

人口生育政策变迁与初婚风险

——基于CFPS2010年调查数据

李建新,王小龙

(北京大学 社会学系,北京 100871)

【摘要】本文运用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010年数据,建立Cox比例风险模型,分析自新中国成立以来我国生育政策变迁对人口初婚模式的影响。研究发现,20世纪七八十年代的生育政策变迁对当期个体的初婚风险具有重要影响且存在着年龄差异与性别差异,在剔除队列效应后,影响依然存在。在我国,初婚年龄并非“直线”上升的,而是伴随着生育政策的调整发生波动。国家权力和国家政策的介入深刻地影响了我国人口的初婚行为。

【关键词】生命历程;生育政策;初婚风险;事件史分析

【中图分类号】 C924.24

【文献标识码】 A

doi:10.16405/j.cnki.1004-129X.2017.02.002

【文章编号】 1004-129X(2017)02-0018-10

【收稿日期】 2016-04-26

【基金项目】国家自然科学基金北京大学管理科学数据中心智库类课题:生育意愿与国家计划生育政策(2015KEY03)

【作者简介】李建新(1962-),男,新疆伊宁人,北京大学社会学系教授;

王小龙(1989-),男,江苏连云港人,北京大学社会学系硕士研究生。

一、引言

伴随着一个国家的工业化、城市化、现代化及其人口转变进程,人们的婚育观念和婚育模式也发生了巨大的变化。无论是发达国家人口的婚育变化历史还是当下发展中国家的人口经历都呈现出人口初婚年龄不断上升的趋势,我国也不例外(见图1)。虽然我国初婚年龄变化有波动,但整体方向是趋于上升的。对于这种人口初婚年龄不断上升趋势的解释,国内外都有不少研究,从微观个体视角观察,教育特别是女性教育水平与劳动参与程度的提高会致使初婚年龄上升,^[1]而女性经济独立性的增强和职业获得过程的转变也会影响初婚模式的变化。^[2-3]国内的研究也证实了这种关系的存在。^[4-6]从宏观社会经济发展看,社会变迁与初婚年龄变化有紧密的联系,^[7-8]结合对社会变迁宏观变量的考察,国内外学者研究指出,中国改革开放以来市场经济发展使结婚成本逐步提高,而市场经济转型中制度变迁如国企、住房等改革也对初婚行为产生影响。^[9]总之,初婚行为受到经济能力、教育程度、职业获得、文化观念等个体因素的重要影响,同时也受到社会变迁等宏观因素的影响,这是中外初婚年龄推迟的共同原因。

然而,在我国,初婚行为除了受到社会经济发展和个体因素的影响之外,还深受我国人口生育政策的影响。20世纪70年代初期,我国开始实施全面的人口计划生育政策,毫无疑问,人口生育政策无论对宏观人口变迁还是对微观个体婚育决策和初婚行为都产生了重要影响。如受20世纪70年代“晚、稀、少”计划生育政策等因素的直接影响,我国人口初婚年龄由1970年的23.1岁上升至1979年的

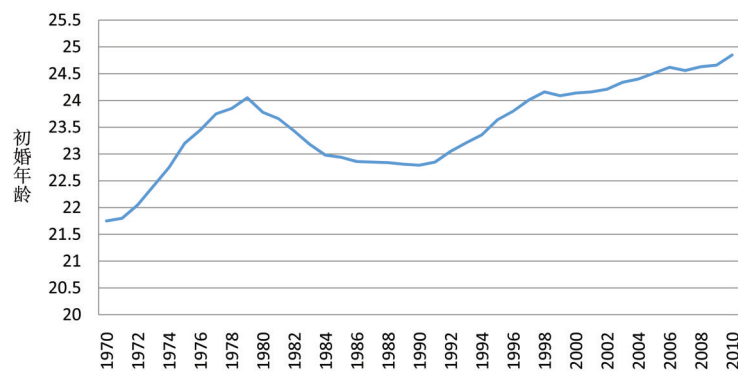


图1 分年份的初婚年龄

资料来源:1970~1987年数据来自《1992年人口统计年鉴》;1988~2010年数据来自六普长表5.4。

25.1岁;而同样受到1980年独生子女政策和新婚姻法实施的影响,^[10-11]20世纪80年代我国初婚年龄曾一度降低。人口计划生育作为我国一项基本国策,是由政府“自上而下”对人口转变过程与家庭及个人婚育决策的权力介入,计划生育政策可以看作是微观个体被动遭遇的社会事件,这一社会事件会对个体生命历程(尤其是婚配历程)产生重要的影响。

