

初婚年龄、婚龄匹配与婚姻稳定^{*}

——基于 CFPS 2010 年调查数据

李建新 王小龙

摘要: 采用 2010 年中国家庭动态跟踪调查 (CFPS) 数据建立离散时间 Logit 模型, 分析当今中国社会女性初婚年龄及婚龄匹配对婚姻稳定的影响作用。研究结果显示, 女性初婚年龄对婚姻稳定的影响效应呈“U”型模式; 夫妻不同婚配年龄也对婚姻稳定产生不同影响。同时, 女性初婚年龄与夫妻婚配年龄对婚姻稳定的影响存在着城乡差异。随着我国高等教育的普及、婚姻成本的不断提高, 以及适婚人口性别结构的严重失衡, 可以预见我国社会中的晚婚现象将越来越普遍, 而晚婚带来的不匹配婚姻也将会是婚姻不稳定的重要因素。

关键词: 离婚风险; 初婚年龄; 婚龄匹配; 城乡差别; 离散时间 logit 模型

中图分类号: C913.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 0257-5833(2014)03-0080-09

作者简介: 李建新, 北京大学社会学系教授、博士生导师; 王小龙, 北京大学社会学系硕士研究生 (北京 100871)

一、引言

随着传统社会向现代社会转型, 我国家庭规模和结构都发生了很大的变化, 同时婚姻家庭的稳定性也大大减弱, 离婚率近年来急速上升便是一个明证。自 20 世纪 70 年代末改革开放以来, 特别是新世纪社会转型加速以来, 我国离婚率不断攀升。改革开放初期 1978 年我国粗离婚率仅为 0.2‰, 2008 年上升至 1.7‰, 2011 年又加速上升至 2.13‰^①。离婚率上升也可以认为是工业化、现代化进程中不可避免的现象。这是因为: 一方面, 现代化和其他社会经济的变迁, 使得家庭的诸多功能如生育、教育等被剥离或削弱, 成为一个脆弱的组织, 从而降低了家庭成员的认同感, 减弱了家庭的凝聚力, 家庭不再被认为是个人生存所必需; 另一方面, 现代化也带来了人们婚育观念的变化, 特别是强调个性的发展, 直接影响到人们的家庭责任感。与此同时, 改革开放三十多年间, 人们的初婚年龄也发生了很大变化。20 世纪 80 年代我国初婚年龄曾一度逐年下降, 但自 90 年代以来初婚年龄开始逐步上升, 1990 年我国人口初婚年龄为 22.79 岁, 2010 年上升至 24.85 岁, 其中男性初婚年龄由 1990 年的 23.57 岁上升至 2010 年的 25.86 岁; 女性初婚年龄

收稿日期: 2013-12-12

^{*} 本文系教育部人文社会科学重点研究基地项目“转型期我国家庭变动及问题研究”(项目批准号: 10JJD840001)的阶段性成果。

^① 《中国人口年鉴 2012》, 人口年鉴社 2012 年版。

由1990年时的22.02岁升至2010年时的23.89岁^①。对于高等教育越来越普及的新一代来说,晚婚已成为较普遍的现象,这种晚婚现象既源于高等教育普及和观念转变,也与不断攀升的结婚成本(例如高昂的房价和更高的生活要求)有关。

宏观水平上的初婚年龄提高与离婚率攀升是否存在着某种关联,这是比较难以验证的。因为在二者之间或二者背后存在着较多的影响变量,例如经济水平的提高和文化观念的开放;同时,还因为我国人口众多,存在着较明显的地域异质性。不过,在微观水平上验证初婚年龄和离婚风险的关系却是可行的。国外已有大量的定量研究在探讨初婚年龄与离婚风险间的关系,而在这方面国内相关定量研究却较为贫乏。本文利用2010年中国家庭动态跟踪调查(CFPS)数据,旨在探讨我国初婚年龄、夫妻婚配年龄与婚姻稳定之间的关系。显然,在我国社会转型大背景下讨论这一问题,厘清婚龄年龄与婚姻稳定的关系,具有学术和现实意义。

二、文献回顾与研究设计

初婚年龄和婚姻稳定之间的关系很早就被国外社会学者所探讨。早期的研究已经发现,结婚年龄是预测离婚风险的重要指标,并认为结婚年龄的提高有利于婚姻稳定,即早婚夫妻较晚婚夫妻会具有更高的离婚风险^②。部分研究又进一步证实,结婚年龄和婚姻稳定实际上存在着非线性关系,晚婚对于婚姻的保护效应只在相对低年龄组发生作用,而当结婚年龄超过一定界限时,夫妻的离婚风险又会上升^③,因为随着结婚年龄的提高,个体更可能与“不匹配对象”(poorer matching)结婚。结婚年龄和婚姻稳定之间的非线性关系又在之后的研究中被验证^④。当然,也有研究并没有发现上述结果^⑤,即高龄结婚者的离婚风险并没有显著提高。

