

子女因素对离婚风险的影响

许 琪 于健宁 邱泽奇

提要: 既有的研究运用不同的数据分别涉及了子女数量、年龄以及性别对婚姻稳定性的影响。本文运用一个数据,分析了是否婚前生育、子女数量、年龄和性别对离婚风险的影响,并考察了城乡之间的差异性。本研究发现,婚前生育不利于婚姻的稳定,生育子女数量多对婚姻稳定有利但边际效应递减,子女的年龄小对婚姻稳定有保护作用,有男孩的夫妇离婚的风险更低。本研究还发现,子女因素对离婚风险的影响在城乡之间有显著的不同:农村地区子女对婚姻的保护作用比城市更强,有男孩的夫妇婚姻更稳定。

关键词: 离婚风险 婚前生育 子女数量 子女年龄 子女性别 城乡差异

一、研究问题

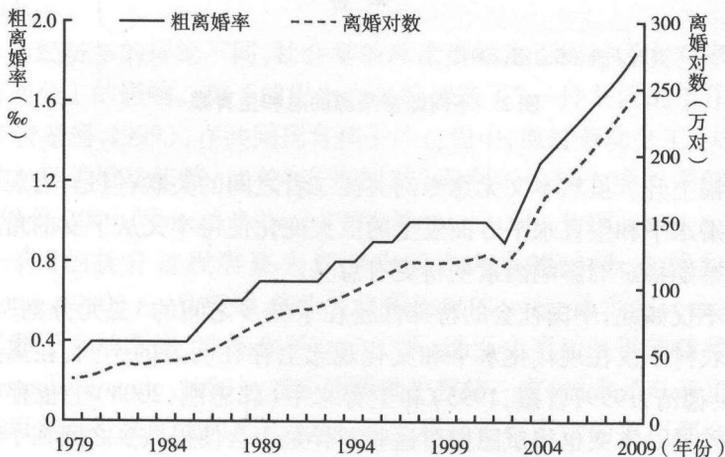
作为夫妇“生物上的结合和性格上结合的媒介”(费孝通,1999),子女的存在通常被视为夫妻关系稳定的重要保障(Waite & Lillard, 1991; Heaton, 1990; Thornton, 1977)。子女不仅是夫妇对婚姻的重要投资(Becker, 1973; Becker et al., 1977),也可以增进夫妻之间的感情和相互依赖(涂尔干, 2000; Waite & Lillard, 1991),有子女的夫妇离婚风险更低。

不过经验研究却发现,子女与婚姻稳定性之间的关系非常复杂。首先,并非在所有条件下子女因素对婚姻稳定性都具有积极影响(Waite & Lillard, 1991)。其次,随着子女年龄的增加以及后续子女的诞生,在动态的家庭生命历程中,子女对婚姻稳定性的影响会随之发生变化(Heaton, 1990)。最后,子女的影响还存在性别差异,有研究发现男孩更有利于维护婚姻的稳定(Morgan et al., 1988)。

与丰富的理论和经验研究成果相比,至今还没有一项研究系统地考察过在中国特殊情境下子女因素和离婚风险的关系。本文运用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010年的初访数据,第一次对这个问题进行了探究。

在中国,独生子女政策对家庭生活的后续影响逐步显现,在人口老龄化加速的条件下,探讨维系家庭稳定的影响因素不仅具有理论意义,也具有非常重要的现实意义。

首先,由于特殊的文化传统,中国自古以来就不是一个离婚率很高的国家(叶文振、林擎国,1998;曾毅,1995)。但是,自20世纪80年代以来,中国的粗离婚率一直保持逐年上升的势头。如图1所示,1979年,离婚对数为31.9万对,粗离婚率仅为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%。与2000年以前的平缓上升相比,2000年以后,无论是离婚对数还是粗离婚率都加快了上升的步伐。



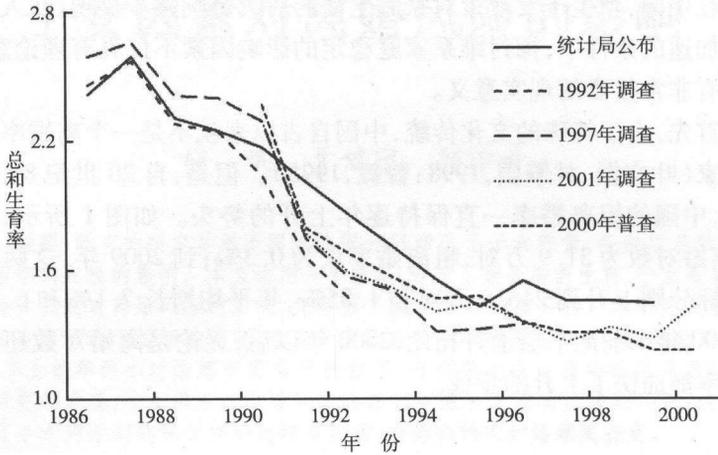
资料来源:中国社会科学院人口与劳动经济研究所,2010。

图1 1978年以来历年离婚对数和粗离婚率增长曲线

其次,自20世纪70年代实施计划生育政策以来,中国的生育水平持续降低,在短短的30年内,总和生育率(TFR)从1970年接近6的高水平迅速下降到更替水平(2.1)以下。^①如图2所示,尽管不同数据来源的TFR数值并不统一,但是其下降的趋势非常明显。

由此可见,一方面是总和生育率的迅速下降,另一方面是粗离婚率

^① 人口的更替水平是指维持人口不增不减所需达到的生育水平,它会随死亡率的高低而变化。在当前中国的死亡率水平下,学界普遍使用2.1的更替水平(郭志刚,2004)。



资料来源:郭志刚,2004。

图2 不同数据来源的总和生育率

的大幅上升。虽然本文无意专门关注二者之间的关联;但是,宏观社会在离婚水平和生育水平方面发生的巨大变化使得本文从子女的角度来研究婚姻稳定的影响因素变得更有意义。

不仅如此,中国社会的特殊性还在于城乡之间的“二元分割”。城市和农村不仅在现代化水平和文化观念上存在明显的不同,在离婚水平(吴德清,1999;曾毅,1995)和生育水平(郭志刚,2004)上也存在巨大的差异。本文也将试图探讨这些差异是否会使得城乡之间在子女与离婚风险关系上存在差异。

二、研究假设

子女和婚姻稳定性之间的理论框架如图3所示(Thornton,1977)。首先,有理论认为子女的存在对婚姻稳定性具有直接的影响(图3中的a)。

从经济学的角度来看,子女是一项特殊婚姻资本(marital-specific capital),它一方面能够提升当前婚姻的吸引力,另一方面也会增加离婚成本,所以有子女的夫妇离婚可能性更小(Becker,1973;Becker et al.,1977)。与其他婚姻资本不同,子女天然地为夫妇双方共同所

