

真的有“七年之痒”吗？

——中国夫妻的离婚模式及其变迁趋势研究

许琪 邱泽奇 李建新

提要:本文运用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010年的初访数据研究中国夫妻的离婚模式及其变迁趋势,发现中国夫妻的离婚模式呈明显的“倒U型”曲线,且曲线峰值出现的时间逐步提前。家庭生命周期理论、自然演化论和总体异质性理论为“倒U型”的离婚模式提出了三种不同的理论解释,前两种理论没有得到数据的支持,总体异质性理论则较好地拟合了观测数据。总体分割模型的分析结果显示,有离婚经历的群体其离婚风险表现为线性递增,而大量不离婚夫妻群体的存在导致总体离婚模式呈先上升后下降的“倒U型”曲线。分期群的比较研究发现,随着时间的推移,夫妻最终会离婚的比例在不断增加,而且离婚者离婚的速率快速增长,婚姻的不稳定性逐步增强。

关键词:离婚模式 总体分割模型 自然演化论 总体异质性 家庭生命周期

一、研究问题

大量的研究表明,工业化、现代化以及由此带来的社会结构、文化观念和法律制度的变化已经对世界各地的家庭结构和功能产生了深远影响(古德,1986),婚姻稳定性的下降和离婚率的上升已成为一个世界范围内的普遍现象(张敏杰,1997)。中国也不例外,自1978年改革开放以来,随着经济的高速增长、生活观念的日益开放和1980年《婚姻法》“无过失离婚”条款的出现,中国的离婚水平也在迅速上升(叶文振、林擎国,1998;张敏杰,1997;曾毅,1995)。如图1所示,1979年中国的离婚对数仅为31.9万对,粗离婚率也仅为0.3‰;到2009年,这两项统计指标分别上升到246.8万对和1.85‰,年平均增长7.1%和6.3%。

逐年上升的离婚率及其相关的诸多社会问题已经引起了学术界的广泛关注(徐安琪、叶文政,2001;徐安琪,2012;陆艺龙,2009;许琪等,2013)。不过,学者们对离婚问题的研究大多聚焦于离婚水平及其影

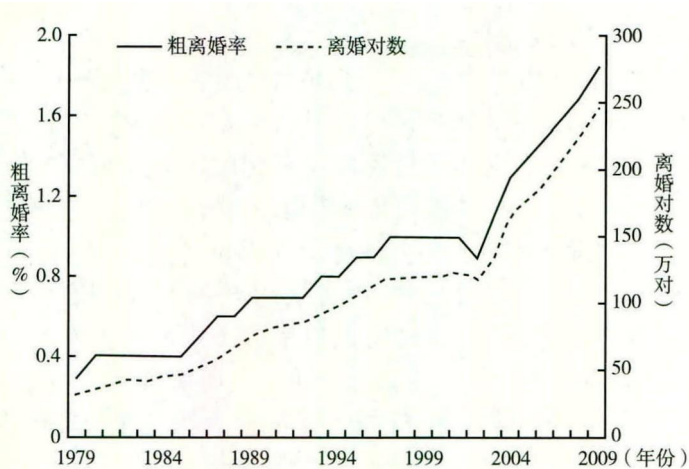


图1 1978年以来历年离婚对数和粗离婚率增长曲线

响因素,很少对中国夫妻的离婚模式,即离婚风险随婚姻持续时间的变动规律进行探讨。从理论上讲,离婚水平和离婚模式是两个截然不同的概念,前者侧重于离婚事件发生概率的大小,后者则侧重于离婚高峰爆发时间的先后。所以,对离婚模式及其变迁趋势进行研究可以为全面了解中国夫妻的婚姻稳定性及其变迁提供一个全新的观察视角。

中国夫妻结婚以后第几年的离婚风险最高?虽然学界对此探究不多,但日常生活中,我们却时常能够听到“七年之痒”的说法。“七年之痒”确实存在吗?中国夫妻的离婚模式在不同时期有变化吗?本文将首先引入离婚模式的三种理论解释,然后结合中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010年的初访数据对这些问题进行探讨。

二、对离婚模式的三种理论解释

离婚模式是对离婚风险随婚姻持续时间而变动的动态描述。对西方社会的研究发现,随着结婚时间的推移,离婚风险呈“倒U型”曲线变化,即离婚风险首先随婚姻持续时间的推移逐渐上升,在到达顶点后持续下降(Schoen, 1975; Andersson, 1997; Lyngstad, 2004)。究竟“倒U型”的顶点是不是7年,原因何在?学术界有三种不同的理论解释。

(一)家庭生命周期的影响

第一种理论认为,“倒U型”的离婚风险函数可能反映了家庭生命周期,特别是子女因素对离婚风险的影响。从结婚到生育第一个子女之前是婚姻的蜜月期,婚姻质量较高,离婚风险较小。但孩子的出生会打破夫妻间的二人世界,夫妻需要做大量的调适以适应新的角色,且子女数量越多,调适的程度和难度也越大(Rollins & Galligan,1978)。孩子出生以后,夫妻要将大量的时间和精力用于照顾小孩,用在相互之间的时间会越来越少,这会导致婚姻质量的下降和离婚风险的上升(Waite & Lillard,1991)。不过,随着子女年龄的增加,子女的独立性会逐渐增强,养育子女所需耗费的时间和精力则逐渐下降(Heaton,1990)。子女成年以后离开父母独立生活,夫妻又可以重回二人世界,婚姻满意度提高,离婚风险则降低(Glenn,1975;Waite & Lillard,1991)。

从家庭生命周期的角度看,子女数量和年龄随婚姻持续时间的动态变化导致了“倒U型”的离婚模式。但是,这样的观点与诸多经验研究结果并不相符。

首先,一些研究发现,生育子女以后,夫妻的离婚风险会显著降低,且子女数量越多离婚的可能性越小(Thornton,1977;Heaton,1990;Waite & Lillard,1991;许琪等,2013)。贝克尔等人(Becker et al.,1977)认为,子女是夫妻对婚姻的一项重要投资,与其他婚姻资本不同,子女天然地为夫妻双方共同所有,故子女越多,夫妻离婚的可能性越小。费孝通(1999)也曾经指出,作为夫妻“生物上的结合和性格上结合的媒介”,孩子的出生为夫妻创造了“一件共同的工作和事业”。在共同抚育孩子的过程中,通过劳动分工,夫妻之间建立起了相互依赖,而这种“有机团结”有利于维持夫妻关系的稳定(Morgan et al.,1988;涂尔干,2000)。不仅如此,在夫妻拥有孩子以后,来自社会规范和文化观念的压力对离婚的阻碍作用会增强,在认同“离婚会对小孩产生不利影响”的前提下,为了孩子的健康成长,一些感情上已经破裂的夫妻可能会选择继续将婚姻维持下去(Thornton,1977)。因而子女不仅不会成为离婚的导火索,反而是婚姻的稳定器。

其次,与家庭生命周期理论的预期恰好相反,一些实证研究发现,年龄较小的子女更有利于婚姻的稳定(Waite & Lillard,1991;Heaton,1990;许琪等,2013)。因为照顾年幼子女需要耗费父母大量的时间和精力,夫妻之间通过分工合作会更有效率。不仅如此,人们更可能相

信,离婚对年幼子女的伤害更大,为了子女的健康成长,夫妻更加不愿在子女年幼时离婚(Waite & Lillard,1991;Heaton,1990)。

由此可以看到,尽管家庭生命周期与“倒U型”离婚模式是吻合的,却与诸多经验研究的结果相悖,因此,从子女因素或家庭生命周期的角度并不能很好地解释离婚风险随婚姻持续而产生的动态变化。为此,我们需要为“倒U型”的离婚模式寻找其他可能的解释途径。

(二)婚姻稳定性的自然演化

与家庭生命周期理论强调子女因素的影响不同,一些学者认为,“倒U型”的离婚模式是婚姻稳定性随时间自然演化的结果。

夫妻结婚以后,蜜月期内的婚姻满意度较高,离婚的风险较小。但随着婚姻持续时间的推移,婚姻满意度和婚姻质量都会逐渐降低(Rusbult et al.,1986)。一方面是因为激情的消退,另一方面是因为矛盾的积累,婚姻的吸引力会逐步下降(Luckey,1966)。根据莱温格提出的替代选择假说,婚姻的吸引力是决定婚姻稳定性的关键因素。当婚姻的吸引力下降,而替代选择出现时,离婚的可能性就会显著增加(Levinger,1976)。

