

夫妻生育偏好变化及其相互影响*

卿石松

【摘要】文章利用2014和2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用多项逻辑斯蒂和结构方程模型,从夫妻联合视角分析生育偏好的变化及其相互关系。研究发现:(1)个体生育偏好在前后两轮调查之间保持基本稳定,27%左右的被访者,理想子女数发生了变化,其中增加和减少的比例大致相当。(2)无论妻子还是丈夫,生育偏好的变动都受到配偶的影响,从而使夫妻双方的生育偏好相互靠拢或趋近一致。具体而言,如果配偶的理想子女数较高则向上修正自己的生育偏好,反之则向下调整生育偏好。同时,如果配偶的生育偏好提高或下降,自己的理想子女数也倾向于相应增加或减少。(3)夫妻生育偏好及其变化的影响因素,既有相似性又存在差异。上述研究发现对理解家庭内部的生育决策机制和过程具有启示意义。

【关键词】生育偏好 理想子女数 生育意愿 生育决策 夫妻

【作者】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,副教授。

一、引言

生育偏好或生育意愿是理解和预测生育行为的重要因素^①。在生育决策逐步回归家庭的当下,有理由认为生育偏好与生育行为的关联程度会提高。由此产生一个理论和实践上都非常重要的问题,那就是中国目前的低生育水平究竟体现了人们的低生育意愿,还是背离了生育意愿。于是,全面两孩政策背景下的生育意愿及其新特征引起广泛关注。这一主题的相关研究通常侧重于生育偏好的影响因素及其与生育行为的关系。

尽管研究人员长期以来一直认为,个体在生命历程中生育偏好可能会发生变化,但很少有实证研究直接考察这种变化是如何发生的,以及为什么会发生。此外,由于历史

* 本文为上海市哲学社会科学规划项目“基于家庭视角的两孩政策效果评估与影响机制研究”(编号:2019BSH015)的阶段性成果。

① 生育意愿的测量指标较多,且生育意愿、生育偏好或生育期望概念是相关的,为了表述方便,本文使用生育偏好并通过理想子女数进行操作化测量。

原因、数据局限,以往研究通常只关注育龄妇女或夫妻任意一方的生育意愿。然而,生育行为需要夫妻双方共同决策,夫妻之间的生育意愿并不总是一致的(卿石松、丁金宏,2015;宋健等,2019)。事实上,除非在生育偏好方面有完美的同质婚,否则夫妻之间的生育偏好就可能存在差异。在婚姻生活中,夫妻双方可能采取多种方式沟通和协调各自的想法。因此夫妻双方的生育偏好及其变化并非各自独立,而是存在相互影响(Iacovou等,2011;Yeatman等,2014)。这提醒我们,从夫妻联合视角探讨生育偏好的变化及其相互影响,有助于更好地理解生育决策的内在属性和动态过程。

二、理论与文献述评

生育决策从根本上来说是一种夫妻或二元互动过程。个体生育偏好不仅是可变的,而且这种变化嵌套于夫妻关系,即夫妻之间的生育偏好会相互影响。按照计划行为理论的预期,来自重要参照者(如配偶)的压力或支持,即主观规范,是影响生育计划的重要因素(Ajzen等,2013);这表明,个体生育偏好受到配偶的影响。拓展的序贯决策路径模型也指出,夫妻双方既有各自的动机,又在生育决策过程中相互沟通和协商,最终达成共同的生育计划(Miller等,2004)。例如,当夫妻一方想生一个孩子但另一方不想生时,他们在沟通协商和讨价还价之后,可能变得都想生或都不想生。心理学家也将个体决策模型拓展到夫妻联合视角,并利用夫妻匹配调查数据验证了双方在生育决策过程中的强烈互动和关联(Hutteman等,2013)。从这个意义上说,夫妻双方都可能影响和改变配偶的生育偏好。

个体生育偏好的变化得到大多数经验证据的支持(Yeatman等,2013;Ray等,2018;郑真真,2014;侯佳伟等,2014)。但也有学者对此提出质疑,认为研究结果并不反映生育偏好本身的变化,而是体现了生育偏好的不确定性和模糊不清(并非测量误差)。因为被调查者的头脑中并没有储存一个有效且稳定的生育偏好,可能只是为了回答调查问题而临时建构出来的(Bhrolcháin等,2019)。对此有证据表明,人们拥有确定且真实的生育偏好,只不过会随着生命历程事件、身份转换和其他偶发事件而做出策略性反应和灵活调整(Trinitapoli等,2018)。