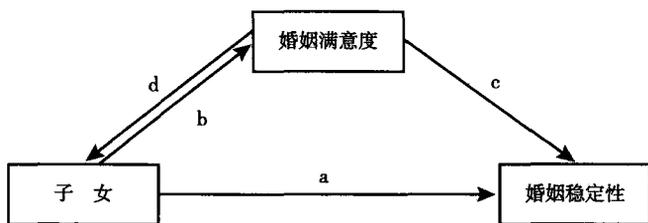


图3 子女和离婚风险的理论框架

有,子女越多意味着夫妇共有的财产也越多(Becker,1973)。由于相对于无子女的离婚女性而言,有子女的离婚女性再婚的难度会更大,生育子女以后,女性离婚的成本也会增加(Teachman & Heckert, 1985)。

与经济学的理论不同,社会学的理论更侧重于探讨子女对家庭内部劳动分工的影响。孩子的出生为夫妇创造了“一件共同的工作和事业”(费孝通,1999),在共同抚育孩子的过程中,通过劳动分工,夫妇之间建立起了相互依赖,这种“有机团结”有利于维持夫妻关系的稳定(涂尔干,2000;Waite & Lillard,1991;Morgan et al. ,1988)。

子女的抚育过程需要夫妇双方倾注大量的时间、金钱和情感(Heaton,1990),一旦离婚,失去子女监护权的一方(通常是父亲)会疏远其与子女的距离,破坏和子女的关系,进而会遭受严重的精神损失(Furstenberg et al. ,1983);对于获得监护权的一方(通常是母亲)来说,离婚可能会带来严重的生活困难,因为所有养育子女的负担都会落在一个人的肩膀上(Waite & Lillard,1991)。所以,为了避免离婚带来的不利影响,一些夫妇可能会放弃离婚的打算(Thornton,1977)。

不仅如此,当夫妇拥有孩子以后,来自社会规范和文化传统的压力,对离婚的阻碍作用会更强(Waite & Lillard,1991)。有研究发现,大多数夫妇会认为离婚会对小孩产生不利影响,为了孩子的健康成长,一些感情上已经破裂的夫妇可能会选择继续将婚姻维持下去(Thornton,1977;McLanahan & Bumpass,1988)。

除了上述直接影响,子女还会通过婚姻满意度(图3中的b)的途径间接地对婚姻稳定性产生影响(图3中的c)。

一些研究认为,子女本身就是婚姻快乐的源泉(Heaton,1990)。看着孩子一天天长大成人,夫妇会收获一种成就感和幸福感(Hoffman &

Manis, 1978)。作为第三方,子女成为了夫妇“性格上结合的媒介”(费孝通,1999),进而有助于夫妇关系的调适和矛盾的化解(Thornton, 1977)。

也有研究认为,子女会对婚姻满意度产生负面影响(Belsky et al., 1983)。为人父母并不是一件轻而易举的事情,在子女诞生以后,夫妇需要做大量的调适以适应父母这个新的角色;子女数量越多,调适的程度和难度也越大;有时候子女本身也会成为夫妇矛盾的根源(Rollins & Galligan, 1978; Worthington & Buston, 1986)。例如,生育子女以后,夫妇分配在家务劳动、工作和闲暇方面的时间都会发生根本的改变,其结果是夫妻之间在情感交流上的时间越来越少。经验研究发现,有子女的夫妇婚姻满意度反而更低(Belsky et al., 1983; Hoffman & Manis, 1978)。对低满意度也有不同的解读,有人认为,子女对婚姻满意度存在负向影响是因为子女像“胶水”一样,把不满意的事情粘连在了一起(Glenn & McLanahan, 1982)。

最后,不可忽视的是,婚姻满意度还可能对生育子女相关的因素产生影响(图3中的d)。婚姻中的矛盾和冲突会降低夫妇生育子女的欲望,不快乐的婚姻关系可能会导致更低的性交频率,导致夫妇通过更有效的避孕甚至堕胎的手段去避免非意愿的生育(Udry, 1971)。尽管有研究发现子女数量与离婚风险之间的负向关系,解读却有不同,当夫妇感觉到潜在的离婚威胁的时候,他们就不太可能再生育子女(Thornton, 1977)。

从理论上来看,子女既可能对婚姻稳定性产生积极的影响(直接效应a和正的间接效应 $b \times c$),也可能产生消极的影响(负的间接效应 $b \times c$)。子女和婚姻稳定性之间的关系还可能由共同的影响因素所导致的虚假相关(图3中婚姻满意度既对子女存在效应d又对婚姻稳定性有效应c)。这种理论上的复杂性直接导致了经验研究结果的复杂性,在不同的条件下,子女对婚姻稳定性可能具有不同的影响。

首先,生育的时间点很重要。一些研究发现,婚前生育不利于婚姻的稳定,婚后生育的子女对婚姻稳定性有积极的影响(Waite & Lillard, 1991)。婚前生育会使年轻夫妇在积累起必要的物质财富和感情基础之前,就过早地承担起为人父母的责任,抚育子女所带来的经济、时间和情感上的多重压力,会使这些夫妇还没来得及享受新婚

的喜悦,就必须面对沉重的家庭负担(Waite & Lillard,1991)。过早的生育会使夫妇更容易陷入生活上的困难,在不堪重负之下,离婚的可能性也会增加(Freedman & Thornton,1979)。不仅如此,在中国,婚前生育与传统文化观念相违背,这些子女更容易遭受他人的非议和质疑,由此引发的冲突和矛盾也可能对婚姻的稳定性形成直接的负面影响;同时,婚前生育行为也反映出夫妇的婚姻观念比较开放,而观念上比较开放的夫妇通常也更容易离婚(谢宇,2006)。在此基础上,本文的第一个研究假设用于检验国外研究获得的既有结论是否也出现在中国社会。

假设1:有婚前生育子女的夫妇,离婚风险更高。

其次,子女的数量也很重要。虽然绝大多数研究认为,子女数量与离婚风险之间存在线性的变化关系,即子女数量越多,离婚风险越低(White,1990;Waite & Lillard,1991;Hoem & Hoem,1992;Goode,1993;Tzeng & Mare,1995;Weiss & Willis,1997;Jalovaara,2001;Coppola & Cesare,2008);但是也有研究发现,子女数量与离婚风险呈U型的非线性关系,子女数量过多或者过少都不利于婚姻的稳定(Thornton,1977)。

从直觉来看,子女数量的增加能够提高夫妇的婚姻资本,并且促进夫妇的感情和相互依赖,但这些收益可能会边际效应递减。随着子女数量的增加,抚育子女的负担会越来越重,子女给婚姻关系带来的负面影响也会增加。因此,非线性的关系可能更符合实际。

故此,本文第二个研究假设用于检验子女数量和离婚风险之间是否存在非线性的变化关系。

假设2:子女数量越多,离婚风险越低;一旦超过边际数量,离婚的风险反而会增加。

第三,子女的年龄也会对离婚风险产生影响(Heaton,1990)。有研究发现,子女年龄较小的时候,夫妇离婚的风险较低;随着年龄的增加,子女对婚姻保护的作用会逐渐削弱(Heaton,1990;Bracher et al.,1993;Andersson,1997)。还有研究发现,年龄超过13岁的子女甚至会对婚姻稳定性产生不利影响(Waite & Lillard,1991)。