不过,婚姻满意度下降和离婚风险上升的趋势并不会一直持续下去。婚姻持续的时间越长,当事人在婚姻关系上投入的个人资源就越多,因婚姻解体遭受的损失也就越大(徐安琪、叶文政,1998)。在贝克尔等人(Becker et al.,1977)看来,婚姻持续时间是当事人投入的沉没成本(sunk cost),因此,持续越久的婚姻,越不可能以离婚而告终。

简而言之,随着婚姻持续时间的推移,婚姻的吸引力虽然在下降,但离婚的成本也在上升,而“倒U型”离婚模式正是二者共同作用的结果。这一理论得到了一些经验研究的支持。例如,对美国夫妻的描述性研究发现,婚姻满意度和婚姻质量都随结婚时间的推移先下降后上升(Johnson et al.,1986)。

需要注意的是,这些研究刻画的是婚姻满意度和婚姻质量随时间推移所发生的动态变化,没有纳入子女因素进行综合考量。除此之外,也没有考虑本文将要介绍的第三种理论,即总体异质性的影响。

(三)总体异质性

生命周期理论和自然演化理论都有一个默认的假设,即研究总体是高度同质的。但事实上,每对婚姻都是不同的。一方面,每对婚姻的

吸引力以及冲突爆发的强度和频度各不相同;另一方面,每对夫妻对冲突的容忍度以及应对冲突的能力和方式也不相同,这导致在同一时点上每对夫妻的婚姻满意度和离婚风险千差万别。金沃泊和雅辛(Vaupel & Yashin, 1985)从总体的异质性出发,为“倒U型”离婚模式提供了一种全新的解释。

如果承认总体异质性,则每对夫妻的离婚风险都是不同的;且离婚夫妻只占总体中很小的一个部分。金沃泊和雅辛认为,至少存在两个截然不同的子总体:对子总体1,离婚永远不会发生,即 $h_1(t) = 0$;对子总体2,离婚发生的风险率随婚姻持续时间的推移不断上升,可将之表示为时间的线性函数,即 $h_2(t) = b \times t$ 。

随着时间的推移,不稳定的婚姻会陆续解体,稳定的婚姻会持续到最后。如此,随时间的推移,子总体2所占的比例会不断降低,子总体1所占的比例则会不断上升。这样,观察到的总体离婚模式必然是一个“倒U型”的曲线。因此,金沃泊和雅辛认为,根本不存在所谓的“七年之痒”,“倒U型”离婚模式仅是总体异质性的结果。

看起来,金沃泊和雅辛为“倒U型”离婚模式提供了一种极具吸引力的理论解释。不过,其解释是从结果出发的,即从是否离婚的结果上看,存在离婚(离婚风险大于0)和不离婚(离婚风险等于0)两个异质性的子总体。如果以此为依据进行分类或解释,则更像是事后解释。事实上,离婚是一个社会过程,只要婚姻还在延续,离婚风险都大于0。尽管如此,从总体异质性角度对离婚模式的解释依然非常新颖,且可以推知,总体离婚风险函数的形状主要受两个因素影响:一是最终会离婚的夫妻占总体的比例 p ,比例越高,风险函数的位置越高,峰值(“痒”)到来的时间越晚;二是离婚者离婚的速率,速率越大,风险函数的位置越高,峰值(“痒”)到来的时间越早(Vaupel & Yashin, 1985)。

果真如此吗?接下来,本文将用中国的数据对此进行分析和探讨。

三、数据、变量和模型

(一)数据

本文运用中国家庭动态跟踪调查(以下简称CFPS,现已更名为“中国家庭追踪调查”)2010年初访数据进行研究。CFPS是北京大学

中国社会科学调查中心设计并主持的一项大型综合性跟踪社会调查，它采用了内隐分层的、多阶段、概率与规模成比例(PPS)的抽样方法，样本来自除台湾、香港、澳门、新疆、内蒙古、宁夏、青海和海南之外的25个省、市、自治区的人口，覆盖面约占中国大陆总人口的95%。

2010年的初访调查共回收有效家庭成员问卷14960份，家庭问卷14798份，成人问卷33600份，少儿问卷8990份；^①总应答率为81.3%。本文使用的是CFPS数据中的成人样本，根据研究需要，分析时剔除了尚未结婚的样本。此外，本文的分析单位是初婚，如果初婚夫妻双方都回答了成人问卷，在分析时只当作一对夫妻来计算。最后，在剔除不合理值^②并去除缺失值以后，进入分析的初婚夫妻总共有16472对。

CFPS详细询问了受访夫妻的婚姻史，包括初婚的结婚时间、受访者本人的出生日期和初婚配偶的出生日期、初婚是否离婚和离婚的时间、初婚是否丧偶和丧偶的时间。利用这些数据，可以详尽地分析夫妻的离婚风险随婚姻持续时间所发生的变化。

(二) 期群划分

为探讨中国夫妻的离婚模式在不同历史时期的变迁，在分析中，根据夫妻的结婚时间将总体划分为4个结婚期群：1980年以前、1980—1989年、1990—1999年和2000年及以后。如此划分，主要基于中国社会经济结构变动特征的阶段性(邱泽奇、刘世定,2013)。

首先，1980年前后，离婚的社会、经济基础和法律制度发生了重大改变。曾毅(1995)认为，在1980年以前，受到儒家文化传统和“文革”等特殊政治事件的影响，中国的离婚水平很低。但1980年以后，一方面，经济发展与物质生活水平的提高促使人们对夫妻生活的质量提出了更高的要求；另一方面，生活观念的日益开放也促使社会舆论对离婚的评价发生了明显的变化；加上1980年新《婚姻法》“无过失离婚”条款的影响，中国的离婚水平在1980年以后迅速提高。因此，本文首先以1980年为界，将夫妻划分为两个期群。但考虑到1980年以后中国社会日新月异的变化，本文又将1980年以后结婚的夫妻进一步细分为

① 按照设计，每户受访家庭都应完成一份家庭问卷和一份家庭成员问卷，但由于拒访等其他原因，实际完成的家庭问卷数略少于家庭成员问卷。

② 不合理的值包括：初婚离婚时间早于初婚时间以及初婚丧偶时间早于初婚时间。数据中这两种个案总数分别为6个和3个，所以删除它们对整个样本的影响不大。

3个期群,即1980-1989年、1990-1999年和2000年及以后。

其次,20世纪80年代,中国社会和经济生活经历了重大变化。20世纪80年代是改革开放的探索和起步阶段,这一阶段中国最大的变化出现在农村,例如农村取消了人民公社,实行了家庭联产承包责任制,乡镇企业也得到了迅猛发展(Davis & Harrell,1993)。然而在城市,改革虽然带来了一些新变化,如物质生活的丰富和消费主义文化的兴起,但旧的计划经济体制依然在延续(Whyte & Parish,1984),而且城乡之间人口迁移流动的规模也很小(段成荣等,2008)。在这一时期,中国在婚姻家庭领域确实发生了一些变化,例如家庭规模的缩小和离婚率的上升,但总体来看,中国传统的婚姻家庭制度并未发生根本的改变(Davis & Harrell,1993)。

接下来,20世纪90年代的中国经历了市场化的巨变。进入90年代以后,特别是1992年邓小平“南巡讲话”之后,中国进入了深化改革的新阶段。为了让市场在资源配置中发挥更加突出的作用,国家逐步放松了对经济的计划和干预(Zhang,2004),例如对国有企业进行大刀阔斧的改革,允许私营、合资、股份制等多种所有制经济的发展,放松对人口流动的限制等(Whyte,2005)。这些改革措施不仅刺激了经济的高速增长,而且对中国人的婚姻、家庭等私人领域也产生了非常强烈的冲击(阎云翔,2006)。家庭规模不断缩小、家庭核心化的趋势日益明显(曾毅、王正联,2004;王跃生,2006),与此同时,婚姻稳定性不断下降,离婚水平进一步提高(叶文振、林擎国,1998;张敏杰,1997)。