个体生育偏好受到夫妻或伴侣关系的影响(Miller等,2004;Barber等,2019)。具体来说,夫妻双方基于生育偏好及其影响因素的选择性婚配,以及恋爱和婚姻生活中关于子女数量或家庭规模的沟通讨论,使夫妻之间的生育偏好存在相互关系(Yeatman等,2014)。此外,在利他情感等因素作用下,对配偶偏好的主观感知也会影响自己的生育偏好或生育计划(Miller等,2004),即有意或无意地去迎合和满足对方的偏好。例如,英国的一项研究发现,男性和女性都倾向于朝着配偶的方向调整自己的生育期望(Iacovou等,2011)。因此推断,随着结婚年限的增加,夫妻之间的生育偏好会趋于一致。

家庭是生育决策的基本单元,从个体或单一决策主体拓展到夫妻联合决策是生育研究的前沿发展方向。因此,本文利用追踪调查数据,分析夫妻双方生育偏好分布及其变化,估计个体特征、生育观念、夫妻或家庭经济等因素与生育偏好及其变化的关系。本研究在一定意义上有助于认识中国社会文化情境下家庭生育决策的互动关系和动态过程。

三、数据、变量和方法

本文使用的数据来自2014和2018年中国家庭追踪调查(CFPS)。该调查样本覆盖全国25个省份,对全国家庭具有较好的代表性。该调查的对象包括家庭中的所有成员,为夫妻联合视角的生育问题研究提供了数据支持。本文选取2014年妻子年龄为20~45岁、且2018年有跟踪调查的夫妻样本作为研究对象。

(一) 变量及样本特征

本文关注的因变量为生育偏好,使用自报的理想子女数测量。需要指出的是,理想子女数通常有两种提问方式:一种是通用方式,如“您认为一般家庭有几个孩子最理想”,这被认为是测量社会规范或群体生育观念而不是个体偏好(Testa等,2006;郑真真,2014);另外一种询问“自己”的理想子女数,如CFPS的问题“在不考虑政策的影响下,您认为有几个孩子较为理想”或“您认为自己有几个孩子比较理想”。它反映的是个人的生育偏好或需求,被调查者可以回答任何非负整数(实际取值为0~11),前后两次测量之间的差异则反映生育偏好的变化。为了同时体现生育偏好的变化及其方向,与现有相关文献一致(Iacovou等,2011;Ray等,2018),本文将理想子女数的变化构建为一个三分类的因变量:生育偏好减少、生育偏好不变和生育偏好增加。

核心自变量为配偶的生育偏好及其变化情况。个体层面的控制变量还包括以往研究发现的与个体生育偏好或生育意愿相关的主要因素:(1)年龄及其平方项,考察生育偏好在人生不同阶段的非线性特征;(2)户籍,农业户籍为1,非农业户籍为0;(3)受教育年限,取值范围为0~22年的连续变量;(4)就业及收入状况,包括是否有工作(1为有工作,否则为0)和年度总收入的对数;(5)传统生育观念,通过“为了传宗接代,至少生一个儿子”测量,变量取值1~5表示“非常不同意”到“非常同意”;将4和5合并重新编码为1,表示传统的传宗接代观念比较强烈,其余为0;(6)2014年子女数量、一孩为女儿,以及两轮调查期间是否有生育或再生育行为。如果在2015~2018年发生生育行为则定义为1,否则为0。

夫妻和家庭层面的控制变量主要有:(1)婚姻满意度。婚姻稳定性和婚姻质量可能影响人们的生育偏好或生育意愿,本文利用问题“总的来说,您对当前的婚姻生活有多满意?”测量。初始取值1~5表示“非常不满意”到“非常满意”,将4和5定义为婚姻满意度较高且编码为1,其他为0。(2)家务分工及其满意度。通常认为夫妻均衡分配家务