可能的理解是,照顾年幼的子女需要耗费父母大量的时间和精力(Cherlin,1977)。当子女年龄较小时,夫妇之间通过分工合作所能带来的收益会最大化;一旦离婚,所有的负担都会落在一个人的肩膀上,这是夫妇双方都不愿意看到的(Waite & Lillard,1991)。随着子女年龄

的增长,一方面,学校会承担一部分的子女监护工作;另一方面,子女在情感上和经济上也会逐渐独立,夫妇所能获得的收益会越来越少(Waite & Lillard, 1991)。同时,父母可能相信,离婚对年幼子女的伤害更大,所以为了子女的健康成长,父母更不愿意在子女年幼时离婚(Heaton, 1990)。

据此,本文的第三个研究假设即检验是否年幼的子女对婚姻的保护作用更强。

假设3:子女年龄较小时,对婚姻的保护作用更强。

最后,有研究发现,男孩更有利于婚姻的稳定(Morgan et al., 1988)。父亲在抚育儿子时会扮演更重要的家庭角色,当丈夫更多地参与家庭事务时,妻子会对婚姻关系感到更加满意,婚姻的稳定也会更高(Morgan et al., 1988)。类似的研究结论也出现在对夫妻离婚倾向的研究中,卡兹等人(Katzev et al., 1994)的研究发现,与有儿子的母亲相比,只有女儿的母亲认为自己的婚姻更有可能以离婚来结束。不过也有研究发现,子女的性别对离婚风险没有显著的影响(Andersson & Woldemicael, 2001; Diekmann & Schmidheiny, 2004)。

为了对子女性别的效应进行检验,本文提出了第四个研究假设:

假设4:有男孩的夫妇,离婚的风险更小。

与西方社会相比,中国社会也有其特殊性。中国的传统文化与社会习俗自古以来就对离婚持否定态度。在传统文化中,婚姻的目的不是为了男女双方的爱情和幸福,而是为了“事宗庙”和“继后世”(曾毅, 1995)。生育子女和抚育后代本身就是中国传统婚姻的内在目的之一,这与西方社会视婚姻为个人私事和强调离婚自由有本质的差别(曾毅, 1995)。如果说子女是婚姻生活的稳定器,抚育子女需要父母全方位的牺牲,那么这种稳定作用和牺牲精神,在中国社会应该表现得更为明显。

不过,随着中国社会的日益开放,外来的价值观的影响也越来越大,中国传统的婚姻观念可能已经发生了改变(叶文振、林擎国, 1998)。在城市地区可能表现得更为明显;在相对闭塞的农村地区,传统的婚姻观念可能还在发挥作用,子女对婚姻的保护作用在农村地区应该更强。有鉴于此,本文提出了第五个研究假设:

假设5:在农村地区,子女对婚姻的保护作用比城市更强。

不仅如此,中国社会的特殊性还表现在中国是一个有着强烈的男孩偏好的国家。出于文化观念(如传宗接代)和实用性(如养儿防老)

的考虑,夫妇更倾向于生男孩。这种性别偏好,一方面可能导致夫妇在抚育子女时对男孩和女孩的区别对待;另一方面,在国家严格限定家庭生育数量的条件下,妻子没有生育男孩本身可能就是引起夫妇矛盾的一个重要因素。而且,这种性别偏好在农村地区更强。

本文认为,子女性别的影响应该在中国农村地区表现得更为明显,由此形成了第六个研究假设:

假设6:在农村地区,子女性别对离婚风险的影响比城市更大。

三、数据、变量和模型

本文的数据来自2010年的CFPS初访数据。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,调查采用了内隐分层、多阶段、与人口规模成比例的概率抽样方法,样本覆盖了除台湾地区、香港特别行政区、澳门特别行政区、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。

在初访调查中,首先要求每一受访家庭完成一份家庭成员问卷,询问家中所有同住家庭成员的关系,以及他们本人、父母、配偶和子女的基本信息。然后,每一受访家庭还需回答一份家庭问卷,进一步收集该家庭在收入、支出、住房、居住环境和社会交往等方面的信息。最后,每个同住的家庭成员还要回答一份个人问卷,根据受访者的年龄大小又分为成人和少儿两种,个人问卷的内容包括教育、工作、婚姻、健康、时间分配等各个方面。

在2010年的初访调查中,CFPS总共回收有效家庭成员问卷14960份,家庭问卷14798份,^①成人问卷33600份,少儿问卷8990份。本文使用了CFPS数据中所有的成人样本,并根据研究问题,分析时删除了尚未结婚的样本。本文的分析单位是初婚。如果初婚的夫妇双方都回答了成人问卷,分析时只当作一对夫妇计算。在删除了不合理值、^②去

① 根据CFPS的设计要求,每个受访家庭在完成家庭成员问卷以后都需填答家庭问卷,但因为拒访,实际完成的家庭问卷数少于家庭成员问卷。

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。

除了缺失值以后,进入分析过程的初婚婚姻共 16466 对。

CFPS 询问了受访夫妇的婚姻史,问题包括初婚的时间、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。另外,CFPS 还询问了每对夫妇的生育史,包括生育每个子女的时间和子女的性别。利用这些信息,我们可以详尽地分析在家庭动态中,子女的生育时间、数量、年龄和性别对离婚风险的影响。

在所有与子女相关的自变量中,除了是否婚前生育,子女的数量、年龄结构和性别结构在夫妇结婚以后都会随着婚姻持续时间的变化而发生变化。因此这 3 个变量都是时变变量(time-varying variable)。时变变量一方面能捕捉到变量随时间而发生的变化;另一方面,由于引入了时间要素,自变量的取值总是先于因变量,因果关系会更明确。即便如此,分析还是不能完全排除反向因果的可能性。夫妇可能会感觉到未来的离婚风险而有意地抑制当前的生育(图 3 中的 d)。

在操作化时,是否婚前生育是一个二分变量。如果受访夫妇生育第一个子女的时间早于结婚时间,该变量取值为 1,否则为 0。

子女数量指的是夫妇在特定时点上所生育子女的绝对数量,是一个时变变量。

反映子女年龄结构的有 4 个变量,分别为 0 岁子女的数量、1-5 岁子女的数量、6-12 岁子女的数量和 13 岁及以上子女的数量。这 4 个变量之和等于夫妇在特定时点上生育子女的总数量。文中对子女年龄段的划分参照了韦特等人(Waite & Lillard, 1991)的研究发现,即新生儿诞生以后夫妻会经历一段“蜜月期”,这时候的婚姻最稳定;学龄前的儿童(6 岁以下)对父母的依赖性较强,夫妇的离婚风险相对较低;相比之下,年龄超过 13 岁的子女会对婚姻稳定性产生不利影响。为了检验这些结论在中国社会的适用性,本文将子女年龄划分为 4 段,即 0 岁、1-5 岁、6-12 岁和 13 岁及以上。

反映子女性别结构的是一个二分变量,如果夫妇在特定时点之前生育过男孩,该变量取值为 1,否则为 0。

除了这些关键自变量,在分析时本文还控制了婚后年数、结婚时期、省份、城乡、妻子初婚年龄和教育。这些都是既与自变量相关又与因变量有关的变量,会对模型分析结果产生严重干扰。