最后是中国加入全球化的进程。2000年以后,中国改革开放的步伐仍在继续。2003年加入世界贸易组织之后,中国在经济、文化等方面与世界的交流合作逐渐增多,以追求个体幸福为目标的西方婚姻观念对中国人的影响力越来越大,而这种婚姻观念的变化不利于婚姻的稳定(李建新,2009;叶文振、林擎国,1998)。随着人口流动的增加,熟人的生活环境被打破,传统观念对人们行为的约束也失去了发挥作用的土壤。在这些因素的共同作用下,2000年后中国的离婚水平迅速上升。如图1所示,与2000年前的平缓上升相比,在2000年后,无论是离婚对数还是粗离婚率都加快了上升的步伐。

(三)子女因素的测量

从家庭生命周期角度看,子女因素会影响夫妻的离婚模式。为了

进行检验,我们从数量、年龄和性别三个维度对子女因素进行测量。需要注意的是,子女数量、年龄和性别结构都是时变变量(time-varying variable),即在夫妻结婚以后都会随婚姻持续时间的变化而变化。

子女数量是夫妻在特定时点上生育子女的总数量。为了反映不同年龄的子女对婚姻稳定性的不同影响,分析中按年龄大小将子女数量细分为4类,4个年龄段子女数量之和等于夫妻在特定时点上生育子女的总数量。

对子女年龄的划分参照了维特和利拉德(Waite & Lillard,1991)的研究。他们发现,学龄前儿童(6岁以下)对父母的依赖性较强,夫妻的离婚风险较低;新生儿诞生以后夫妻会经历一段“蜜月期”,婚姻最稳定;相比之下,年龄超过13岁的子女对婚姻稳定性有不利影响。为了检验这些结论在中国社会的适用性,本文分析中也将子女年龄划分为4段,即0岁、1-5岁、6-12岁和13岁及以上。

家庭生命周期理论讨论了子女的数量和年龄对离婚风险的影响,却没有涉及性别。不过考虑到子女的性别结构也会随婚姻持续时间发生变化,故有必要在子女的数量和年龄之外考虑子女性别的影响。摩根等人(Morgan et al.,1988)的研究发现,男孩更有利于婚姻的稳定,父亲在抚育儿子时会扮演更加重要的家庭角色,也更多地参与家庭事务,因此妻子会对婚姻关系感到更加满意,由此也会带来婚姻稳定性上升。在中国,出于生活观念(如传宗接代、多子多福)和实用(如养儿防老)的考虑,夫妻更倾向于生男孩,对男孩的偏好也会导致子女性别结构成为影响婚姻稳定性的重要因素。在操作化时,反映子女性别的是一个二分变量,如果夫妻在特定时点之前生育过男孩,该变量取值为1,否则为0。

(四)控制变量

除了结婚期群和三个子女特征,本研究在分析时还控制了城乡、妻子的初婚年龄和教育程度。根据已有的研究,这些变量都与子女因素相关,也对离婚风险具有显著影响。

首先,已有的研究发现,中国的离婚水平在城乡之间存在较大差异(曾毅,1995;吴德清,1999)。而且由于城乡之间在经济生活、生活观念和生育政策上的不同,生育水平也存在明显不同(郭志刚,2004)。为排除城乡因素的干扰,本文对城乡进行了统计控制。在分析时,根据

受访者当前的居住地划分城乡。考虑到人口的迁移和流动会使得居住地随时间发生变化,所以严格来说,城乡也是时变变量。但由于缺乏受访者的迁移史数据,只能对受访者当前的居住地进行控制。^①

其次,已有的研究还发现,夫妻的教育水平和初婚年龄对离婚风险具有显著影响。就教育来看,教育程度越高,婚姻观念越开放,离婚的风险越高;就初婚年龄来看,结婚过早不利于婚姻的稳定(Waite & Lillard, 1991; Heaton, 1990)。丈夫的初婚年龄和教育程度与妻子有很强的相关性,而妻子的教育程度和初婚年龄对生育的影响更直接。因此,在分析时控制的是妻子的初婚年龄和教育程度。

需要说明的是,CFPS在2010年并未询问初婚配偶的教育程度,所以对于离婚、丧偶以及妻子没有回答个人问卷的夫妻,妻子的教育程度是未知的。不过CFPS在2012年的追访中增加了这道问题,因此我们从2012年的数据中进行了提取。即便如此,诸多因素的影响使得妻子的教育程度仍然存在一定程度的缺失,且离婚者的缺失比例相对较高。为了不致因此损失太多个案,我们在对妻子的教育程度进行操作化时增加了“缺失值”类别。

(五)总体分割模型

金沃泊和雅辛在提出总体异质性概念的同时,也指出了传统生存分析(survival analysis)的一个固有缺陷,即生存分析假定,只要观测时间 t 足够长,事件发生的概率将接近于1(杜本峰,2008)。这个假定在研究某些问题(如死亡问题)时是合理的,人固有一死,可在研究离婚问题时,这个假定就会产生问题,因为并非所有夫妻都会离婚。如果假定调查时没有离婚的夫妻将来都会离婚,估计的离婚风险函数将会严重脱离实际。

为了克服这一缺陷,施密特和维特(Schmidt & Witte, 1989)提出了

① 除了居住地,也可以根据受访者当前的户口性质来区分城乡,但我们最终选用居住地,这主要有两个原因。首先,从农村流动到城市的流动人口本身具有一定的特殊性,而且由于有了城市的生活经历,他们的婚育观念可能已经发生了变化,将他们与那些留守在农村的农民合在一起可能并不合适。其次,根据户籍来定义城乡在操作化上存在含混之处,因为夫妻双方的户口性质可能不同,而且对于分居两地,尤其是已经离婚或丧偶的人来说,我们仅知道问卷回答人的户口性质,这给变量的操作化带来了困难。在分析时,我们也尝试使用问卷回答人的户口性质对所得结果进行检验,发现二者的结论是完全一致的。受篇幅所限,下文没有报告这些结果。

总体分割模型(split-population model)。顾名思义,总体分割模型假定总体在本质上是可以分割的,在估计时将总体分为两个组,其中第一组有发生某事件的风险,第二组没有这样的风险。模型能够估计第二组人在总体中所占的比例 p ,如果该比例显著大于 0,说明使用总体分割模型更加合适;如果与 0 无显著差异,则可以使用常规的生存分析法进行研究。除了对 p 的大小进行估计之外,模型也可以像常规生存分析一样,研究各自变量对事件发生概率和时机的影响。

总体分割模型在流行病学和生物统计学中已经得到了非常广泛的应用。在这些领域中它常被称作治疗模型(cure model),用于研究患有某种疾病的患者在使用药物以后是否以及何时出现疗效的问题(Lambert,2007)。与离婚问题类似,由于不是所有患者在服药以后都会出现疗效,经典生存分析方法并不合适,而总体分割模型却能很好地解决这些问题。

在社会学领域,总体分割模型也得到了一些应用。例如,施密特和维特面对的是刑满释放人员再入狱的问题(Schmidt & Witte,1989)。因为不是所有犯人在出狱以后都会再入狱,他们放弃了传统的生存分析,提出了总体分割模型。不过,总体分割模型至今尚未引起国内社会科学研究者的广泛注意。本文将首次尝试运用这一模型来研究中国夫妻的离婚模式及其变迁趋势。

四、分析结果

(一) 样本描述

表 1 分期群描述了夫妻在 2010 年调查截止时的婚姻状态。从表 1 可知,86.9% 的夫妻依然在婚,3.6% 的夫妻已离婚,9.5% 的夫妻已丧偶。分期群来看,丧偶的比例随时间的推移在不断下降,离婚的比例随时间而上升。在 2000 - 2010 年结婚的夫妻中,离婚的比例只有 3.0%,低于 1980 - 1989 年和 1990 - 1999 年两个期群,这可能是因为他们结婚的时间较短,他们当中的很多人现在虽没有离婚,但不代表未来不会离婚。但如果我们假定所有夫妇在未来都会离婚也不符合实际。以 1980 年以前结婚的夫妻为例,到 2010 年调查截止时,他们至少已经结婚 30 年,在婚的比例依然高达 75.4%,且 22.7% 的夫妻已经丧