那么,新中国成立以来我国人口生育政策变化对人们的初婚行为到底产生了怎样的影响?本文从生命历程理论的研究视角,以中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010年数据为基础,以事件史方法为工具,考察和分析我国宏观人口生育政策变化对人们初婚风险、初婚行为的影响。

二、文献综述

生命历程理论关注社会变迁对个体生命历程产生的重要影响。所谓生命历程,即“个体在一生中所不断扮演的、社会规定的角色和事件”,^[12]这些角色和事件彼此相互关联且嵌入宏观社会的大变迁之中。生命历程理论旨在寻找一种个体与社会的结合点,即微观个体的生命历程与宏观社会的历史变迁之间的关系。社会变迁的动力既可能来自于“自下而上”的社会进步与观念转变,也可能来自“自上而下”的国家政策主导,而后者往往对个体的生命历程产生更加重要的影响。生命历程作为个体一生中随时间变化而出现的生命事件序列,^[13]既体现了个体层次的际遇和决策差异,同时也受共性的整体社会结构变迁的影响。

与国外不同,除了社会经济发展和个体因素影响个人婚育行为外,在我国,国家权力通过计划生育政策更直接地影响到了个体初婚行为和初婚模式,国家权力的渗入与生育政策的变迁也是导致我国人口婚配模式转变的重要因素。人口生育政策作为个体生命历程中所经历的不可抗拒的重要事件影响了个体生命事件的重要时点——初婚。作为宏观层次的国家人口政策,计划生育最初目标是控制人口数量的迅速增长,对于人口数量的控制,是通过干预个体婚育行为和婚育模式来完成的。一般认为,计划生育政策对生育行为的影响直接涉及生育的三个方面,即生育数量——生育多少孩子,生育性别——选择生育男孩还是女孩,生育时间——何时生育孩子,这三维构成了人口的生育空间。^[14]当外力对其中一维进行挤压时,人们便会对其他两维的行为进行改变,从而对生育空间进行调整。在崇尚婚姻的中国社会,由于生育是在婚姻前提下发生的,所以20世纪80年代初期强制性的计

划生育政策不仅直接对个体的生育行为(何时初育和生育孩数)有着重大影响,而且也深刻地影响了个体的初婚行为。早期的人口学领域研究发现,20世纪80年代初期,我国早婚早育现象再次明显回潮,这与严格一孩政策和新婚姻法的实施都有关,^[10-11]还与人口队列的挤压效应有关。^[15]此外,从宏观上看,人口计划生育政策促使出生性别比提高,造成适婚性别比失调和婚姻市场挤压,从而对后际个体的初婚行为产生影响。^[16-17]随着我国社会经济发展影响因素作用渐次提高,不变的生育政策对婚育的影响式微,由此关注生育政策对婚育影响的定量研究也不再成为热点。

从过往的有关初婚影响因素研究的文献中不难发现,考察社会变迁宏观因素鲜有将人口生育政策纳入,而从人口生育政策方面研究的则又缺少个体或宏观社会经济发展变迁因素。结合宏观微观因素探讨人口生育政策变迁对个体初婚风险影响作用的研究并不多见。因此,本文在控制微观个体因素和宏观队列因素的条件下,将对建国至今人口生育政策变迁对当期个体初婚风险的影响进行研究,尝试回答两个问题:其一,我国不同时期的人口在其生命历程中经历了不同的生育政策,那么,国家宏观人口计划生育政策变化是否对个体生命历程中的初婚行为产生了影响?其二,处于相同时代的人口队列是否因为经历了不同生育政策而其初婚风险受到不同影响?即剔除队列效应,进一步回答人口生育政策是否对个体初婚风险产生影响。

三、数据与方法

1. 数据与变量

本文采用2010年中国家庭动态跟踪调查(以下简称CFPS)的数据。CFPS是北京大学中国社会科学调查中心主持的一项大型综合性社会调查,该调查采用了内隐分层的、与人口规模成比例的系统概率抽样方法(PPS),样本覆盖了除香港特别行政区、澳门特别行政区、中国台湾、新疆维吾尔自治区、青海省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区和海南省之外的全国25个省市自治区的人口,约占中国总人口(不含港、澳、台)的95%。其调查方法科学严谨,覆盖面大,剪表性强,数据质量比较有保障。^[18]