首先,有研究发现,离婚风险会随结婚时间的推移呈倒 U 型曲线

变化(Vignoli & Ferro, 2009; Lyngstad, 2004);子女的数量、性别和年龄结构也会随婚后年数的推移发生变化。为了避免由此带来的干扰,对婚后年数需加以控制。为此,本文使用的Cox比例风险模型,内在地控制了婚后年数的影响。

其次,已有的研究还发现,受到国家政策的影响,中国的离婚水平在不同的历史时期有显著的差异(曾毅,1995)。建国初期,中国曾经历过一段时期的离婚高峰;后来受“文革”影响,在20世纪60年代后期和整个70年代,中国的离婚率又降到了很低的水平(叶文振、林擎国,1998);之后,随着改革开放的实施和新《婚姻法》的颁布,20世纪80年代以后,中国的离婚率开始持续升高(如图1所示)。

由于生育政策的不同,不同历史时期中国的生育水平也有明显的差异。为了避免时期因素的干扰,本文在分析时将整个时间跨度分为了五段:1966年“文革”以前为第一段;1966年“文革”开始至1980年新《婚姻法》颁布之前为第二段;1981-1991年是改革开放早期,为第三段;1992-1999年是改革加速期,为第四段;2000年以后中国跨入了新世纪,为第五段,图1显示这一时期的离婚率上升速度很快。

时期也是一个时变变量。随着婚姻持续时间的推移,一对夫妇可能经历多个历史时期。

再次,中国的离婚水平还表现出明显的地区差异和城乡差异(曾毅,1995)。从生育率上来看,由于不同省份和城乡之间在社会发展水平、文化传统和生育政策上的差异,生育水平也有明显的差异。为了排除地区因素和城乡因素的干扰,本文在分析时还控制了省份和城乡。CFPS总共调查了25个省份,在分析时,本文将这25个省份分别作为固定效应控制了起来。城乡是根据受访社区是村委会还是居委会来划分的,它不仅是一个重要的控制变量,它和子女因素的交互项也是满足本文研究目的的重要统计分析目标之一。

由于人口迁移和流动,居住地会随时间发生变化,所以省份和城乡也是时变变量,但是因为数据没有搜集受访者的迁移史,我们仅能对受访者当前居住的省份和城乡进行控制。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,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并在一起可能并不合适。其次,根据户籍来定义城乡,这在操作化上存在一定的含混之处,因为夫妇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。

最后,已有的研究还发现,夫妇的受教育水平和初婚年龄也会对离婚风险产生影响。就教育变量而言,受教育年数越多,婚姻观念越开放,离婚风险越高;从初婚年龄看,结婚过早不利于婚姻稳定(Waite & Lillard, 1991; Heaton, 1990)。从经验上看,丈夫的初婚年龄和受教育年数与妻子存在很强的相关性,而妻子的受教育年数和初婚年龄对生育的影响更直接,故在分析时控制了妻子的初婚年龄和受教育年数。

表1描述了所有16466对夫妇在结婚时的基本特征。样本中,1966年以前结婚的占12.5%,1966-1980年之间结婚的占23.8%,1981-1991年之间结婚的占29.0%,1992-1999年之间结婚的占16.7%,2000年以后结婚的占18.1%。^①样本中有2/3的夫妇居住在农村,另外1/3的夫妇居住在城镇。妻子的平均初婚年龄为22.0岁,平均受教育年数为5.4年。有4.3%的夫妇在结婚之前生育过小孩。

表1 刚结婚时夫妇的基本特征描述

变 量	类别/指标	百分比/数值	样本量
时期(年)	1966 以前	12.5	2057
	1966 - 1980	23.7	3911
	1981 - 1991	29.0	4770
	1992 - 1999	16.7	2755
	2000 - 2010	18.1	2973

① 在刚结婚时,时期等同于初婚年代,但是随着婚姻持续时间的推移,夫妇所处的时期会发生变化。比如一对1966年以前结婚的夫妇如果到2010年调查截至时仍然在婚,那么这对夫妇在整个婚姻历程中就经历了5个时期,在模型分析时,代表时期的时变变量能够捕捉到这种变化。

续表 1

变 量	类别/指标	百分比/数值	样本量
城乡	农村	67.0	11041
	城市	33.0	5425
妻子初婚年龄	均值	22.0	16466
	标准差	3.7	
妻子教育年数	均值	5.4	16466
	标准差	4.9	
婚前生育	否	95.7	15759
	是	4.3	707

注:第3列中妻子初婚年龄的单位是岁,教育年数的单位是年,其余均为百分比。

表2描述了这些夫妇生育子女的数量、年龄和性别随着婚后年数的变化。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,育有男孩的夫妇的比例也在上升。

需要注意的是,表2中的样本量随着婚后年数的推移在不断减少。首先,一些夫妇离婚或丧偶退出了初婚,因此这些夫妇不会出现在后续的计算当中。其次,一些夫妇从结婚到调查截止时的时间距离较短,比如一对2006年结婚的夫妇在2010年调查截至时不可能出现在婚后10年和婚后20年的样本中。

表 2 子女的数量、年龄和性别随婚后年数的变化

变 量	婚后 2 年	婚后 5 年	婚后 10 年	婚后 20 年
子女数	.9	1.4	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	43.0	61.2	75.0	83.1
样本量	15874	14874	13416	9815

注:表中的数字除了“是否有男孩”是百分比以外,其余的单位都是人。

这种数据删失(censoring)问题同样出现在表3当中。表3描述了所有16466对初婚夫妇到2010年调查截止时的婚姻状态。可以发现,绝大多数夫妇在调查截止时仍然处于在婚状态,但这并不代表他们未来不会离婚。对于这种数据删失问题,生存分析(survival analysis)是目前最好的分析方法。

表3 2010年截止时的婚姻状态分布

婚姻状态	数量(对)	比例(%)
在婚	14315	86.9
离婚	591	3.6
丧偶	1560	9.5
合计	16466	100.0

本文主要使用的是生存模型中的Cox比例风险模型。相比于其他的生存模型,Cox比例风险模型具有优势(Allison,1995)。首先,它是一个半参数模型(semi-parametric model),也就是说它不需要先验地设定离婚风险随婚后年数变化的函数分布。其次,虽然它的假定比参数模型更弱,但模型估计的结果依然具有很好的统计性质,且统计检验的效率也没有受到太大的损失。第三,相对于参数模型,Cox比例风险模型能够非常方便地处理随时间变化的自变量,如本文分析的子女的数量、年龄和性别。所以,这个模型非常适合本文的研究目的。

Cox比例风险模型的形式如下所示:

$$\log h_i(t) = \alpha(t) + \beta x_i + \gamma x_i(t)$$

公式中的 $h_i(t)$ 指夫妇*i*在结婚后*t*年的离婚风险。 $\alpha(t)$ 刻画了离婚风险随婚后年数的变化,即基准风险率(Baseline Hazard);由于 $\alpha(t)$ 对所有初婚夫妇相同,所以婚后不同时段 $\log h_i(t)$ 之间的差就不再包含 $\alpha(t)$,这就是Cox比例风险模型不需要对风险函数随时间变化的分布进行假定的原因。等号右边除了 $\alpha(t)$ 以外的两项,刻画了不同夫妇离婚风险的差异。其中 x_i 代表了一组不随时间变化的自变量,如本文中妻子的受教育年数和初婚年龄等, β 是 x_i 的回归系数; $x_i(t)$ 代表了一组时变变量,如本文中的子女的数量、年龄和性别, γ 是 $x_i(t)$ 的回归系数。