偶。这说明在中国,稳定的婚姻依然是常态,以离婚而告终的婚姻依然是少数。

表 1 2010 年截止时的婚姻状态分布 (%)

	1980 年以前	1980 - 1989 年	1990 - 1999 年	2000 - 2010 年	全部样本
在婚	75.4	89.7	92.9	96.7	86.9
离婚	1.9	4.7	5.2	3.0	3.6
丧偶	22.7	5.5	1.9	.3	9.5
样本量	5447	4519	3532	2974	16472

表 2 分期群描述了夫妻的基本特征。从表 2 可知,33% 的夫妻住在城镇,67% 的夫妻住在农村;妻子教育程度为小学及以下的比例为 60.3%,初中的比例为 21.2%,高中的比例为 10.5%,大专及以上学历的比例为 4.1%,另外还有 3.9% 的缺失值;妻子的平均初婚年龄为 22 岁。随着时间的推移,夫妻当前住在城市的比例在逐渐上升,妻子的教育程度和初婚年龄也都在逐渐提高。

表 2 分期群对夫妻基本特征的统计描述

变量	1980 年以前	1980 - 1989 年	1990 - 1999 年	2000 - 2010 年	全部样本
城乡					
农村	68.7	67.8	65.4	64.7	67.0
城市	31.3	32.2	34.6	35.3	33.0
妻子教育程度					
小学及以下	79.0	57.1	55.1	37.0	60.3
初中	9.1	24.1	25.3	33.9	21.2
高中	3.9	13.5	11.5	17.0	10.5
大专及以上	1.3	2.2	5.4	10.5	4.1
缺失值	6.7	3.1	2.8	1.6	3.9
妻子初婚年龄 (单位:岁)	20.7 (3.5)	22.2 (3.3)	22.7 (3.5)	23.3 (4.1)	22.0 (3.7)
样本量 (单位:对)	5447	4519	3532	2974	16472

注:(1)妻子初婚年龄单元格内上一行为均值,括号内为标准差。(2)除标注单位的变量外,其余报告的值均为百分比。

表3描述了夫妻的子女特征随婚姻持续时间的变化。可以看出，随着婚姻持续时间的推移，子女的数量在增加；年长子女的数量在增加，年幼子女的数量在减少；随着子女数量的增加，育有男孩的夫妻比例也在上升。需要注意的是，表3中的样本量随婚姻持续时间的推移在不断减少。一个原因是一些夫妻离婚或丧偶退出了初婚，这些夫妻不会出现在后续的计算中。而且，一些夫妻从结婚到调查截止时的时间距离较短，比如2006年结婚的夫妻在2010年调查截止时不可能出现在婚后10年和婚后20年的样本中。

表3 夫妻子女特征随婚姻持续时间的变化

变量	婚后2年	婚后5年	婚后10年	婚后20年
子女数	.8	1.3	1.9	2.4
0岁子女数	.2	.1	.1	.0
1-5岁子女数	.6	1.2	.6	.1
6-12岁子女数	.0	.0	1.2	.5
13岁以上子女数	.0	.0	.0	1.8
是否有男孩	.4	.6	.7	.8
样本量	15880	14880	13422	9820

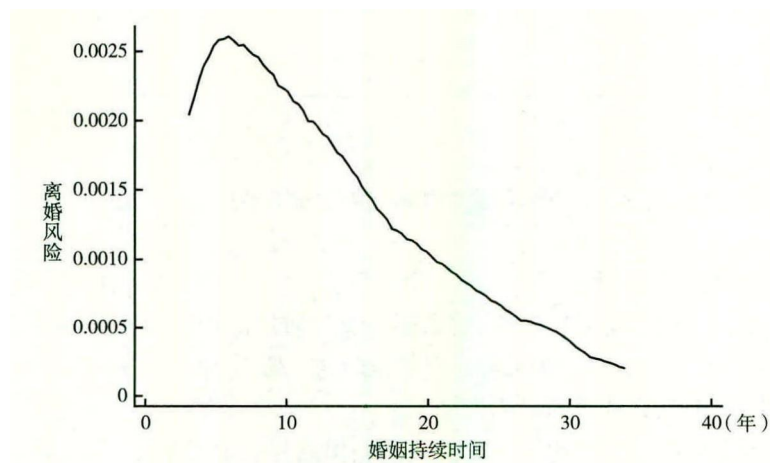


图2描述了样本夫妻的离婚风险随婚姻持续时间的变化。可以看出，与其他国家的研究结论相同，中国夫妻的离婚风险也呈明显的“倒

U型”模式,且曲线大约在婚后第7年达到顶点,这与人们通常所说的“七年之痒”完全吻合。

不过,从初婚期群来看,不同期群的离婚风险函数存在显著差异。如图3所示,4条曲线的高低位置严格按照初婚期群的时间顺序排列,反映出不同期群在离婚水平上的差异。此外,4条曲线在形状上也存在明显的差异。1980年以前期群的离婚风险函数几乎是一条水平线,其余3个期群的离婚风险函数都呈现出明显的“倒U型”。从曲线到达顶点的时间看,1980-1989年期群大概在婚后11年,1990-1999年期群大概在婚后8年,2000-2010年期群则是在婚后5-6年。总而言之,离婚风险函数到达峰值的时间在逐渐提前。

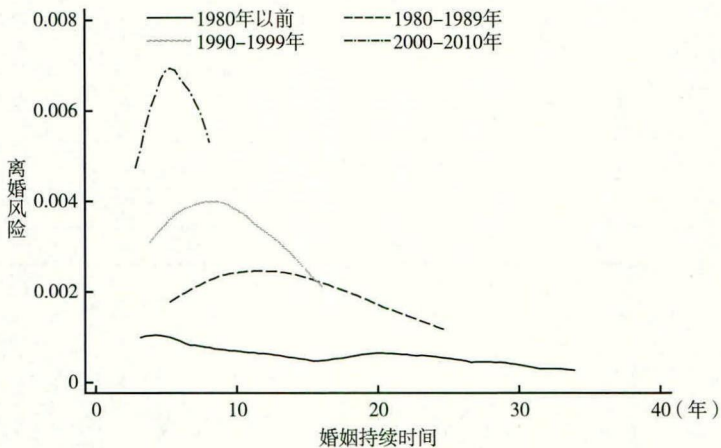


图3 离婚风险随着时间的变化(分初婚期群)

(二)常规生存分析

根据家庭生命周期理论,随婚姻持续时间的推移,子女是导致离婚风险呈“倒U型”的主要因素。为了检验这一假设,我们采用了Cox比例风险模型和离散时间风险模型。

表4列出了Cox比例风险模型的输出结果。分析运用了两种Cox模型。第一种是经典的Cox模型。在该模型中,初婚期群作为常规的协变量进入模型,即假定离婚风险函数的形状在不同期群之间完全相同,离婚风险的大小可以有所不同。第二种是分层Cox模型。在该模型中,初婚期群作为层变量纳入模型,即假定离婚风险函数的形状和大

小在不同期群都不同。不过分层 Cox 模型不能输出层变量,即初婚期群的回归系数。从图 3 来看,分层 Cox 模型的假定条件更加符合实际。不过,从输出结果看,两种模型对回归系数的估计值和统计检验结果基本一致。

分析结果显示,1980 年以前结婚的夫妻离婚风险最低,随着时间的推移,离婚风险显著增加。城市夫妻的离婚风险显著高于农村夫妻,妻子的初婚年龄越小、教育程度越高,离婚风险也越高。这与已有的研究结论完全相同 (Waite & Lillard, 1991; Heaton, 1990)。需要说明的是,妻子教育程度为缺失值的时候,离婚风险非常高(不少离婚的丈夫没有回答前任妻子的教育程度)。