本文研究的是人口生育政策变化对我国初婚人群初婚风险的影响,因变量是不同时期的初婚人群的初婚风险,而研究变量是新中国成立后的人口生育政策。所以,这里首先要对生育政策变量有符合历史事实变迁的划分。学者们依据不同的分析视角和标准,对于新中国成立以后我国人口生育政策有不同的人口政策阶段划分。^[19-22]结合我国社会变迁与人口转变的特征,本文将新中国成立以来我国人口政策的演变划分为五个阶段:第一阶段为1949~1970年,是限制人口增长政策的酝酿及部分地区实施阶段;第二阶段为1971~1979年,为“晚、稀、少”人口生育政策全面实施阶段;第三阶段为1980~1991年,严格“一胎”政策实施和微调阶段;第四阶段为1992~1999年,是“一胎”和“一胎半”政策以及市场经济起步阶段;第五阶段为2000年以来继续保持稳定且法制化的生育政策和市场经济发展成熟期。

需要进一步说明的是,20世纪80年代中期以后,全国各地的“一胎”与“一胎半”的计划生育政策法规条例建设相继完成,进入20世纪90年代,虽然人口计划生育政策内容没有变化,但社会经济发展的政策环境发生了改变。因此,在这里我们又将90年代以后细分为两个时期:一是1992~1999年。1992年“南方讲话”之后,我国市场经济体制建立并起步,国人的价值观与生育观开始受到了市场逻辑的冲击;二是2000~2010年。2000年3月中共中央国务院发布了《关于加强人口与计划生育



工作稳定低生育水平的决定》，这一时期我国已经进入了稳定的低生育率时期(2000、2010年人口普查数据证实)，2001年底《人口与计划生育法》通过，加之2001年加入世贸组织，我国开始全面步入全球化轨道，市场经济发展与全球化影响也更加深入，同时市场经济也带来了这段时期婚育成本的迅速上升。

与此同时，本文还将个体及家庭因素如本人教育、父母教育、民族、12岁时户口、党员等作为控制变量纳入模型。并将样本划分为总体样本、男性样本与女性样本分别进行建模。模型变量特征描述见表1。

2. 方法与模型

本文将运用Cox比例风险模型进行分析。Cox比例风险模型允许风险率有时间依赖，但对风险率的分布形式没有做任何假设，在风险基准函数未知的条件下，对模型系数进行估算，便能够内在地控制初婚风险时期，即样本年龄，而无需对样本年龄与初婚风险之间的关系模型进行假设。该模型假定比参数模型更弱，而模型估计的结果依然具有很好的统计性质，统计检验的效率也没有受到大的损失。模型建立如下：

$$\begin{aligned} \text{Log } h(t_i) = & h(t_0) + \alpha \times \text{policy}(t_i) + \beta \times \text{policy}(t_i) \times t_i + \gamma_1 \times \text{Iedu} + \gamma_2 \times \text{Fedu} \\ & + \gamma_3 \times \text{ethnic} + \gamma_4 \times \text{hukou} + \gamma_5 \times \text{gender} + \gamma_6 \times \text{party} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$h(t_i)$ 表示个体*i*在时间*t*的初婚风险， $h(t_0)$ 表示基准风险(Baseline Hazard)，由于Cox比例风险模型的特殊性质，在计算风险比(Hazard Ratio)时， $h(t_0)$ 可以被消除因而不需要假基准风险分布。在模型分析之前，需将数据划分(Split)为“人一年”结构，即将横截面数据结构转变为纵贯数据结构，使得横截面数据能够进行回溯研究。

$\text{policy}(t_i)$ 表示数据在转化为“人一年”结构后，每个“人一年”样本处在不同生育政策时期，生育政策变量如表1所示划分为五个分类，且为时变变量(Time-varying variate)， $\text{policy}(t_i) \times t_i$ 是政策变量与年龄的交互变量，即样本在不同年龄遭遇生育政策事件对其初婚风险产生的效应(在风险模型中又称时变效应(Time Varying Coefficient, TVC))。公式中Iedu、Fedu、ethnic、hukou、gender和party为控制变量，分别表示本人及其父亲的教育程度、民族、12岁时户口、性别和政治面貌，这些变量不会随时间的变化而变化，因此作为非时变变量进行控制。本文研究问题为人口生育政策对初婚风险的影响，因此，我们将重点关注模型中 α 与 β ，即在控制了教育、民族、户籍、政治面貌与性别等变量的情况下，个体所经历的人口生育政策变化会对个体的初婚风险产生怎样的影响以及这一影响是

表1 变量分布(%)