负担会提高女性的生育意愿和实际的生育水平,同时也依赖于其主观感知的家务分配状况的满意度(Riederer 等,2019)。因此,本文在模型中控制家务分工的满意度,并通过问题“您对对方在家务上为家庭做出的贡献有多满意”进行测量。1~5表示“非常不满意”到“非常满意”,将4和5定义为对配偶的家务贡献表示满意并编码为1,否则为0。(3)家庭经济状况。在个体经济状况之外,家庭总资产或预算约束是影响生育决策的重要因素,本文控制家庭总资产(对数)。

表1的样本特征表明,2014和2018年的平均理想子女数分别为1.95和1.97。男女两性的平均理想子女数均没有明显变化,但这并非意味着人们的生育偏好不会发生变化。事实上,一些人的生育偏好提高(14%),另一些人的生育偏好则下降(13%)。其中,农业户籍样本的理想子女数均值由1.99增加到2.04,但非农户籍样本的理想子女数由1.82减少到1.74。由于增加和减少两方面的变化大致相当,使平均的理想子女数保持基本稳定。2014年第一个孩子为女儿的家庭占48%。有14%的样本夫妻在2014年调查之后发生了生育行为,平均子女数量由2014年的1.58个增加到1.75个。其中农业户籍女性的平均生育数量由1.71个增加到1.89个,非农户籍女性的平均子女数量由1.14个增加到1.32个。

与预期一致,样本中男性(丈夫)的平均受教育年限和年龄高于妻子,男性的劳动参与率、目前有工作的比例和收入水平也高于女性。此外,男性更认可传宗接代的生育观念,而且对配偶的家务满意度和婚姻满意度更高。

(二) 分析策略

本文使用追踪调查数据,能够减少遗漏变量问题。鉴于原生家庭背景和早期生活经历影响人们的生育偏好,本文无法直接评估这些变量的影响,在模型中通过控制前期(2014年)的生育偏好以考察初始的生育偏好对其后续变化的影响,降低遗漏变量偏误问题。其他自变量和控制变量均为2014年的取值,以减少同期相关性。

夫妻之间的沟通协商,可能使本人的生育偏好向配偶靠拢。因此,在模型中加入配

表1 变量特征分析

变 量	总体	女性	男性	变 量	总体	女性	男性
2014 理想子女数	1.95	1.95	1.96	农业户籍	0.76	0.77	0.75
2018 理想子女数	1.97	1.96	1.98	少数民族	0.09	0.10	0.09
理想子女数增加	0.14	0.15	0.14	退出劳动力市场	0.11	0.20	0.03
理想子女数减少	0.13	0.13	0.14	有工作	0.88	0.79	0.96
2014 年子女数量	1.58	1.58	1.58	总收入对数	4.13	3.32	4.94
一孩为女儿	0.48	0.48	0.48	传宗接代观念	0.42	0.40	0.44
2014 年后新增生育	0.14	0.14	0.14	婚姻满意度	0.88	0.85	0.92
教育年限	8.40	7.92	8.88	对配偶的家务满意度	0.74	0.63	0.85
年龄	36.38	35.37	37.38	家庭总资产对数	6.19	6.18	6.20

偶的生育偏好是否高于或低于本人的偏好,并分别对妻子和丈夫样本进行多项Logistic回归分析。考虑到夫妻生育偏好及模型误差的相关性,进一步利用结构方程模型分析夫妻生育偏好的作用路径,描绘夫妻之间的相互影响及作用路径。此外,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虚拟变量。

四、实证分析与讨论

(一) 描述性分析

生育偏好的变化方向可能受到初始值的影响,比如,初值为0的生育偏好不可能再减少,而初始值很高的人则可能降低生育偏好。事实上,生育2个孩子是主流偏好模式且相对稳定(Heiland等,2008)。因此,本文将2014年初始的理想子女数概括为1个及以下(0或1),2个孩子,3个及以上。表2分类描述了男性和女性2018年理想子女数相对于2014年的变化。从中可以发现:(1)不管是女性(妻子)还是男性(丈夫),大部分被访者所报告的理性子女数保持稳定。其中,理想子女数维持不变的女性和男性分别为72.36%和72.42%。总体上有27.61%的人改变了生育偏好,其中有14.33%的人向上变动,即2018年的理想子女数多于2014年,而另外13.28%的人则出现向下变化。(2)理想子女数的分布及其变化特征都印证了两个子女是主流的生育偏好。从2014年的理想子女数来看,超过3/4的个体理想子女数为2个,女性和男性分别为76.11%和75.14%。同时,相对于2014年理想子女数小于或大于2的人来说,理想子女数初始值为2个的样本生育偏好更为稳定。这与来自德国的调查研究是一致的,想要生2个孩子即具有主流生育偏好模式的女性,相比其他女性更不可能改变自己的生育偏好(Heiland等,2008)。而理想子女数初始值较低(0~1个)的样本,生育偏好提高的概率更高;