表 4 Cox 比例风险模型

	经典 Cox		分层 Cox	
	系数	标准误	系数	标准误
初婚期群(1980 年以前 = 0)				
1980 - 1989 年	1.253 ***	.129		
1990 - 1999 年	1.768 ***	.138		
2000 - 2010 年	2.318 ***	.168		
城市(农村 = 0)	.569 ***	.092	.556 ***	.092
妻子结婚年龄	-.026 *	.011	-.027 *	.011
妻子教育程度(小学及以下 = 0)				
初中	.313 *	.129	.313 *	.129
高中	.348 *	.152	.350 *	.152
大专及以上	.368 †	.210	.375 †	.210
缺失值	3.309 ***	.113	3.292 ***	.113
子女数				
0 岁子女数	-1.874 ***	.311	-1.820 ***	.312
1 - 5 岁子女数	-.830 ***	.102	-.816 ***	.104
6 - 12 岁子女数	-.700 ***	.102	-.725 ***	.105
13 岁及以上子女数	-.472 ***	.110	-.494 ***	.109
有男孩(无 = 0)	-.209 *	.098	-.212 *	.098
似然比卡方	1471.02 ***		1249.40 ***	
自由度	14		11	
样本量	16472		16472	
人年数	408487		408487	

注: † p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

分析结果还显示,在控制其他变量以后,子女数量的增加能够显著降低离婚的风险。相比而言,0岁子女对婚姻的保护作用最大,1-5岁其次,6-12岁再次,13岁以上的影响最小。这与西方国家的研究结论相同,却与家庭生命周期理论产生了矛盾。在中国,子女(特别是年幼子女)对维持婚姻稳定也具有显著的积极作用(Waite & Lillard, 1991; Heaton, 1990)。

最后来看性别结构的影响。有男孩以后,夫妻的离婚风险会显著降低。一方面可能如摩根等人(Morgan et al., 1988)所言,在生育男孩以后丈夫会承担更多照顾子女的家庭责任;另一方面,在中国,子女性别对离婚风险的影响也可能来自于人们对男孩的特别偏好。

除了使用Cox比例风险模型,分析中还使用离散时间风险模型对上述结论的稳健性进行了检验,结果如表5所示。

表5 离散时间Logit模型

	无交互项		有交互项	
	系数	标准误	系数	标准误
婚姻持续时间	.179 ***	.023	.118 ***	.035
婚姻持续时间平方	-.006 ***	.001	-.004 ***	.001
初婚期群(1980年以前=0)				
1980-1989年	1.233 ***	.129	.710 *	.340
1990-1999年	1.814 ***	.138	.987 **	.363
2000-2010年	2.396 ***	.171	.246	.543
城市(农村=0)	.601 ***	.093	.586 ***	.093
妻子结婚年龄	-.023 *	.011	-.026 *	.011
妻子教育程度(小学及以下=0)				
初中	.295 *	.129	.293 *	.129
高中	.328 *	.153	.327 *	.153
大专及以上	.343	.210	.347 +	.210
缺失值	3.411 ***	.114	3.371 ***	.114
子女数				
0岁子女数	-1.800 ***	.310	-1.754 ***	.310
1-5岁子女数	-.624 ***	.092	-.767 ***	.098
6-12岁子女数	-.695 ***	.093	-.736 ***	.097
13岁及以上子女数	-.623 ***	.107	-.545 ***	.105
有男孩(无=0)	-.203 *	.100	-.218 *	.099

续表 5

	无交互项		有交互项	
	系数	标准误	系数	标准误
婚姻持续时间(1980 - 1989 年)			.123 *	.052
婚姻持续时间(1990 - 1999 年)			.279 ***	.074
婚姻持续时间(2000 - 2010 年)			.945 ***	.208
婚姻持续时间平方(1980 - 1989 年)			-.005 **	.002
婚姻持续时间平方(1990 - 1999 年)			-.016 ***	.004
婚姻持续时间平方(2000 - 2010 年)			-.082 ***	.020
截距	-7.890 ***	.285	-7.460 ***	.333
似然比卡方	1720.20 ***		1769.70 ***	
自由度	16		22	
样本量	16472		16472	
人年数	408487		408487	

注：* p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

Cox 比例风险模型的一个好处是无需对风险函数的形状进行设定,可如果运用离散时间风险模型,就必须设定风险函数的形状。从描述性统计分析可知,总体离婚风险函数呈“倒 U 型”曲线,因此这里选用二次曲线对离婚风险函数进行拟合。

与 Cox 模型相对应,在表 5 中也使用了两种模型设定,第一种模型(无交互项)假定离婚风险函数的形状在不同期群之间完全相同;第二种模型(有交互项)假定离婚风险函数的形状在不同期群之间可以有所不同。

分析结果再次验证了 Cox 模型的所有结论。首先,离婚风险随初婚期群的推移逐渐上升。其次,城市夫妻的离婚风险显著高于农村夫妻;妻子的初婚年龄越小、教育程度越高,离婚风险也越高。最后,子女数量越多,离婚风险越小;年龄较小的子女对婚姻的保护作用较大,且有男孩的夫妻离婚的可能性显著低于未育有男孩的夫妻。

除此之外,运用离散时间风险模型还可以对离婚风险函数的形状在不同期群之间的差异性进行显著性检验。从婚姻持续时间及其平方项与初婚期群的交互项可以发现,它们的统计检验结果都很显著,这说明随着时间的推移,离婚风险函数的形状确实发生了明显变化。

图 4 是根据离散时间风险模型(有交互项)在加入控制变量(包括

子女因素)以后输出的结果,即随着婚姻的持续,不同结婚期群离婚风险的变化。作为对照,也列出了相应的分层 Cox 模型的输出结果,如图 5 所示。

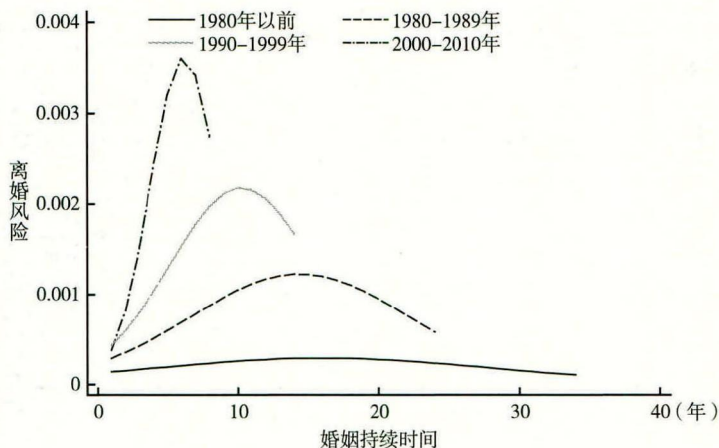


图 4 离婚风险随着时间的变化(离散时间 Logit 模型)

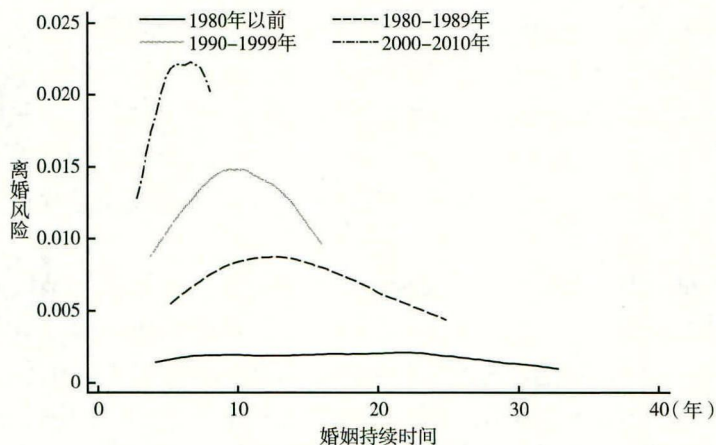


图 5 离婚风险随着时间的变化(分层 Cox 模型)

从比较中可以发现,这两幅图的形状没有明显差异,说明使用二次曲线对总体离婚风险的拟合是成功的。与不加入控制变量的图 4 相比,也不存在特别明显的差异。这就再次说明,家庭生命周期理论是可

质疑的。根据家庭生命周期理论,子女的情况随婚姻持续时间的变化是导致离婚风险函数呈“倒U型”的主要因素,当把子女因素控制住以后,离婚风险函数的形状理应发生变化,而“不变化”则说明“倒U型”离婚模式可能受到其他因素的影响。