	男性样本	女性样本	总体样本
初婚年龄(岁)	24.30	22.00	23.10
政策事件(人一年数据)			
基本无控制	14.45	15.19	15.03
“晚、稀、少”	20.77	17.46	18.17
严格一胎	26.42	30.22	29.40
严格一胎(市场起步)	15.14	16.73	16.39
严格一胎(市场发展)	23.22	20.40	21.01
教育程度			
未受教育	18.00	30.66	24.18
小学教育	21.66	19.94	20.79
中学教育	51.55	42.34	47.10
专本以上	8.80	7.07	7.93
父亲教育程度			
未受教育	33.38	36.70	32.46
小学教育	35.65	23.00	27.07
中学教育	26.52	39.11	36.79
专本以上	4.45	1.19	3.68
民族			
汉族	92.30	92.15	92.32
少数民族	7.70	7.85	7.68
政治面貌			
党员	12.29	3.48	7.81
非党员	87.71	96.52	92.19
户籍(12岁时)			
农村	86.91	93.32	82.12
城市	13.09	6.68	17.88
样本量	14 122	14 479	28 351

否存在与年龄的交互效应。同时,通过建立同队列内比较模型,考察生育政策对初婚风险的净影响。

四、分析结果

1. 生育政策与受影响队列

从生命历程理论视角看,来自不同队列的个体生命婚育历程中因为遇到不同生育政策事件,不同队列间的初婚风险也将有所不同。不同出生队列成长成熟于不同的生育政策期。对于20世纪40年代之前出生的队列人口来说,他们的婚配高峰期(16~35岁)主要处在“基本无生育控制”的政策时期(1949~1970年);40年代后期及50年代出生队列则更可能经历“晚、稀、少”政策(1971~1979年);60年代出生队列更可能经历80年代严格一胎的计划生育政策;70年代出生队列经历90年代后的市场起步时期;而80年代出生队列则大多处在21世纪后的市场经济飞速发展时期。与此同时,每一队列在整个婚配高峰期(16~35岁)中又均会经历不止一个政策时期,例如40年代末50年代初出生的人口,在他们的婚配高峰期可能跨越了“基本无控制”、“晚、稀、少”和“严格一孩”三个不同的政策时期,70年代初期生人也是如此。另外,个体在不同的年龄经历生育政策事件可能会产生不同的效应,例如个体在16~29岁经历政策与30岁及之后经历政策对其初婚行为产生的影响是不同的,显然,在婚配高峰年龄段经历生育政策所产生的效应相对更大。

2. 人口生育政策与初婚风险

表2 初婚风险模型(控制变量略去)

	总体样本		男性样本		女性样本	
	M1	M1+TVC	M2	M2+TVC	M3	M3+TVC
生育政策(无生育控制)						
“晚、稀、少”政策 (1971~1979)	-0.593*** (0.025)	-3.939*** (0.184)	-0.469*** (0.036)	-3.382*** (0.265)	-0.748*** (0.035)	-4.687*** (0.285)
严格一胎 (1980~1991)	-0.054** (0.022)	-2.778*** (0.153)	0.036 (0.031)	-2.012*** (0.224)	-0.168*** (0.030)	-3.724*** (0.235)
市场起步 (1992~1999)	-0.273*** (0.026)	-3.193*** (0.172)	-0.242*** (0.037)	-2.687*** (0.250)	-0.323*** (0.035)	-3.954*** (0.265)
市场发展 (2000~2010)	-0.331*** (0.027)	-3.407*** (0.167)	-0.389*** (0.040)	-3.134*** (0.246)	-0.289*** (0.038)	-4.177*** (0.256)
TVC(Time Varying Coefficient)						
“晚、稀、少”政策×age		0.151*** (0.008)		0.125*** (0.011)		0.187*** (0.013)
严格一胎×age		0.124*** (0.007)		0.089*** (0.010)		0.170*** (0.011)
市场起步×age		0.132*** (0.008)		0.105*** (0.011)		0.173*** (0.012)
市场发展×age		0.138*** (0.007)		0.117*** (0.010)		0.184*** (0.012)
N	28 351	28 351				
chi2	4 393***	4 872***	1 086***	1 251***	1 984***	2 310***