为在分析时纳入时变变量,本文将数据转换成了人年(person-year)格式。模型设定时,所有初婚夫妇自结婚开始就处于离婚风险当

中。至 2010 年调查截止时,依然在婚夫妇一直处于离婚风险之中;离婚和丧偶的夫妇在离婚和丧偶事件发生后,即退出风险期。离婚夫妇只有在风险期最后 1 年才被标记为事件发生,即赋值为 1;在婚和丧偶的夫妇在整个风险期内该变量的值始终为 0。

四、分析结果

(一)双变量描述性结果

图 4 是根据夫妇是否婚前生育所作的 Kaplan-Meier 生存函数图。图形显示,婚前生育小孩的夫妇离婚风险明显高于婚前没有生育小孩的夫妇。

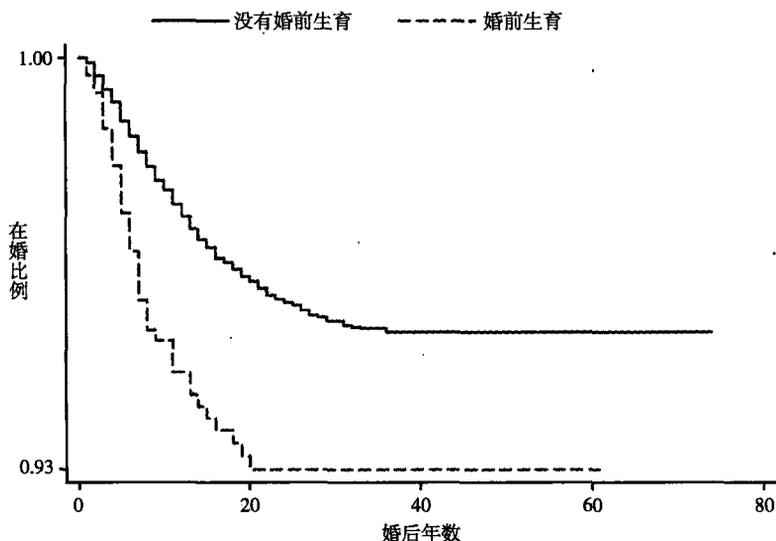


图 4 是否婚前生育与离婚 Kaplan-Meier 生存函数图

图 5 根据生育子女的数量分别描述了离婚风险随婚后年数的变化。可以看出,4 条生存曲线的高低位置严格按照子女数量的顺序排列,无子女夫妇对应的生存曲线的位置最低,有 3 个及以上子女夫妇的生存曲线位置最高。这说明子女数量越多,离婚的可能性越小。

仔细观察还可以发现,无子女和有 1 个子女的曲线之间的差距非常大;1 个子女和 2 个子女之间的差距相对而言要小一些;2 个子女和 3 个及以上子女之间的差距最小。直观上看,子女数量对婚姻稳定性的影响确实存在边际效应递减。

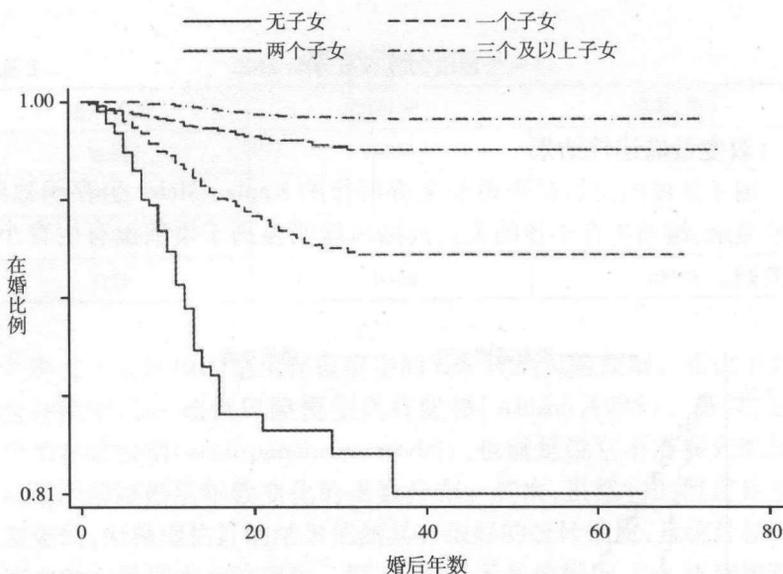


图 5 子女数量与离婚 Kaplan-Meier 生存函数图

图 6 描述了在所有生育过子女的夫妇中,有男孩和无男孩夫妇的离婚风险。可以发现,有男孩夫妇的生存曲线位置明显高于无男孩的夫妇,即有男孩夫妇的婚姻稳定性更高。

从图 4 至图 6 还可以看出,各生存曲线之间大致呈平行关系,没有出现交叉,这说明图中所涉及的本文最主要的自变量均满足 Cox 模型的比例风险 (proportional hazard) 假定。除了上述变量,我们在使用 Cox 模型进行分析之前还对各控制变量逐一进行了比例风险的图形检验,发现所有变量都满足这一假定。

以时期为例,如图 7 所示,各生存曲线之间也大致呈平行关系,没有交叉,从高低位置上来看,1966 - 1980 时期的离婚水平最低,在文献部分已经提及,这与当时特殊的政治环境有关。刨去这一特殊的历史时期,离婚水平随着时期不断提高,这与以往的研究结论是完全一致的。