(三)总体分割分析

生存分析表明,子女的数量、年龄和性别结构随婚姻持续时间的变化并非是影响夫妻离婚模式的主要因素。依然需要检验的是,“倒U型”的离婚模式是源于婚姻稳定性随时间的自然演化,还是总体异质性的结果。

自然演化理论与总体异质性理论的最大区别在于对后期离婚风险随时间不断下降的解释。自然演化论认为,离婚风险随时间而下降源于时间所代表的沉没成本的增加,下降反映了婚姻稳定性随时间推移所发生的真实变化。总体异质性理论则认为,离婚风险随时间下降是由于在总体中存在不会离婚的夫妻,且随时间的推移,不会离婚的夫妻所占的比例不断增加。

为了检验这两个理论,可以将尚未离婚的样本剔除,只研究离婚夫妻的离婚风险随婚姻持续时间的变化。^① 根据总体异质性理论,不离婚者的存在会对总体离婚模式的估计产生严重干扰,将他们排除以后得到的离婚者的离婚模式应与总体离婚模式存在本质差别。自然演化论则认为,离婚者的离婚模式与总体离婚模式的差别不大,也应呈现“倒U型”特征。

从图6和图7看,总体异质性理论似乎更加符合中国的情况,图形显示离婚夫妻的离婚风险随时间推移呈现出非常明显的单调递增趋势,它与“倒U型”的总体离婚模式有本质差异。从分期群的结果看,离婚风险函数的斜率在逐渐增大,说明随着时间的推移,离婚夫妻离婚的速率有明显提高。

① 只研究有离婚事实的子总体而不管在婚人口中未来有可能离婚的部分,看起来会带来选择性偏差。不过,本研究中选择性偏差的影响不大。在本研究针对的人群中,如果样本的结婚年数超过20年,则可以认为在婚人群将来离婚的可能性很小。文中“1980年前”和“1980-1989年”两个结婚期群在调查截止时的婚姻持续时间都已超过20年,分析发现,他们中离婚人群的离婚风险函数随时间线性递增。特别重要的是,此处的目的仅仅在于检验既有的研究结论。本文的分析运用了“总体分割模型”,采用潜类别的方法识别两类人群,进而避免了仅仅根据是否已离婚的事实而产生的选择性偏差问题。

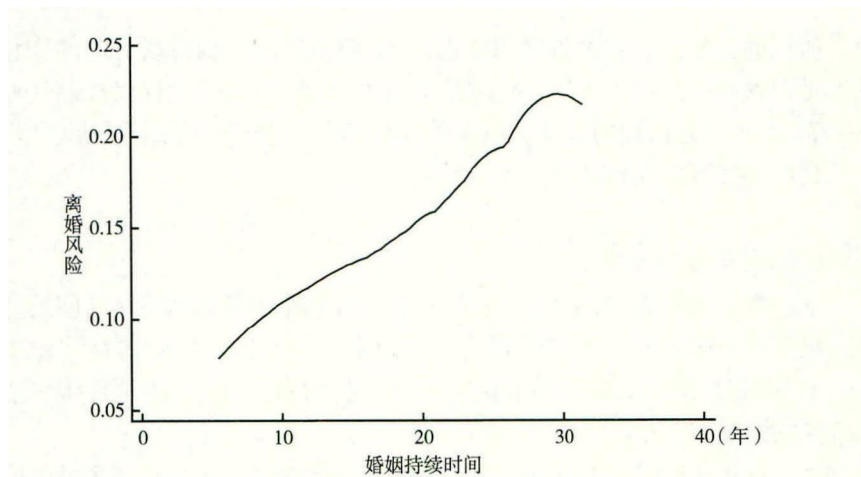
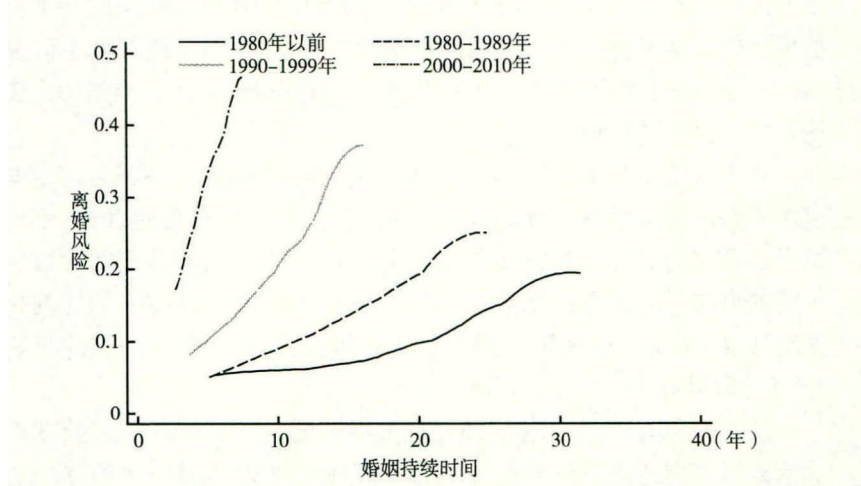


图6 离婚风险随时间的变化(离婚样本)



最后,我们还运用总体分割模型对上述研究结论进行了检验。鉴于图6和图7为单调递增的离婚风险函数,选用威布尔分布(Weibull distribution)作为离婚夫妻离婚风险分布的拟合形式。另外,考虑到不离婚者的比例必须介于0和1之间,选用Logit作为连接函数(link function)。

表6列出了总体分割模型的输出结果,共有两部分,第一部分是对不离婚的夫妻占总体比例的估计,第二部分是对离婚夫妻离婚风险函数的形状参数和位置参数的估计。

表 6 总体分割模型

	模型 1		模型 2	
	系数	标准误	系数	标准误
不离婚者占总体的比例(p)				
初婚期群(1980 年以前 =0)				
1980 - 1989 年	-1.020 ***	.137	-1.231 ***	.188
1990 - 1999 年	-1.151 ***	.144	-1.271 ***	.210
2000 - 2010 年	-1.101 ***	.173	-1.119 ***	.265
城市(农村 =0)			-.656 ***	.110
妻子结婚年龄			.021	.014
妻子教育程度(小学及以下 =0)				
初中			-.224 +	.135
高中			-.214	.162
大专及以上			-.238	.223
缺失值			-3.856 ***	.147
子女数				
0 岁子女数			1.903 ***	.336
1 - 5 岁子女数			1.027 ***	.112
6 - 12 岁子女数			.957 ***	.108
13 岁及以上子女数			.803 ***	.120
有男孩(无 =0)			.335 * *	.109
截距	3.861 ***	.104	2.914 ***	.360
位置参数(ln_lambda)				
初婚期群(1980 年以前 =0)				
1980 - 1989 年	-1.387 **	.476	-.479	.476
1990 - 1999 年	-.759 +	.461	-.021	.478
2000 - 2010 年	-1.244 *	.541	-.150	.557
截距	-3.593 ***	.347	-5.392 ***	.385
形状参数(ln_gamma)				
初婚期群(1980 年以前 =0)				
1980 - 1989 年	.326 **	.125	.163	.104
1990 - 1999 年	.344 **	.129	.231 *	.104
2000 - 2010 年	.697 ***	.138	.490 ***	.119
截距	.232 *	.099	.538 ***	.084
Wald 卡方	81.88 ***		959.39 ***	
自由度	3		14	
样本量	16472		16472	
人年数	408487		408487	

注：+ p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

先看输出结果的第一部分。需要说明的是,因为因变量是不离婚者的所占比例,所以回归系数为正,表示离婚的可能性小,回归系数为负,表示离婚的可能性大,这与生存分析恰好相反。

模型1仅纳入了初婚期群变量。可以发现,与1980年以前结婚的夫妻相比,后3个期群不离婚的比例显著降低。由于模型使用了Logit变换,截距和回归系数都不是对比例的直接估计。通过求逆变换可以计算出,在1980年以前结婚的夫妻中,97.9%的夫妻不会离婚;对1980-1989年、1990-1999年和2000年以后结婚的夫妻而言,这一比例分别下降为94.5%、93.8%和94.0%。由于2000年以后结婚的夫妻在2010年调查截止时的结婚时间较短,模型对该期群不离婚者比例的估计很有可能偏高。如果考虑到这一点,可以认为中国夫妻最终离婚的比例随时间的推移在逐渐上升。但即便如此,中国夫妻的婚姻总体而言仍然非常稳定,只有很少一部分婚姻会以离婚而结束。