表2 个体理想子女数的变化 %

2014年理想子女数	2018年理想子女数			频数	百分比
	增加	不变	减少		
女性					
0~1个	49.42	49.23	1.35	518	16.03
2个	7.81	80.24	11.96	2449	76.11
3个及以上	9.45	43.31	47.24	254	7.86
总计	14.61	72.36	13.03	3231	100.00
男性					
0~1个	44.53	54.49	0.98	512	16.38
2个	7.92	79.34	12.73	2348	75.14
3个及以上	9.43	45.66	44.91	265	8.48
总计	14.05	72.42	13.54	3125	100.00

注:由于2014年男性配偶的理想子女数存在缺失值造成夫妻样本不一样。

理想子女数本来较多(3个及以上)的样本向下调整的可能性更大,从而使理想子女数向2个孩子收敛。这也表明,如果仅仅考虑平均的理想子女数,可能会掩盖生育偏好的变化特征。

表3以夫妻为分析单元,进一步展示了家庭层面生育偏好的变化。从夫妻视角看,夫妻双方至少一

人改变生育偏好的比例达 43.53%。其中,8.49%的夫妻生育偏好发生了同向变化,同时增加和减少的比例分别为 4.79%和 3.7%。夫妻之间只有一方的生育偏好发生变化的样本占 31.9%,增加(15.9%)和下降(16%)的比例接近。生育偏好的变化可能源于宏观制度变革和个体生命历程的变化,也可能是夫妻之间的互动作用,即生育偏好向配偶靠拢,最终达成一致的生育偏好。为了进一步分析夫妻生育偏好的变化方式及相互影响,接下来进行多项逻辑斯蒂和结构方程分析。

(二) 多项逻辑斯蒂回归结果

表 4 的多项 Logistic 回归结果显示,初始理想子女数较低(小于 2 个)的人,生育偏好提高的几率较高;初始理想子女数较高(大于 2 个)的人,生育偏好更可能降低而不是提高。这一

结果在妻子和丈夫样本中保持一致。表 4 的结果印证了夫妻生育偏好及其变化存在相互影响。一方面,如果配偶的初始理想子女数较多,生育偏好更有可能向上调整。反之,

表 3 育龄夫妻生育偏好的变化(N=3051) %

妻子	丈夫			总计
	增加	不变	减少	
增加	4.79	8.26	1.47	14.52
不变	7.64	56.47	8.33	72.44
减少	1.67	7.67	3.70	13.04
总计	14.09	72.40	13.50	100.00

注:表中行数字表示女性配偶的生育偏好变化情况,列数字表示男性配偶生育偏好的变化。

表 4 生育偏好变动方向的多项逻辑斯蒂回归结果

变 量	妻子		丈夫	
	向上	向下	向上	向下
2014 年理想子女数小于 2	3.224***	-2.452***	2.795***	-2.540***
2014 年理想子女数大于 2	-0.524*	3.029***	-1.218***	2.167***
配偶理想子女数较多	1.327***	-0.456	1.034***	-1.177***
配偶理想子女数较少	-1.380***	1.264***	-0.891**	1.511***
配偶理想子女数增加	1.631***	-0.247	1.601***	-0.881***
配偶理想子女数减少	-0.863***	1.304***	-0.218	1.359***
2014 年子女数量	0.839***	-0.777***	1.018***	-0.886***
一孩为女儿	-0.144	-0.260**	-0.141	-0.226
2014 年后再生育	1.526***	-0.865***	1.499***	-0.787***
年龄	-0.243**	0.252*	0.036	0.066
年龄平方	0.003*	-0.004**	-0.001	-0.001
农业户籍	0.106	-0.097	-0.028	-0.436***
少数民族	0.093	-0.026	0.383	0.194
传宗接代观念	0.199	-0.043	0.321**	0.022
教育年限	-0.072**	0.025	0.020	-0.022
有工作	0.194	-0.341**	0.290	-0.230
收入	-0.003	0.027*	-0.044***	0.027
婚姻满意度	0.035	0.087	-0.231	0.048
对配偶从事家务的满意度	-0.048	-0.097	-0.261	-0.390*
家庭总资产	-0.001	0.009	-0.021	-0.012
常数项	-1.147	-4.628**	-4.683***	-0.934
伪 R 平方	0.341	0.341	0.317	0.317
样本量	3003		3011	