关于结婚年龄的婚姻稳定效应的发生机制,国外学者从内部特征和外部环境两方面进行了分析探讨。有学者认为结婚年龄通过“成熟效应”(maturity-effect)对婚姻稳定发生作用,即过早结婚的家庭之所以不稳定,是因为不成熟的早婚者更可能对婚姻匹配程度做出错误的估计和预期。当年龄较小时,个体通常持有偏差的自我认知,并且也无法准确地认知对方的特征;同时,早婚意味着匹配双方的特征(相对于结婚时初始状态的)在将来会发生更大的变动。因此,早婚者的不成熟并不仅仅指心智上,更重要的一些成年期才会出现的特征(如教育、职业、收入、成熟的性格等)在早婚的青年期并不能充分显现。同时,婚姻专项资本(marital-specific capital)也对早婚者的高离婚率做出了解释,认为早婚者不能更好地积累婚姻专项资本(如孩子和房产)而降低了离婚成本。不过,当个体保持单身超过一定界限后,“不匹配效应”(poor match effect)就会使结婚年龄对婚姻稳定的效应发生逆转,即由于晚婚者习惯了单身生活从而降低了离婚成本,且随着年龄的增长和寻偶成本的升高,晚婚者更可能主动接受不匹配婚姻,使得婚姻稳定性下降。从个体内部特征的角度而言,早婚者的“成熟效应”和晚婚者的“不匹配效应”使得结婚年龄对婚姻稳定的影响呈现“U”字型。有学者认为,结婚年龄所导致的外部环境的变化,同样可能对婚姻稳定产生影响。就结婚年龄过小而言,由于早婚更可能会是不经父母同意而缔结婚约,因此父母与已婚孩子联系较少,从而缓解了离婚的外部阻碍;就结婚年龄过大而言,晚婚者与其父母过多的联系(如对年迈父母的照料和资助)有可能破坏婚姻稳定,同时晚婚夫妻更难共享双方朋友圈,这也降低了双方的离婚成本。

国内关于结婚年龄与婚姻稳定性的研究,主要围绕解释结婚年龄发生变化的特点及原因而展

① 陆杰华、王笑非《20世纪90年代以来我国婚姻状况变化分析》,《北京社会科学》2013年第3期。

② Bumpass, James, *Differentials in Marital Instability of the Black Population*, Phylon, 1972; Castro, Bumpass, *Recent Trends in Marital Disruption*, Demography, 1989.

③ Becker, Landes, Michael, *An Economic Analysis of Marital Instability*, Journal of Political Economy, 1977.

④ Evelyn, *Age at Marriage and Marital Instability Age at Marriage and Marital Instability: Revisiting the Becker-Landes-Michael Hypothesis*, Journal of Population Economics, 2008.

⑤ Glenn, Uecker, Love, *Later First Marriage and Marital Success*, Social Science Research, 2010.

开讨论^①。也有一部分研究探讨中国婚姻匹配模式的变化^②,并以此为焦点来研究离婚问题^③。总体上讲,和其他领域的研究相比,国内运用定量方法来系统地探讨初婚年龄和夫妻婚配年龄与婚姻稳定之间关系的文献为数不多。

从以上国外文献研究可知,“低龄早婚对于婚姻稳定存在着破坏作用”基本上已成为共识,而究竟初婚年龄对于婚姻稳定的作用是否是线性的,或者说高龄晚婚是否对婚姻起着破坏作用,仍然没有达成一致的结论,这一方面可能是由于所选取的方法和数据的差异,另一方面也可能表明结婚年龄和婚姻稳定的关系在不同的文化背景下会有不同的表现。

本文在CFPS 2010年数据基础上,通过建立统计模型,尝试回答以下三个问题:其一,在当下中国社会中,女性初婚年龄对婚姻稳定是否会存在“U”型影响模式?即早婚和晚婚是否均可能提高婚姻解体的可能性?其二,夫妻婚配年龄即夫妻初婚年龄差,是否会影响婚姻稳定,是否存在着年龄不匹配婚姻导致更高婚姻解体的可能性?其三,女性初婚年龄和夫妻婚配年龄对婚姻稳定的影响以及作用模式,是否会存在城乡差别?