模型2在模型1的基础上增加了3个子女因素和其他控制变量。结果显示,除了初婚期群之外,城乡因素也对夫妻最终是否离婚具有显著影响,居住在城镇的夫妻最终离婚的可能性显著高于农村的夫妻。除此之外,子女数量越多,夫妻最终离婚的可能性越小,而且与前文的分析结果相同,年龄越小的子女越有利于婚姻的稳定,且男孩更有利于婚姻的稳定。虽然一些未观测到的因素(如夫妻感情)可能同时影响子女和婚姻稳定性,总体上,在中国,子女依然是保证婚姻稳定的积极因素,而家庭生命周期理论没有得到数据的支持。

不仅如此,从模型2对位置参数和形状参数的估计结果看,期群之间在位置参数上的差异不大,即刚结婚时各期群的离婚风险非常接近。但从形状参数看,期群之间存在显著差异,随着时间的推移,形状参数的值越来越大,说明各期群离婚者的离婚风险函数的斜率随着时间的推移在逐渐增加。

图8是基于模型2得到的离婚夫妻的离婚风险函数,它与图7的描述性统计结果非常相似。对离婚夫妻而言,离婚风险随婚姻持续时间不断递增,且在不同的期群当中,离婚风险递增的速率在逐渐增加。

作为对照,我们还基于模型2绘制了不同期群的总体离婚风险函数(见图9)。它与前文运用Cox比例风险模型和离散时间风险模型得到的结果非常接近,却与图8中离婚夫妻的离婚风险函数有显著的不同。由此可以充分说明,大量不离婚者的存在是导致总体离婚风险函

数呈“倒 U 型”曲线的基本影响因素，“倒 U 型”的总体离婚风险函数没有如实反映离婚夫妻的离婚风险随时间推移发生的变化，也歪曲了整个总体离婚的动态趋势。

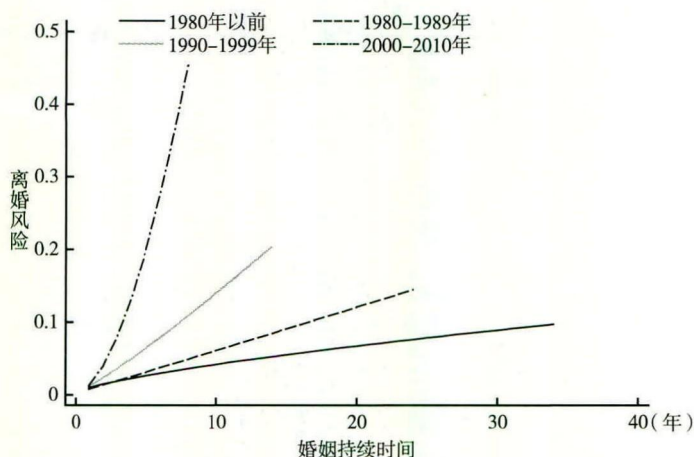


图 8 离婚风险随时间的变化(离婚子总体)

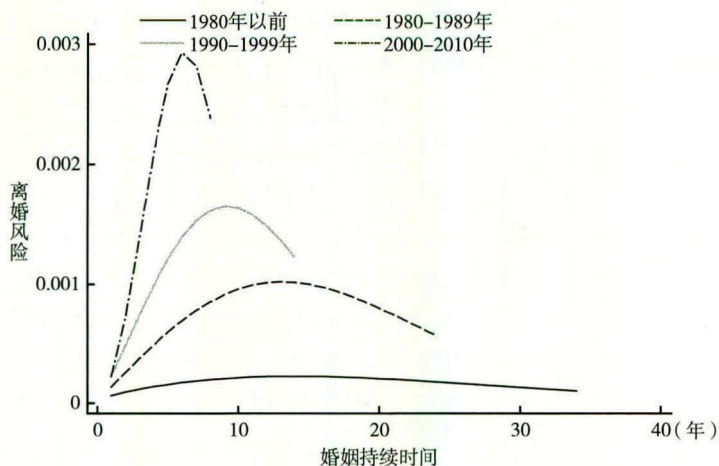


图 9 离婚风险随时间的变化(整个总体)

结合图 8, 我们还能很好地解释为什么图 9 中总体离婚风险函数到达峰值(“痒”)的时间在不断提前。从总体分割的角度看, 离婚者所

占的比例越低,离婚夫妻离婚风险函数的斜率越陡,总体风险函数的峰值(“痒”)出现的时间就越早。虽然随时间的推移离婚者所占的比例有所上升,但从分析结果看,这一比例上升的幅度比较有限;相比之下,从图8可以发现,离婚夫妻离婚风险函数的斜率增大却非常明显,因此,斜率的迅速增大是导致总体离婚风险函数到达峰值的时间不断提前的主要影响因素。

五、结论与讨论

本文使用中国动态跟踪调查2010年初访调查数据探讨了中国夫妻的离婚模式,且分4个结婚期群比较了离婚模式随时间的变化。

研究发现,总体上,与西方国家相同,中国夫妻的离婚模式也呈明显的“倒U型”曲线,且曲线约在婚后第7年达到顶点,这与“七年之痒”的说法相吻合。分期群的分析结果表明,不同期群的离婚模式随时间的推移发生了明显的变化,不仅离婚风险函数的位置在不断提高,离婚风险到达峰值的时间也在不断提前。

对这样的“倒U型”的离婚风险函数,家庭生命周期理论、自然演化论和总体异质性理论给出了三种不同的理论解释。家庭生命周期理论用子女数量和年龄的动态变化作为解释变量,认为子女的出现会对婚姻稳定性产生不利影响。但从分析结果看,中国的数据并不支持这一理论。运用常规生存分析和总体分割模型都一致地发现,子女数量越多,离婚风险越低,年龄越小的子女对婚姻的保护作用越强。

自然演化论认为,婚姻的吸引力和离婚成本之间的张力随时间的推移发生变化,影响了婚姻的稳定性的,并导致了“倒U型”的离婚风险函数。然而,对离婚夫妻离婚模式的描述性分析和总体分割分析的分析结果都显示,离婚夫妻的离婚模式并不具有“倒U型”特征,中国的数据没有支持这一理论。

总体异质性理论则能较好地解释离婚风险随婚姻持续时间所发生的变化。正如金沃泊和雅辛所言,离婚现象的特殊之处在于并非所有夫妻都会离婚,大量不离婚者的存在会对总体离婚风险函数的形状产生严重影响。总体分割模型的分析结果显示,离婚夫妻的离婚风险函数随婚姻持续线性递增,这与“倒U型”的总体离婚风险函数存在本质

的差别。“倒U型”的总体离婚风险函数既不能如实反映离婚夫妻的离婚模式,也没有真实地反映最终没有离婚的夫妻的离婚风险。因此,“七年之痒”是一个混合的结果,只是总体异质性的结果,在某种意义上,是“水墨效应”的一种呈现,在只有极少数初婚夫妻离婚的情况下,离婚群体的离婚模式扭曲了总体的婚姻稳定性。

由总体分割分析还发现,随着时间的推移,中国夫妻最终会离婚的比例在不断增加,只是增加的幅度不大。这样,从总体上看,中国人的婚姻仍是很稳定的。但是,离婚夫妻离婚风险函数的斜率随着时间的推移出现了非常快速的生长,离婚发生的时间正变得越来越早,“闪离”已成为一个不可忽视的社会现象。

要之,总体上当前中国的婚姻仍旧稳定,尽管一些不稳定的因素已经逐渐显露出来,某些学者也在讨论改革开放以来中国社会发生的巨大变化对婚姻稳定性的影响,例如经济发展与物质生活水平的提高促使人们对夫妻生活的质量提出了更高的要求,婚姻观念的日益开放促使婚姻当事人和社会舆论对离婚的评价发生了明显的变化,新《婚姻法》对“无过失离婚”的规定降低了离婚的门槛等(曾毅,1995;叶文振、林擎国,1998)。