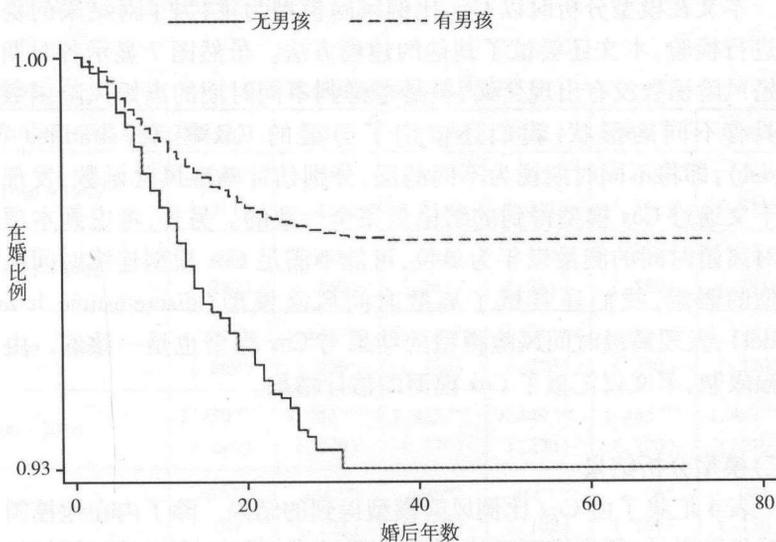


图6 子女性别与离婚 Kaplan-Meier 生存函数图

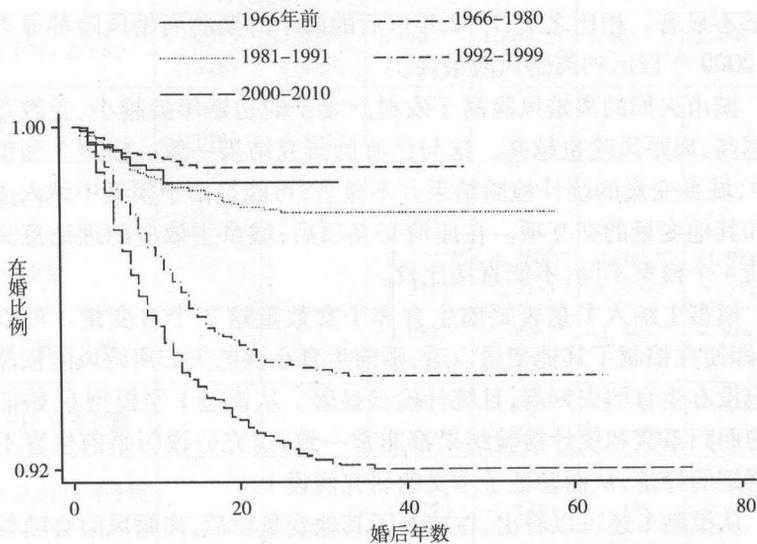


图7 时期与离婚 Kaplan-Meier 生存函数图

本文在模型分析时以 Cox 比例风险模型为主,为了对结果的稳健性进行检验,本文还尝试了其他的建模方法。虽然图 7 显示各时期的离婚风险函数没有出现交叉,但是考虑到不同时期的离婚风险函数可能具有不同的形状,我们还使用了分层的 Cox 模型(stratified cox model),即将不同时期视为不同的层,分别估计基准风险函数,发现这与下文通过 Cox 模型得到的结论是完全一致的。另外,考虑到本项研究对离婚时间的测量以年为单位,可能不满足 Cox 模型连续时间风险模型的假定,我们还尝试了离散时间风险模型(discrete-time hazard model),发现离散时间风险模型的结果与 Cox 模型也是一致的。由于篇幅限制,下文仅汇报了 Cox 模型的估计结果。

(二)模型分析结果

表 4 汇集了由 Cox 比例风险模型得到的结果。除了内在地控制了婚后年数以外,所有模型还控制了时期、省份、城乡、妻子的初婚年龄和教育年数。因为篇幅的限制,省份的回归系数没列在表中。

从时期的回归系数来看,1966 - 1980 时期的离婚风险比 1966 年以前低,1981 - 1991 年的离婚风险比 1966 年以前高,只是统计检验结果都不显著。相比之下,1992 年以后的两个时期的离婚风险都显著更高,2000 年以后的离婚风险最高。

城市夫妇的离婚风险高于农村。妻子的初婚年龄越小、受教育程度越高,离婚风险也越高。这与已有的研究结果一致。模型 5 和模型 6 中,城乡变量的统计检验结果并不显著,可能是由于模型中纳入了城乡和其他变量的交互项。在厘清交互项后,城乡主效应的理论意义已与前 4 个模型不同,不能直接比较。

模型 1 纳入了是否婚前生育和子女数量这 2 个自变量。可以发现,即使在控制了其他变量以后,婚前生育小孩的夫妇离婚风险依然比婚前没有生育的夫妇高,且统计检验显著。从模型 1 至模型 6,婚前生育的回归系数和统计检验结果都非常一致,这充分说明婚前生育不利于婚姻的稳定,从而验证了本文的研究假设 1。

从模型 1 还可以看出,在控制了其他变量以后,离婚风险会随着子女数量的增加显著降低。但与模型 1 将子女数量和离婚风险的关系设定为线性递增不同,模型 2 将之设定为 U 型的二次曲线关系。可以发现,子女数的二次项的统计检验结果非常显著,这说明子女数与离婚风

险之间确实存在非线性的关系。

表 4 Cox 比例风险模型估计结果

时期(1966年前=0)	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
1966 - 1980	-.050 (.311)	-.036 (.311)	-.021 (.311)	-.009 (.311)	-.038 (.311)	-.015 (.311)
1981 - 1991	.406 (.280)	.491 (.280)	.406 (.281)	.434 (.281)	.434 (.280)	.439 (.281)
1992 - 1999	1.287 *** (.269)	1.401 *** (.269)	1.276 *** (.270)	1.304 *** (.270)	1.329 *** (.270)	1.315 *** (.270)
2000 - 2010	1.430 *** (.270)	1.553 *** (.270)	1.422 *** (.270)	1.449 *** (.270)	1.483 *** (.270)	1.463 *** (.270)
城市(农村=0)	.461 *** (.102)	.466 *** (.103)	.469 *** (.102)	.466 *** (.102)	-.065 (.166)	.206 (.126)
妻子初婚年龄	-.048 *** (.013)	-.047 *** (.013)	-.050 *** (.013)	-.050 *** (.013)	-.047 *** (.013)	-.049 *** (.013)
妻子教育年限	.054 *** (.011)	.055 *** (.011)	.054 *** (.011)	.053 *** (.011)	.055 *** (.011)	.054 *** (.011)
婚前生育(否=0)	1.589 *** (.171)	1.591 *** (.172)	1.446 *** (.179)	1.467 *** (.179)	1.461 *** (.179)	1.456 *** (.179)
子女数	-1.051 *** (.076)	-1.554 *** (.103)				
子女数平方		.180 *** (.021)				
0 岁子女数			-2.070 *** (.311)	-1.950 *** (.313)	-1.948 *** (.390)	-1.925 *** (.313)
1 - 5 岁子女数			-1.083 *** (.105)	-.969 *** (.108)	-1.146 *** (.140)	-.944 *** (.108)
6 - 12 岁子女数			-.979 *** (.111)	-.879 *** (.113)	-1.156 *** (.146)	-.848 *** (.114)
13 岁及以上子女数			-.783 *** (.128)	-.701 *** (.128)	-.962 *** (.155)	-.676 *** (.129)
有男孩(无=0)				-.327 *** (.096)	-.325 *** (.095)	-.680 *** (.140)

续表 4

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
城市 × 0 岁子女数					-.011 (.638)	
城市 × 1-5 岁 子女数					.421* (.185)	
城市 × 6-12 岁 子女数					.612*** (.169)	
城市 × 13 岁及以上 子女数					.553*** (.152)	
城市 × 有男孩					.590*** (.170)	
似然比卡方	775.8***	804.0***	795.0***	806.7***	827.8***	818.9***
自由度	33	34	36	37	41	38
样本量	16466	16466	16466	16466	16466	16466

