2020), Intergenerational Associations and the Fertility Transition. *Journal of the European Economic Association*. 18(6):2972-3005.

[25] Zhang C., Yang A. Z. and Kim S. W., et al. (2021), How Chinese Newlyweds' Experiences as Singletons or Siblings Affect Their fertility Desires. *The China Quarterly*. 247:835-854.