不过,已有的研究或多或少地忽视了计划生育政策引起的家庭子女因素变化对离婚风险的影响。本文的分析结果表明,由计划生育政策直接导致的生育率下降,既意味着子女数量减少,也让拥有男孩的机会减少,拥有幼龄子女的时间缩短,因此也增大了婚姻和家庭的不稳定因素。总而言之,婚姻不稳定性上升涉及的影响因素极为复杂,如何将内生因素和外生因素整合进分析模型是未来研究需要面对的课题。

参考文献:

- 杜本峰,2008,《事件史分析及其应用》,北京:经济科学出版社。
- 段成荣、杨舸、张斐、卢雪和,2008,《改革开放以来我国流动人口的九大趋势》,《人口研究》第6期。
- 费孝通,1999,《生育制度》,北京:商务印书馆。
- 古德,1986,《家庭》,魏章玲译,北京:社会科学文献出版社。
- 郭志刚,2004,《对中国1990年代生育水平的研究与讨论》,《人口研究》第2期。
- 李建新,2009,《中国人口结构问题》,北京:社会科学文献出版社。
- 陆艺龙,2009,《“门当户对”的婚姻会更稳吗?——匹配结构与离婚风险的实证分析》,《人口研究》第2期。

- 邱泽奇、刘世定,2013,《社会板块结构的变迁》,《中国社会科学内部文稿》第6期。
- 徐尔干,2000,《社会分工论》,渠东译,上海:三联书店。
- 王跃生,2006,《当代中国家庭结构变动分析》,《中国社会科学》第1期。
- 吴德清,1999,《当代中国离婚现状及发展趋势》,北京:文物出版社。
- 徐安琪,2012,《离婚风险的影响机制——一个综合解释模型探讨》,《社会学研究》第2期。
- 徐安琪、叶文政,1998,《婚姻质量:度量指标及其影响因素》,《中国社会科学》第1期。
- ,2001,《父母离婚对子女的影响及其制约因素——来自上海的调查》,《中国社会科学》第6期。
- 许琪、于建宁、邱泽奇,2013,《子女因素对离婚风险的影响》,《社会学研究》第4期。
- 阎云翔,2006,《私人生活的变革:一个中国村庄里的爱情、家庭与亲密关系 1949-1999》,上海:上海书店出版社。
- 叶文振、林擎国,1998,《当代中国离婚态势和原因分析》,《人口与经济》第3期。
- 曾毅,1995,《中国八十年代离婚研究》,北京:北京大学出版社。
- 曾毅、王正联,2004,《中国家庭与老年人居住安排的变化》,《中国人口科学》第5期。
- 张敏杰,1997,《中国当前的离婚态势》,《人口研究》第6期。
- 中国社科院人口与劳动经济研究所,2010,《中国人口年鉴2010》,北京:经济管理出版社。
- Andersson, G. 1997, "The Impact of Children on Divorce Risks of Swedish Women." *European Journal of Population* 13(2).
- Becker, Gary S., E. Landes & R. T. Michael 1977, "An Economic Analysis of Marital Instability." *Journal of Political Economy* 85(6).
- Davis, D. & S. Harrell 1993, "Introduction: The Impact of Post-Mao Reform on Family Life." In D. Davis & S. Harrell (eds.), *Chinese Families in the Post-Mao Era*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Glenn, N. D. 1975, "Psychological Well-being in the Post-parental Stage: Some Evidence from National Surveys." *Journal of Marriage and Family* 37(1).
- Heaton, T. B. 1990, "Marital Stability throughout the Child-rearing Years." *Demography* 27(1).
- Johnson, D. R., L. K. White, J. N. Edwards & A. Booth 1986, "Dimensions of Marital Quality: Toward Methodological and Conceptual Refinement." *Journal of Family Issues* 7(1).
- Lambert, P. C. 2007, "Modeling of the Cure Fraction in Survival Studies." *Stata Journal* 7(3).
- Levinger, G. 1976, "A Social Psychological Perspective on Marital Dissolution." *Journal of Social Issues* 32(1).
- Luckey, E. B. 1966, "Number of Years Married as Related to Personality Perception and Marital Satisfaction." *Journal of Marriage and Family* 28(1).
- Lyngstad, T. H. 2004, "The Impact of Parents' and Spouses' Education on Divorce Rates in Norway." *Demographic Research* 10(5).
- Morgan, S. P., D. N. Lye & G. A. Condran 1988, "Sons, Daughters, and the Risk of Marital Disruption." *American Journal of Sociology* 94(1).
- Rollins, B. C. & R. Galligan 1978, "The Developing Child and Marital Satisfaction of Parents." In R. Lehner & G. B. Spanier (eds.), *Child Influences on Marital and Family Interaction: A Life-*

- Span Perspective*. New York: Academic Press.
- Rusbult, C. E., D. J. Johnson & G. D. Morrow 1986, "Predicting Satisfaction and Commitment in Adult Romantic Involvements: An Assessment of the Generalizability of the Investment Model." *Social Psychology Quarterly* 49(1).
- Schmidt, P. & A. D. Witte 1989, "Predicting Criminal Recidivism Using 'Split Population' Survival Time Models." *Journal of Econometrics* 40(1).
- Schoen, R. 1975, "California Divorce Rates by Age at First Marriage and Duration of First Marriage." *Journal of Marriage and Family* 37(3).
- Thornton, A. 1977, "Children and Marital Stability." *Journal of Marriage and Family* 39(3).
- Vaupel, J. W. & A. I. Yashin 1985, "Heterogeneity's Ruses: Some Surprising Effects of Selection on Population Dynamics." *The American Statistician* 39(3).
- Waite, L. J. & Lee A. Lillard 1991, "Children and Marital Disruption." *American Journal of Sociology* 96(4).
- Whyte, M. K. 2005, "Continuity and Change in Urban Chinese Family Life." *The China Journal* 53.
- Whyte, M. K. & W. Parish 1984, *Urban Life in Contemporary China*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Zhang, Q. F. 2004, "Economic Transition and New Patterns of Parent-Adult Child Coresidence in Urban China." *Journal of Marriage and Family* 66(5).

作者单位: 南京大学社会学院(许琪)

北京大学社会学系(邱泽奇、李建新)

责任编辑: 杨可

policies enacted by the government, this articles explains the existence of an interactive “familization” process, which reveals the important mechanisms that promote social changes, and at the same time unveil important issues worth reflecting upon.

Does the Number of Children Matter to the Happiness of Their Parents?

..... Shi Zhilei 189

Abstract: The aging population brings unprecedented challenges to the care provision for the elderly in rural China. This paper studies how fertility decisions affect the parents’ quality of life when they enter into the later stage of life, with a specific focus on the gender differences of the children. This study finds out that the educational level of children has a positive effect on improving their elderly parents’ quality of life. Furthermore, a preferential treatment of the more talented children is more effective than simply increasing the number of children, which in fact has negative influence on the life quality of the parents. Overall, the improvement of the daughter’s education level is more effective in improving the parents’ quality of life. However, the scales of the effect are different at different stages. In the early and middle stage of the old age, the health and economic condition of the elderly parents improve as the length of the daughter’s education increases. The daughter tends to provide more care to the parents than the son. Yet, in the later stage, the educational level of the son plays a more significant role in the life quality of the rural elderly.

Does the “Seven Year Itch” Exist? A Study of the Divorce Pattern and Its Change in China Xu Qi, Qiu Zeqi & Li Jianxin 216

Abstract: Based on data from the 2010 China Family Panel Study (CFPS) baseline survey, this paper studies the divorce pattern in China and its change by Comparing four cohorts. We find a “reverse-U” pattern in the divorce risk of Chinese couples and the peak is arriving earlier in the marriage. The “reverse-U” divorce pattern can be explained by family life cycle theory, natural evolvment theory, and population heterogeneity theory. Family life cycle theory and natural evolvment theory are not supported by the data, while population heterogeneity theory fits the data well. Split-population model shows that the divorce risk for divorced couple increases lineally with the duration of marriage. However, the curve goes down in the end since the majority of the population does not divorce. By comparing the four cohorts, we find that the proportion of divorced couples has been increasing over the time and the slope of the risk function for divorced couple has been increasing at a high speed.