注:模型控制了省份虚拟变量。稳健标准误聚类到省份。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

如果配偶的理想子女数比自己少,生育偏好则向下调整。不管是妻子还是丈夫,其生育偏好表现出向对方靠拢,这与同类研究结论是一致的(Yeatman等,2014)。另一方面,夫妻双方的生育偏好具有相互协调和同方向变化特征。相对于维持不变,如果配偶的理想子女数增加,本人的理想子女数向上调整的概率显著增加,而向下减少的概率下降。反之,如果配偶的理想子女数减少,妻子或丈夫的理想子女数会随之减少。这意味着夫妻双方在生育决策中都具有一定的话语权和影响力,夫妻双方会对生育意愿或生育计划进行沟通协商。只有从夫妻联合视角或同时考虑双方的意见,才能提高生育意愿的预测能力。这些结果符合夫妻二元生育决策路径模型的基本解释(Miller等,2004)。

就个体特征和生命历程事件而言,年龄对妇女生育偏好的影响显而易见,但对男性没有影响。对于女性来说,生育偏好向上增加的可能性随着年龄的增长而下降,随年龄的平方而提高。与预期一致,生育偏好与生育行为高度相关。不管男性还是女性,初始的子女数量与生育偏好的提高正相关,与生育偏好下降负相关。与生育数量在两次调查之间维持不变相比,有生育或再生育行为者的生育偏好向上调整的倾向更高。2014年调查之后有新增生育行为的样本大部分最初只有一个孩子(占59.3%)或没有孩子(24.7%)。这一结果可能是因为育龄夫妇积极响应两孩政策,调整了自己的生育偏好并产生了再生育行为。此外,子女性别结构对生育偏好变动的的影响不大。一孩为女儿的家庭,只与妻子生育偏好向下调整的概率负相关。

受过更多教育的妇女增加生育偏好的可能性较低,但受教育程度对男性生育偏好的变化没有显著影响。与退出劳动力市场或失业妇女相比,有工作的妇女不太可能降低生育偏好,但收入高的妇女更可能降低生育偏好。就业状况对男性生育偏好变化的影响不显著,收入高的男性向上调整生育偏好的可能性更低。家庭总资产对男性和女性的生育偏好变化没有显著影响。此外,中国传统文化中的传宗接代观念与男性和女性的生育偏好变化高度相关。认同传统传宗接代观念者的生育偏好向上变化的几率更高。但婚姻满意度和家务分工满意度对夫妻生育偏好的影响并不显著。

考虑到中国城乡人口、家庭及社会经济文化等方面的复杂差异,分城乡户籍子样本对上述结果进行了稳健分析(回归结果略)。结果发现,夫妻生育偏好及其变化相互影响的结论保持基本稳健。无论是农业户籍还是非农户籍子样本,如果配偶的理想子女数较大或是向上增加,妻子或丈夫的理想子女数增加的概率提高,向下减少的概率下降。理想子女数向两个孩子收敛,初始子女数量、再生育行为与生育偏好存在正向关系等结论也保持稳健。但个别因素的影响效应存在城乡差异。例如,传宗接代观念主要影响农业户籍育龄夫妇的生育偏好,而对城镇非农户籍女性和男性样本的生育偏好没有显著影响。