注: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01;表中括号内数值为标准误。



表 2 是生育政策与初婚风险的 Cox 比例风险模型结果。从模型结果可知,在个体生命历程的婚配阶段经历生育政策事件会对其初婚风险产生重要影响。相对于参照组(基本没有生育控制的 20 世纪 70 年代之前),70 年代所实施的“晚、稀、少”政策极大地降低了样本的初婚风险,经历“晚、稀、少”政策的“人一年”,初婚概率显著降低,这表明经历了“晚、稀、少”政策的个体的初婚时间被推迟;经历 80 年代初开始实施的严格一胎与一胎半政策,初婚风险较参照组也有所降低,但降低的幅度大大低于“晚、稀、少”政策时期,这说明经历了“严格一胎”政策的样本的初婚风险较“晚、稀、少”政策有所反弹,初婚年龄有所降低;随着市场经济的起步与发展,初婚风险又有开始下降,初婚年龄不断提高。

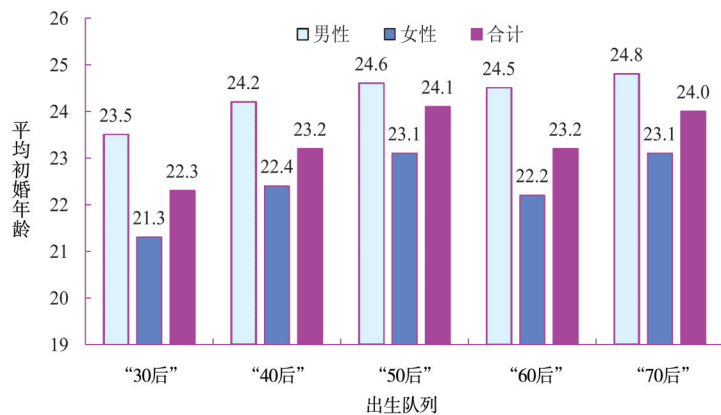


图 2 分队列的平均初婚年龄

从生育政策与年龄的交互项可以发现,随着年龄的提高,生育政策对初婚风险的负效应会不断降低,个体处于生育高峰期(低年龄段)时,遭遇生育政策对初婚风险的作用会更加明显。从性别角度看,生育政策对初婚风险的影响存在性别差异。表 2 显示,生育政策对女性初婚风险的系数要大于男性。相比男性,“晚、稀、少”政策更大程度地降低了女性的初婚风险,同时 20 世纪 80 年代严格一胎的计划生育政策也更大程度促使了女性初婚风险的反弹。生育政策的变化对女性初婚风险的影响较男性更大。

事实上,上述模型结果也可以从队列的平均初婚年龄差异中找到印证。图 2 给出了分出生队列的初婚年龄,可以看到,20 世纪的“30 后”、“40 后”和“50 后”的初婚年龄均有不断提高,“40 后”末期人口与“50 后”经历了“晚、稀、少”政策,受人口生育政策引导,其初婚年龄也较前代有明显的推迟。“60 后”大多在婚育期经历了严格一胎的计划生育政策,其初婚年龄虽然比“30 后”、“40 后”略高,但较“50 后”有明显回落。“70 后”大多伴随着 20 世纪 90 年代的进一步改革开放和社会经济发展,其初婚年龄又开始回升。另外,由于在调查时点的“80 后”大多数还没有经历婚姻期,数据存在“截断”(Censoring),所以存在很大偏差。值得注意的是,上述结果与全国人口普查数据所显示的分年份初婚年龄变化趋势相一致(见图 1),这说明,一方面,CFPS 数据质量可靠;另一方面两份不同数据的相互验证,表明初婚年龄变化背后存在着宏观政策因素的变化。

3. 生育政策与同队列初婚风险

上述分析结果表明,初婚风险在不同队列中具有非常明显的差异,大体上随着队列的年轻化初婚风险呈下降趋势。但这一变化又并非线性,如 20 世纪 50 年代出生队列的初婚风险较 40 年代出生队列明显下降,“50 后”在 25 岁出现了未婚比例的急剧增加(从“40 后”的 31% 上升到“50 后”的 42%),而之后的 60 年代与 70 年代出生队列则变化相对平缓,其中“60 后”还出现了初婚风险的上升反弹(各年龄段较“50 后”有更低的未婚比例)。这种队列代际的初婚风险变化背后显然与这些不同队列的平均教育程度、收入水平、文化观念等变化有关。整体而言,随着社会经济发展,年轻队列的总体教育

水平在不断提升,婚育观念也趋于开放多元,而这些整体变化(本文称做队列效应)会降低个体的初婚风险从而推迟初婚年龄。显然,初婚风险在队列间变化的波动,初婚风险的这种变化部分来源于队列效应,部分来源于生育政策生命事件的影响,那么生育政策的影响有多大呢,在控制队列效应之后,生育政策影响效应还存在吗?接下来剔除对婚育历程影响中的队列效应干扰,进一步考察生育政策对初婚行为的影响。