注：(1) 模型中还控制了调查的省份，因为篇幅原因，表中没有汇报各省的系数。

(2) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

经计算得到，当子女数等于 4.3 时，二次曲线下降到最低点。由于样本中绝大多数夫妇生育的子女数少于 5 个，故只能从总体来说，离婚风险随着子女数的增加而降低；同时，由于二次项的存在，下降的速度不是线性的。子女数从 0 增加到 1 时下降得最多，从 1 增加到 2 时下降的幅度会减少，依此类推。进一步的分析发现（结果没有呈现在表中），如果将子女数作为类别变量纳入模型中，4 个子女和 5 个以上子女的夫妇的离婚风险是大致相同的，也就是说，当子女数增加到 4 个以后，子女数量的继续增加不会进一步降低离婚的风险。这个结论充分说明，子女数量对婚姻稳定性的影响是边际效应递减的，从而也验证了本文的研究假设 2。

与前 2 个模型相比，模型 3 将子女细分为 4 个年龄组。可以发现，在不同年龄组内，子女数量的增加都对婚姻有保护作用。相比而言，0 岁子女的影响最大，1-5 岁其次，6-12 岁再次，13 岁及以上的影响最小。

为了对子女的年龄效应进行统计检验，我们对模型 3 中 0 岁、1-5 岁、6-12 岁和 13 岁及以上子女数这 4 个变量的回归系数增加了一个线性约束条件，即将它们设为相同。似然比卡方检验结果表明，在增加

这个约束条件以后,模型的拟合程度显著降低($p < 0.01$),这说明上述4个变量的回归系数是不相等的,即不同年龄的子女对离婚风险确实存在不同的影响,年龄越小的子女对婚姻的保护作用越大,这也验证了本文的研究假设3。

模型4在模型3的基础上增加了夫妇是否有男孩这个变量。分析发现,在控制了其他变量后,有男孩夫妇的离婚风险更低,统计检验显著,验证了本文的研究假设4。

模型5在模型4的基础上增加了城乡与分年龄子女数的交互项。结果显示,0岁组的子女数量对离婚风险的影响在城乡之间没有显著差异,但1-5岁、6-12岁和13岁及以上的子女数的影响在城乡之间都表现出了显著的不同。估计结果显示,这些交互项的回归系数都是正的,说明城市地区子女对婚姻的保护作用比农村更弱,验证了本文的研究假设5。

最后,模型6在模型4的基础上增加了城乡与子女性别的交互项,估计结果表明,该交互项的回归系数显著为正,说明在城市地区男孩对离婚风险的影响比农村弱,本文的研究假设6也得到了验证。

五、结论和讨论

既有的研究显示,婚前是否生育、子女的数量、年龄和性别都对夫妇的离婚风险具有显著影响,但迄今为止还没有一项研究系统地考察过中国社会情境下子女因素和离婚风险的关系。本文运用中国家庭动态跟踪调查2010年的初访数据对这个问题进行了探究。

研究发现,上述变量都对中国夫妇的离婚风险具有显著的影响。具体来说,婚前没有生育的夫妇,离婚的风险更低;生育子女的数量越多,婚姻越稳定;不过,子女数量对婚姻的保护作用存在边际效应递减现象;子女的年龄越小,离婚的风险越低,有男孩的夫妇,离婚的风险更低。这些结论与国外已有的研究结果完全一致,这充分说明,作为夫妇之间关系的纽带,子女对于稳定婚姻关系和化解家庭矛盾具有极为重要的影响。

除此以外,本文的研究还发现,子女对离婚风险的影响在城乡之间有显著的不同。农村地区子女对婚姻的保护作用比城市更强,男孩对

离婚风险的影响也在农村表现得更明显。这些差异或许反映了城乡之间在社会经济发展水平和文化观念上的不同。

由于特殊的文化传统,中国的离婚水平一直较低。在中国的文化传统中,婚姻的目的不是为了男女双方的爱情和幸福,而是为了生育子女和抚育后代,这与西方社会将婚姻视为个人私事和强调离婚自由有本质的区别(曾毅,1995)。但是,改革开放以后,随着社会的快速发展和文化交流的日益增多,国际社会的婚姻观念开始影响中国,人们对婚姻的态度和社会舆论对离婚的评价也在逐渐发生变化(曾毅,1995)。

本文的研究发现,与相对闭塞的农村地区相比,在更加开放的城镇地区,子女因素对婚姻稳定性的影响更弱且统计检验显著,这在一定程度上验证了婚姻观念和社会舆论的变化对离婚的影响。我们也看到,婚前生育不利于婚姻的稳定,进而佐证了婚姻观念比较开放的夫妇离婚的风险更高。所有这些均表明,婚姻观念的变化是中国近些年来离婚率持续上升的重要影响因素。可以预见,随着中国社会的进一步开放和城镇化的发展,在人们的婚姻观念改变以后,中国的离婚水平还会继续升高。

除了婚姻观念的变化以外,生育率的下降对婚姻稳定性的影响也同样不能小觑。一方面由于执行了严格的计划生育政策,另一方面,由于社会经济水平的全面提高,中国的生育水平自20世纪70年代以来持续降低(见图2)。生育率的下降放缓了中国人口的增长速度,为经济和社会发展做出了巨大贡献。但对家庭来说,子女数量的减少则意味着夫妻共同资源的减少,或特定婚姻资本的减少;同时,也意味着拥有男孩机会的减少,以及拥有幼龄子女时间的缩短,由此大大增加了婚姻和家庭的不稳定因素。

本文虽没有直接讨论生育率和离婚率的关系,但研究结果已经暗示了二者之间存在关联的可能性。从这个角度来说,生育率的降低也可能是导致离婚率上升的一个重要原因。

参考文献:

- 费孝通,1999,《生育制度》,北京:商务印书馆。
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。
涂尔干,2000,《社会分工论》,渠东译,上海:生活·读书·新知三联书店。
吴德清,1999,《当代中国离婚现状及发展趋势》,北京:文物出版社。
谢宇,2006,《社会学方法与定量研究》,北京:社会科学文献出版社。