(三) 结构方程

为了纠正妻子和丈夫生育偏好模型中遗漏变量的相关性,刻画夫妻生育偏好相互

作用的路径,本文利用结构方程模型进行相应的分析。其中,因变量为2018年妻子或丈夫的理想子女数(0~11的连续值),核心自变量为夫妻初始的理想子女数。表5分别给出了总体样本和城乡子样本的结构方程模型结果。这些结果再次表明,妻子和丈夫的生育偏好都受配偶生育偏好的影响。其中,夫妻双方初始生育偏好之间的协方差为0.182($p=0.029$),即2014年夫妻双方的生育偏好显著相关。两个模型之间的误差协方差为0.071($p=0.000$),说明影响夫妻双方生育偏好的扰动项也是相关的,适合采用结构方程模型。2014年初始的理想子女数显著影响2018年的生育偏好;丈夫和妻子的生育偏好显著影响配偶后续的生育偏好。这些结果在总体样本和城乡子样本之间保持一致,由此印证,个体生育偏好或理想子女数并非稳定不变,且调整变化受配偶的影响。

从图中夫妻间生育偏好相互影响的系数看,妻子影响丈夫的程度似乎更大。由于妻子平均的理想子女数略低于丈夫(见表1),可以推断,目前低生育率的一个原因与育龄夫妇的生育意愿倾向于向生育意愿较低的女性一方调整有关。或者说,生育偏好较低的妻子在家庭生育决策中影响力更大,可能是生育水平较低的重要原因。当然,这一点有待进

表5 夫妻生育偏好的结构方程回归结果

变 量	2018年理想子女数					
	总体样本		农业户籍样本		非农户籍样本	
	妻子	丈夫	妻子	丈夫	妻子	丈夫
2014年理想子女数	0.297***	0.218***	0.289***	0.238***	0.337***	0.182***
2014年配偶理想子女数	0.063***	0.101***	0.072***	0.095***	0.051**	0.112**
2014年子女数量	0.306***	0.356***	0.292***	0.349***	0.325***	0.372***
一孩为女儿	-0.024	-0.035	-0.032	-0.027	0.003	-0.063
2014年后再生育	0.377***	0.406***	0.379***	0.378***	0.369***	0.505***
年龄	-0.058***	-0.024*	-0.060***	-0.022	-0.053*	-0.018
年龄平方	0.001***	0.000	0.001**	0.000	0.001*	0.000
农业户籍	0.018	0.014				
少数民族	0.013	0.008	0.013	0.018	-0.009	-0.024
传宗接代观念	0.048***	0.038	0.051***	0.041	0.037	0.034
教育年限	-0.005*	0.004	-0.007*	-0.008	-0.000	-0.009
有工作	0.054**	-0.023	-0.070**	-0.018	-0.002	0.011
收入	-0.002	-0.007***	-0.003	-0.007**	0.000	-0.008**
婚姻满意度	-0.012	-0.122**	-0.039	-0.138**	0.068	-0.042
对配偶从事家务的满意度	0.012	-0.002	-0.016	-0.037	0.009	0.086
家庭总资产	-0.001	-0.002	-0.001	-0.002	-0.002	0.001
常数项	1.698***	1.386***	1.798***	1.360***	1.389**	1.199
误差相关性	0.071***		0.080***		0.048***	
判定系数	0.478		0.470		0.376	
样本量	2986		2263		726	

注:稳健标准误聚类到省份。* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

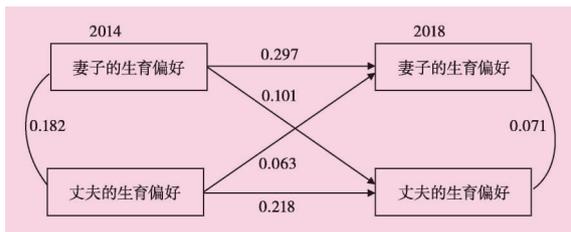


图 夫妻生育偏好的相互作用路径

逐渐趋于一致。事实上,夫妻生育偏好的相关系数由2014年的0.426增加到2018年的0.469。需要说明的是,尽管夫妻生育偏好相互作用的估计结果是显著的,但我们仍然可能低估了这种影响程度。因为样本中的许多夫妇已经在一起多年,他们早已沟通并根据配偶的意愿调整过自己的生育偏好。夫妻之间关于生育偏好的协商和相互影响程度可能远高于本文的估计结果。

此外,2014~2018年间经历了由“单独两孩”向“全面两孩”政策的调整实施,生育偏好的变化可能是特定时期由特殊政策引起的,从而对研究结果尤其是个体生育偏好会发生变化的结论的可推广性提出质疑。这些还有待深入分析。不过,从追踪数据的前后对比看,平均的生育偏好并无显著变化,个体生育偏好变化可能并不是完全由政策驱动的。