表3 出生队列—生育政策交互表(人—年数据)(%)

	无生育控制 (1950~1970)	晚、稀、少 (1971~1979)	严格一胎和一胎半 (1980~1991)	市场起步 (1992~1999)	市场发展 (2000~2010)
队列1-“30后”(<1940)	94.86	3.42	1.72	0.00	0.00
队列2-“40后”(1940~1949)	77.06	16.90	5.02	1.01	0.00
队列3-“50后”(1950~1959)	13.97	66.08	17.98	1.42	0.55
队列4-“60后”(1960~1969)	0.00	9.43	79.98	8.10	2.50
队列5-“70后”(1970~1979)	0.00	0.00	27.17	55.40	17.43
队列6-“80后”(≥1980)	0.00	0.00	0.00	10.16	89.84

表4 出生队列经历不同生育政策的公共年龄区间

	年龄区间	共同的年龄区间
“40后”-无生育控制	16 to 30	22 to 30
“40后”-晚、稀、少	22 to 39	
“50后”-晚、稀、少	16 to 29	21 to 29
“50后”-严格一胎和一胎半	21 to 41	
“60后”-严格一胎和一胎半	16 to 31	22 to 31
“60后”-市场起步	22 to 39	
“70后”-市场起步	16 to 29	21 to 29
“70后”-市场发展	21 to 40	

前文已经指出,不同出生队列与不同生育政策并非是严格对应。表3给出了出生队列与所遇生育政策的列联表结果,从中可以看到,除了队列1即“30后”之前的队列只经历了一类生育政策外,其他队列均有很大可能经历了两类或两类以上生育政策,这一结果给我们剔除初婚风险变化中的队列效应提供了研究可能,即在同一出生队列中,通过比较相同年龄但面临不同生育政策的

样本即可达到这一目标,如比较“50后”队列中,经历“晚、稀、少”与“严格一胎”的人—年样本,其初婚风险是否存在差异。为进一步研究控制队列效应之后的生育政策影响,我们分别选取队列2(“40后”)、队列3(“50后”)、队列4(“60后”)与队列5(“70后”)样本,在同队列样本中选取共有年龄区间(见表4),分别比较同一队列中无生育政策控制与“晚、稀、少”生育政策,“晚、稀、少”与严格计划生育政策,严格计划生育政策与90年代市场起步,90年代市场起步与21世纪后市场飞速发展,以展示同队列中不同生育政策对初婚风险的影响效应。

表5列出了包括四个出生队列的初婚风险模型,模型中“/”表示各模型生育政策变量的参照组。

出生在20世纪40年代的“40后”和出生在50年代的“50后”,他们的婚配期主要在1960年至1990年之间,这时期我国人口生育政策处于“无生育政策控制”、“晚、稀、少”和严格一胎阶段。具体分析我们看到,“40后”在婚配期主要经历的是60年代的“无生育政策控制”时期与70年代的“晚、稀、少”生育政策期。结果显示,在共有年龄区间[22 to 30]之内,婚育期经历“晚、稀、少”政策的“40后”样本,其初婚风险较经历无生育控制的“40后”要下降了约25%($1-\exp(-0.277)$),因为在中国文化传统下不婚率是极低的,因此初婚风险的降低说明初婚年龄被大幅推迟了。“50后”在婚配期可能经历



70年代的“晚、稀、少”生育政策与80年代的严格一胎的计划生育政策。结果显示,在共有年龄区间[21 to 29]之内,婚配期经历80年代严格一胎计划生育的“50后”样本,其初婚风险较经历“晚、稀、少”政策的“50后”要提高约55% (exp(0.457)-1),初婚年龄有所反弹,大幅提前了。

出生在60年代的“60后”和出生在70年代的“70后”,他们的婚配期主要在1980年之后。1979、1980年是我国人口生育政策由相对宽松的“晚、稀、少”转向严格的“一胎”政策分水岭,而整个80年代就处于一胎政策实施与微调的波动之中,直到90年代初,才形成了稳定的一胎和一胎半的现行生育政策。^{[19][23]}因此,“60后”在其婚配期经历了80年代的严格一胎的计划生育政策与90年代市场起步时期,两个时期虽然均属于严格一胎与一胎半计划生育