- 叶文振、林肇国,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。
- 中国社会科学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。
- Allison, Paul D. 1995, *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*. SAS Publishing.
- Andersson, G. & Gebremariam Woldemicael 2001, "Sex Composition of Children as a Determinant of Marriage Disruption and Marriage Formation: Evidence from Swedish Register Data." *Journal of Population Research* 18(2).
- Andersson, G. 1997, "The Impact of Children on Divorce Risks of Swedish Women." *European Journal of Population* 13.
- Becker, Gary S. 1973, "A Theory of the Allocation of Time." *Economic Journal* 81.
- Becker, Gary S., Elizabeth Landes & Robert T. Michael 1977, "An Economic Analysis of Marital Instability." *Journal of Political Economy* 85.
- Belsky, J., G. B. Spanier & M. Ravine 1983, "Stability and Change in Marriage across the Transition to Parenthood." *Journal of Marriage and the Family* 45.
- Bracher, M., G. Santow, S. R. Morgan & J. Trussell 1993, "Marriage Dissolution in Australia: Models and Explanations." *Population Studies* 47.
- Cherlin, Andrew 1977, "The Effect of Children on Marital Dissolution." *Demography* 14.
- Coppola, L. & M. Di Cesare 2008, "How Fertility and Union Stability Interact in Shaping New Family Patterns in Italy and Spain." *Demographic Research* 18(4).
- Diekmann, Andreas & Kurt Schmidheiny 2004, "Do Parents of Girls Have a Higher Risk of Divorce? An Eighteen-Country Study." *Journal of Marriage and Family* 66.
- Freedman, Deborah & Arland Thornton 1979, "The Long-term Impact of Pregnancy at Marriage on the Family's Economic Circumstances." *Family Planning Perspectives* 11(1).
- Furstenberg, Frank F., Jr., Christine Winquist Nord, James L. Peterson & Nicholas Zill 1983, "The Life Course of Children of Divorce: Marital Disruption and Parental Contact." *American Sociological Review* 48(5).
- Glenn, N. D. & Sara McLanahan 1982, "Children and Marital Happiness: A Further Specification of the Relationship." *Journal of Marriage and Family* 44.
- Goode, W. J. 1993, *World Changes in Divorce Patterns*. New Haven-London: University Press.
- Heaton, Tim B. 1990, "Marital Stability Throughout the Child-Rearing Years." *Demography* 27(1).
- Hoem, B. & J. M. Hoem 1992, "Disruption of Marital and Non-marital Unions in Sweden." In J. Trussell, R. Hankinson & J. Tilton (eds.), *Demographic Applications of Event History Analysis*. Oxford: Clarendon Press.
- Hoffman, L. W. & J. D. Manis 1978, "Influences of Children on Marital Interaction and Parental Satisfaction and Dissatisfactions." In R. Lehner & G. B. Spanier (eds.), *Child Influences on Marital and Family Interaction: A Life-Span Perspective*. New York: Academic Press.
- Jalovaara, M. 2001, "Socio-economic Status and Divorce in First Marriages in Finland: 1991 - 1993." *Population Studies* 55(2).

- Katzev, Aphra R., Rebecca L. Warner & Alan C. Acock 1994, "Girls or Boys? Relationship of Child Gender to Marital Instability." *Journal of Marriage and Family* 56.
- Lyngstad, Torkild Hovde 2004, "The Impact of Parents' and Spouses' Education on Divorce Rates in Norway." *Demographic Research* 10.
- McLanahan, Sara & Larry Bumpass 1988, "Intergenerational Consequences of Family Disruption." *American Journal of Sociology* 94(1).
- Morgan, S. Philip, Diane N. Lye & Gretchen 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.
- Teachman, Jay D. & Alex Heckert 1985, "The Impact of Age and Children on Remarriage." *Journal of Family Issues* 6(2).
- Thornton, Arland 1977, "Children and Marital Stability." *Journal of Marriage and Family* 39(3).
- Tzeng, J. & R. D. Mare 1995, "Labour Market and Socio-economic Effect on Marital Stability." *Social Science Research* 24.
- Udry, J. Richard 1971, *The Social Context of Marriage* (2nd edition). Philadelphia: J. B. Lippincott Company.
- Vignoli, Daniele & Irene Ferro 2009, "Rising Marital Disruption in Italy and Its Correlates." *Demographic Research* 20.
- Waite, Linda J. & Lee A. Lillard 1991, "Children and Marital Disruption." *American Journal of Sociology* 96(4).
- Weiss, Y. & R. J. Willis 1997, "Match Quality, New Information and Marital Dissolution." *Journal of Labor Economics* 15.
- White, L. K. 1990, "Determinants of Divorce: A Review of Research in The Eighties." *Journal of Marriage and Family* 52.
- Worthington, E. J. & B. G. Buston 1986, "The Marriage Relationship during Transition to Parenthood: A Review and a Model." *Journal of Family Issues* 7.

作者单位:北京大学社会学系
责任编辑:杨可

PAPER

Social Transition and Changes in the Determinants of Marriage Formation; A quantitative study of Chinese urbanites
 *Yu Jia & Xie Yu* 1

Abstract; Using data from the 2003 and 2008 Chinese General Social Surveys, we examine the changes of demographic and institutional determinants of individual marriage in urban China spanning 60 years. We observed a growth in the importance of economic prospect during the period of rapid economic development. In addition, the positive effect of working in the state-owned sector on marriage formation has declined, reflecting the increasing marketization in China during recent decades. Combining the surveys with city-level annual measures of housing prices, we further find that the effects of education on marriage entry depend on local housing prices. Specifically, higher education is associated with larger probability of entering marriage when the housing prices are relatively high; in contrast, education has a marriage-delaying effect in the cities with relatively low housing prices. Taken together, these results suggest the importance of considering the determinants of marriage within a broader changing social context.

The Impact of Children on Divorce Risk
 *Xu Qi, Yu Jianning & Qiu Zeqi* 26

Abstract; Based on the data of the first wave of Chinese Family Panel Study in 2010, this paper examines the relationship between divorce risk and four children-related variables in China, which are premarital childbearing, the number of children, children's age and gender. We find that all the four variables have significant effects on divorce risk: (1) couples who have premarital children are more likely to divorce; (2) the more children, the more stable the marriage is, but the marginal effect declines with the increase of the number of children; (3) younger children can reduce the risk of divorce more than older ones and (4) couples having boys are less

likely to divorce. The findings from this research are consistent with studies conducted in other countries and suggest that children play an important role in stabilizing marriage and resolving contradictions in marriage. The authors also find that the positive effect of children on marital stability and the effect of children's gender are stronger in rural areas, which is probably due to the differences of modernization and cultural values between rural and urban areas. All these findings imply that the change of marriage values and the decline of fertility rate are two important factors contributing to the increase of divorce rates in recent years.

One-Child Policy and Elderly Migration *Wu Yaowu* 49

Abstract: At the end of 1970s, the Chinese government enacted the one-child policy, which was strictly implemented in urban areas. Now, those children born under this policy begin to join the labor market, while their parents are retiring. In China's well-developed urban labor market, it's quite normal for the one-child generation, who has received good education with the expansion of China's higher education, to search for jobs in other cities, especially in the big ones. However, China's elderly care model largely remains unchanged, so parents intend to move to destination cities with their children, which illustrates a unique phenomenon of elderly migration in China: moving to big cities. This leads to the increasing number of elderly people in the destination cities and raises challenges to public facilities and services to the local communities.

Analysis of Timing and Risk Factors of Sexual Debut among Chinese Unmarried Youth: A social cost perspective
..... *Guo Wei, Zheng Xiaoying & Wu Zheng* 74

Abstract: Based on the data from the National Youth Reproductive Health Survey in 2009, which examines the sexual behavior of over 22,000 unmarried youth aged 15 – 24 from mainland China, we use Kaplan-Meier method to estimate the gender-specific survival distribution of sexual debut across urban/rural status and regions. We also use Cox regression models to estimate the risk difference of the timing of sexual debut among Chinese youth in terms of the variables affecting youth's social cost and sex knowledge acquisition. The study shows that there are gender, urban/rural, and regional differences in the timing of sexual debut and the age-related prevalence of sexual experience. The results indicate that social cost variables including gender, community setting, and family structure, are significantly associated with the timing of sexual debut among Chinese youth; while only educational attainment of the variables affecting youth's sex knowledge acquisition is significantly associated with