五、结论与启示

与以往基于横截面数据或女性个体视角的研究不同,本文通过夫妻层面的追踪调查数据,分析生育偏好的变化及其影响因素,并重点考察夫妻之间的相互影响。得到以下研究结论:(1)大多数个体(72.4%)的生育偏好是稳定的,但并非一成不变,尤其是家庭或夫妻整体层面的生育偏好变化更为明显。在改变生育偏好的样本中,大约有一半人的生育偏好增加,另一半人的生育偏好减少,从而使平均的理想子女数没有明显变化。这意味着,仅仅考虑平均的理想子女数,可能会掩盖生育偏好的内在变化特征。(2)个体生育偏好的变化受到初始值的影响,即理想子女数较多(超过2个)的人倾向于回调,而初始的理想子女数较低者(0~1个)则倾向于提高生育偏好。(3)夫妻双方的生育偏好及其变化存在相互影响,表现出相互靠拢,以及同步或同向变化的特征。随着婚姻周期的推移,夫妻之间的生育偏好变得更加一致或相关性程度更高。(4)夫妻双方生育偏好的影响因素,既有相似性也存在性别差异。这可能是由于男女两性在生育决策或生育行为中面临不同的生理和机会成本,承担不同的角色。这为生育决策过程中的夫妻互动提供了证据支持,家庭联合视角的生育研究更贴合现实。

上述研究结论也具有政策启示意义。由于以往城乡生育政策及生育水平的现实差异,“全面两孩”政策的目标群体主要为非农户籍的育龄夫妻。然而,由于城镇非农户籍样本的平均理想子女数不增反减,在短暂释放堆积效应之后,未来一段时间内生育水平可能难以有效反弹。鉴于夫妻生育偏好的相互影响,旨在提升生育意愿和生育水平的相

一步的经验分析检验。

综上所述,个体生育偏好并非一成不变,多项逻辑斯蒂和结构方程回归结果表明,夫妻双方的生育偏好会依据配偶的偏好而调整变化。这种相互作用预示着,随着时间的推移,夫妻之间的生育偏好会

关配套政策,需要以家庭为单位,瞄准妇女和家庭发展能力,以及儿童养育成本的下降,从而普遍提升夫妻双方而不是单方面的生育偏好。同时,在经济和社会因素之外,要关注传宗接代等传统生育观念在新时期家庭生育决策中的作用,有效建构和重建符合人口和社会可持续发展的新型生育文化。

参考文献:

1. 侯佳伟等(2014):《中国人口生育意愿变迁:1980~2011》,《中国社会科学》,第4期。
2. 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。
3. 宋健等(2019):《性别偏好对家庭二孩生育计划的影响——夫妻视角下的一项实证研究》,《人口研究》,第3期。
4. 郑真真(2014):《生育意愿的测量与应用》,《中国人口科学》,第6期。
5. Barber J.S., Miller W., Kusunoki Y., Hayford S.R. and Guzzo K.B. (2019), Intimate Relationship Dynamics and Changing Desire for Pregnancy among Young Women. *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*. 51(3): 143-152.
6. Bhrolcháin M.N., Beaujouan É. (2019), Do People have Reproductive Goals? Constructive Preferences and the Discovery of Desired Family Size. In: Schoen R. (eds) *Analytical Family Demography*. Cham: Springer International Publishing.
7. 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.
8. Hutteman R., Bleidorn W., Penke L. and Denissen J.J.A. (2013), It Takes Two: A Longitudinal Dyadic Study on Predictors of Fertility Outcomes. *Journal of Personality*. 81(5): 487-498.
9. Iacovou M., Tavares L.P. (2011), Yearning, Learning, and Conceding: Reasons Men and Women Change their Childbearing Intentions. *Population and Development Review*. 37(1): 89-123.
10. Miller W., Severy L. and Pasta D. (2004), A Framework for Modelling Fertility Motivation in Couples. *Population Studies*. 58(2): 193-205.
11. Yeatman S., Sennott C. (2014), The Relationship between Partners' Family-size Preferences in Southern Malawi. *Studies in Family Planning*. 45(3): 361-377.
12. Yeatman S., Sennott C. and Culpepper S. (2013), Young Women's Dynamic Family Size Preferences in the Context of Transitioning Fertility. *Demography*. 50(5): 1715-1737.
13. Testa M.R., Grilli L. (2006), The Influence of Childbearing Regional Contexts on Ideal Family Size in Europe. *Population*. 61(1): 99-127.
14. Ray C., Hancey S., Greil A. and Tiemeyer S. and McQuillan J. (2018), Stability and Change in Personal Fertility Ideals Among U.S. Women in Heterosexual Relationships. *Demographic Research*. 39(16): 459-486.
15. Riederer B., Buber-Ennsner I. and Brzozowska Z. (2019), Fertility Intentions and their Realization in Couples: How the Division of Household Chores Matters. *Journal of Family Issues*. 40(13): 1860-1882.
16. Trinitapoli J., Yeatman S. (2018), The Flexibility of Fertility Preferences in a Context of Uncertainty. *Population and Development Review*. 44(1): 87-116.