政策,但后者处于市场化的起步阶段,计划生育的相关条例制度建设已经完成。具体分析可以看到,相对于经历80年代严格一胎政策的“60后”,经历90年代后市场起步政策期的“60后”样本初婚风险降低了20%左右,初婚年龄被推迟了。“70后”的婚配期基本在90年代之后,他们所经历的生育政策是基本上比较稳定的严格一胎和一胎半,但却经历了中国市场经济从起步到不断发展的社会环境变迁。从结果中可以看出,相对于经历90年代市场起步的“70后”,经历21世纪后市场经济飞速发展的“70后”的初婚风险均有所下降,但幅度变小,下降了不足10%。值得注意的是,这一变化是在生育政策稳定的情景下发生的,因此,可以认为这是来自经济发展的变化。

表5 分队列的生育政策与初婚风险模型(控制变量略去)

	初婚风险模型			
	队列2 “40后”	队列3 “50后”	队列4 “60后”	队列5 “70后”
基本无控制 (1970之前)	/	/		
“晚、稀、少”政策 (1971~1979)	-0.277*** (0.063)	/		
严格一胎 (1980~1991)		0.433*** (0.036)	/	
市场起步 (1992~1999)			-0.167*** (0.046)	/
市场发展 (2000~2010)				-0.113*** (0.037)
N	2 739	5 214	6 609	5 704
chi2	118	561	262	459
Sig	***	***	***	***

注: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01;括号内数值为标准误。

表6 分队列、分性别的生育政策与初婚风险模型(控制变量略去)

	“40后”		“50后”		“60后”		“70后”	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
基本无控制 (1970之前)	/	/	/	/				
“晚、稀、少”政策 (1971~1979)	-0.240*** (0.077)	-0.364*** (0.112)	/	/				
严格一胎 (1980~1991)			0.388*** (0.049)	0.496*** (0.052)	/	/		
市场起步 (1992~1999)					-0.147** (0.059)	-0.189*** (0.071)	/	/
市场发展 (2000~2010)							-0.164*** (0.053)	-0.052 (0.053)
N	1 508	1 231	2 653	2 561	3 176	3 433	2 708	2 996
chi2	46.552	39.758	190.737	243.954	114.565	48.595	133.174	121.000
Sig	***	***	***	***	***	***	***	***

注: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01;括号内数值为标准误。

此外,从表6的分队列、分性别的生育政策与初婚风险模型来看,分别经历20世纪70年代的“晚、稀、少”与80年代的“严格一胎”生育政策的“40后”与“50后”,生育政策对女性初婚风险的影响要高于男性。随着20世纪80年代生育政策转向和趋于稳定,随着市场化的起步,“60后”女性进入劳动市场也使得其初婚风险的降低要高于男性。不过,在市场进一步发展的2000年之后,“70后”男性的初婚风险相对于90年代仍然在降低,但女性却没有显著变化。

五、结论

我们的研究发现,国家权力和政策变化对个体生命历程起着重要作用,而国家政策所引导的社会变迁对个体的初婚行为也产生重大影响。自新中国成立以来,我国生育政策不断调整,最终形成了以严格的独生子女计划生育政策为主的人口生育政策并延续至2015年,而每一时期的生育政策调整对当期人口的婚配历程都产生了重要影响。从总体上看,20世纪70年代“晚、稀、少”政策与80年代“严格一胎与一胎半”政策对个体的初婚风险均产生了重大影响。20世纪90年代以后由于严格一胎与一胎半的政策基本没有变化,因此自90年代后初婚风险的变化可以认为主要是市场化下传统观念的变更与结婚成本的转变所致,但市场化的实际作用比生育政策要小。可以认为,在20世纪90年代之前,中国初婚风险的变化主要源于中国实行的生育政策,而90年代之后在计划生育政策基本保持不变的条件下,初婚风险的变化主要源于市场经济的发展。此外,计划生育政策的变化对女性初婚风险的影响比男性更大。

西方发达国家的人口初婚年龄的升高伴随着整个市场经济发展下女性经济独立性提升与观念变化以及市场的“成本—收益”逻辑对婚配行为所产生的作用。而我国人口初婚行为的转变展现了不同的特征,我国人口初婚年龄并非“直线”变化,不仅受社会经济的影响,也是伴随着计划生育政策的调整而发生波动,国家权力和国家政策的介入深刻地影响了初婚行为。事实上,我国20世纪70年代以后的国家生育政策的确给民众的婚姻生活、生育行为带来了深刻的影响,个体生命历程中的婚育重大事件深受国家政策影响,上述几代群体初婚行为的变化轨迹便有着国家权利介入个体生活留下的历史印记。不过,在当今全球化的大背景下,在我国日益由传统社会转型到现代社会的过程之中,过往的国家生育政策对人们婚育行为的影响日趋式微,事实上2014年单独二孩政策放开后在全国各地遇冷就是一个明证,显然,取而代之的是社会经济发展和新观念的力量。