(责任编辑:朱 犁)

disparities in elder's nursing institution utilization with the Concentration Index and its decomposition method. The results show that the elderly who are at the top or bottom of the income ladder benefit most from the institution for old-age care system. Along with the welfare socialization, the Concentration Index of utilization has increased from -0.020 in 2005 to 0.486 in 2018, and the distribution of utilization is increasingly pro-rich. The positive effects of high income and living in the city on utilization are the main reasons for pro-rich inequality. The policy, which aims at compensating for the lack of family care, protects the poor who need care. In the process of reform, the positive effect of high income strengthens, and the compensation mechanism for family weakens, which jointly contribute to the increasing utilization inequality. It is suggested to improve the equity of institution for old-age care system.

New Progresses in Top Income Correction Techniques

Wan Haiyuan · 91 ·

This paper reviews the latest developments in correction techniques for top incomes, and compares the advantages and disadvantages of various parametric and non-parametric estimation techniques. It finds that frontiers, including the capitalized income approach, semi-parametric non-standard bootstrap method, the new extended power-law distribution approach and modern data splicing technology, can effectively correct the missing top incomes. After correction, income inequality goes up significantly, and its trend may be even reversed. Therefore it is important to correct the data from household surveys in empirical research. The paper suggests that we should enlarge sample size whenever possible, retain outliers information, and use semi-parametric bootstrap method and Gini coefficient indicator. Meanwhile, we should take into account the data availability of top income, research objective, analysis units and indicator coordination in choosing a proper correction technique. We should investigate the authenticity of household survey data, improve the compliance rate of top income, increase micro-data openness from administrative departments, provide more detailed income grouping information, and explore digital technology to obtain top income data, and thereby improve the representativeness of the household survey data in China.

The Change and Interaction between Couples' Fertility Preferences

Qing Shisong · 106 ·

Based on the data from China Family Panel Studies (CFPS) in 2014 and 2018, this paper fits multinomial logistic and structural equation model (SEM) to analyze the change and interaction between couples' fertility preferences. The results show that, (1) individual fertility preference is stable for most respondents between 2014 and 2018, but roughly 27% adjust their ideal number of children. Among those who changed their fertility preference, approximately half increased and half decreased their ideal number of children. (2) Both partners influence each other's fertility preferences, which makes the couples' preferences converge over time. (3) There are similarities and differences in the determinants of men's and women's fertility preferences and related changes. These findings have implications in understanding the mechanism and interaction process of household fertility decision-making.

An Analysis of the Families Actually Having a Second Child: Based on the Survey in Shanghai

Chen Rong Gu Baochang · 116 ·

This paper analyzes the families actually having a second child since the adjustment of the fertility policy, based on a self-organized survey of the couples registered in Shanghai in 2017 who have had a second birth in the past three years. The results show that most of the women who have a second child were born in the late 1970s and 1980s. Couples having higher education, higher incomes, a full-time housewife or one who works more flexibly and less intensively, having parents' support for child care, and those whose first child is a girl, are more likely to have a second child. It reveals that the families having the second child tend to be those with sufficient childcare resources, and more likely be driven by emotional desire. It thus suggests that making public policies to reduce childbearing/rearing costs for families may be an efficient way to release fertility potential.