【参考文献】

- [1] Sweeney M M. Two Decades of Family Changes: The Shifting Economic Foundation of Marriage[J]. American Sociological Review, 2002, 67(1): 132-147.
- [2] Oppenheimer V K. A Theory of Marriage Timing[J]. American Journal of Sociology, 1988, 94(3): 563-591.
- [3] Becker Gary. A Treatise on the Family[J]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1993.
- [4] 郑真真. 外出经历对农村妇女初婚年龄的影响[J]. 中国人口科学, 2002, (2): 61-65.
- [5] 靳小怡, 等. 社会网络与社会融合对农村流动妇女初婚的影响——来自上海浦东的调查发现[J]. 人口与经济, 2005, (5): 53-58.
- [6] 刘利鸽, 靳小怡. 社会网络视角下中国农村成年男性初婚风险的影响因素分析[J]. 人口学刊, 2011, (2): 21-30.
- [7] Blossfeld, H P and J Huinink. Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation[J]. The American Journal of Sociology, 1991, 97(1): 143-168.



- [8] Thornton, Arland, William G and Jay D Teachman. The Influence of School Enrollment and Accumulation Cohabitation and Marriage in Early Adulthood[J]. American Sociological Review, 1995, 60(5):762-774.
- [9] 於嘉, 谢宇. 社会变迁与初婚因素的变化[J]. 社会学研究, 2013, (4):1-25.
- [10] 曾毅. 利用普查数据估算平均初婚年龄与平均初婚初育间隔的方法及其在四普资料分析中的应用[J]. 人口与经济, 1992, (3):3-8.
- [11] 李建新. 生育空间与生育政策挤压[J]. 人口学刊, 1996, (4):36-42.
- [12] 埃尔德. 大萧条的孩子[M]. 南京:译林出版社, 2002.
- [13] 李强, 邓建伟, 晓箬. 社会变迁与个人发展:生命历程研究的范式与方法[J]. 社会学研究, 1999, (6):1-18.
- [14] 顾宝昌. 论生育和生育转变:数量、时间和性别[J]. 人口研究, 1992, (6):1-7.
- [15] 田心源. 早婚复燃隐因窥探[J]. 中国人口科学, 1991, (5):32-38.
- [16] 郭志刚, 邓国胜. 年龄结构波动对婚姻市场的影响[J]. 中国人口科学, 1998, (2):1-8.
- [17] 郭志刚, 邓国胜. 中国婚姻拥挤研究[J]. 市场与人口分析, 2000, (3):1-18.
- [18] 谢宇, 张晓波, 李建新, 等. 中国民生发展报告 2013[M]. 北京:北京大学出版社, 2013.
- [19] 李建新. 七八十年代中国生育政策的演变及其思考[J]. 人口学刊, 1996, (1):47-53.
- [20] 冯立天. 中国人口政策的过去、现在与未来[J]. 人口研究, 2000, (4):23-34.
- [21] 翟振武. 20世纪50年代中国人口政策的回顾与再评价[J]. 中国人口科学, 2000, (1):17-26.
- [22] 汤兆云. 当代中国人口政策研究[M]. 北京:知识产权出版社, 2005:11.
- [23] 梁中堂. 艰难的历程:从“一胎化”到“女儿户”[J]. 开放时代, 2014, (3):11-44.

[责任编辑 王晓璐]

Change of Family Planning Policy and Hazard of First Marriage

—Data from CFPS 2010

LI Jianxin, WANG Xiaolong

(Department of Sociology, Peking University, Beijing, 100871, China)

Abstract: In this article, we analyze the impact of fertility policy change on the pattern of first marriage in Chinese population since 1949 by a Cox proportional hazards model. Using data from China Family Panel Studies (CFPS) 2010, we find that the alterations of fertility policy in 1970s and 1980s have strongly influenced the hazard of first marriage of individuals married in that period, and the impact still exists even after controlling the cohort effect. In China, the age of first marriage is not all the way straight up with time, but fluctuated with the adjustments of fertility policy. The intervention of state authority and national policy has deeply carved into the behavior of first marriage in Chinese population.

Key Words: Life Course, Fertility Policy, Hazard of First Marriage, Event History Analysis