三、数据和方法

1. 数据来源

本文数据采用2010年中国家庭动态跟踪调查(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、多阶段、与人口规模成比例的概率抽样方法(PPS),样本覆盖了除香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾省、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、代表性强,数据质量比较有保障^④。在本文分析结婚年龄与离婚风险关系时,将样本以家庭为单位输入。由于CFPS中有大量样本出于同一家庭,因此对于出自同一家庭中的样本,仅保留该家庭中的女性样本。在删除了若干不合理数据后,共保留了14721个家庭的数据,其中503户初婚离婚,城市样本347户离婚,占城市总体的4.83%,农村样本156户离婚,占农村总体的2.07%。另外,为简化研究问题,本研究只关注初婚家庭的情况,本文所论及的结婚年龄,实际上是样本的女性初婚年龄。主要考虑到女性婚龄与人口再生产联系紧密,且女性的各项特征都较为稳定。

2. 变量选择

本研究因变量为离婚与未离婚这一二分变量,即事件“event”,并删除了“未婚”和“同居”样本,“丧偶”样本归入“未离婚”样本。在离婚和未离婚者中,分别以离婚年减去结婚年、调查时间(2010)减去结婚年来计算历险时间,并视为离散变量。

本研究自变量女性初婚年龄为连续变量,并同时加入初婚年龄二次项。当一次项系数为负而二次项系数为正,且均对婚姻稳定有显著影响时,就可以认为初婚年龄对婚姻稳定存在着“U”型模式的影响作用。

另一研究变量为夫妻婚配年龄。由于中国传统社会“偏男”文化存在,实际婚姻中一般以男性年龄大于女性为多,而女性较男性年龄大的婚姻则在一定程度上被视为不匹配婚姻。固然民间也有“女大三抱金砖”之说,认为女性年长于男性有利于家庭的幸福,但这需要数据验证。本文将夫妻婚配年龄作为分类变量处理,分组为男比女大10岁及以上、男比女大5至9岁、男比女大1至4岁、男女年龄相当即男女相差不到1岁、女比男大1至2岁、女比男大3岁及以

① 王鹏、吴愈晓《初婚年龄的影响因素分析》,《社会》2013年第3期。

② 李煜《婚姻匹配的变迁:社会开放性的视角》,《社会学研究》2011年第4期。

③ 陆益龙《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》2009年第2期。

④ 参见谢宇、张晓波、李建新等《中国民生发展报告2013》,北京大学出版社2013年版。

上。其中以男比女大1至4岁组为参照组。

为较好地反映我国地区差异,本研究选取了城乡变量。我国城乡二元分割使得城市居民和农村居民无论是在收入和教育,在文化传统和思想观念上,还是在整个社区的经济发展程度和居民保障水平上均具有明显差异,因此需要对城乡属性进行控制,城乡属性按问卷类型,分农村居住者和城市居住者。为了探寻结婚年龄和相对年龄对婚姻稳定作用的城乡差异,本文还按城乡变量将样本分开进行建模。

控制变量为个人背景变量和婚育变量。个人背景变量本研究选择了女性教育和婚姻历险年代变量。一般认为,教育程度的提高会增加离婚的可能性,因为接受高等教育的人往往具有更独立的经济能力,且更倾向于将离婚视为处理婚姻问题的手段。我们将女性教育程度分为未受教育、小学教育、初高中教育、专本及以上教育,其中以未受教育组作为参照组。婚姻历险年代变量与中国处在剧烈的社会变迁之中有关。在我国,由于政策制度和规范文化在建国后六十多年来的剧烈变动,年代变量对于离婚风险具有重要的影响。本研究将年代变量分为四类,分别为1966年至1980年、1981年至1991年、1992年至1999年和2000至2010年,其中1966年至1980年为参照组。在模型分析中,年代变量作为时变变量来处理,用于控制婚姻所面临的外部经济、政治和社会环境的差异。

婚育变量包括家庭生育孩数、婚前同居和未婚生子等变量。在本研究中,生育孩子变量为分类变量,分别为无孩户、生育一孩户、生育二孩户和生育三孩及以上户。相关研究已经证明,生孩数量和性别结构对婚姻稳定产生效应,生育孩数越多和生育男孩有利于促进婚姻稳定^①。婚前同居:是否有婚前同居对今后的离婚风险产生双向影响,一方面,婚期同居的“试婚”行为会剔除掉一些在生活习惯等方面不合适的伴侣,从而降低离婚风险;另一方面,婚前同居的行为多发生在具有更开放思想的样本中,而这一潜在变量实际上会提高离婚风险。本文将婚前同居按“是否”作分类变量处理。未婚生子:未婚生子对离婚风险的影响也可能是双向的,一方面未婚生子可以使婚姻在最初就拥有孩子,而孩子可以起到促进婚姻稳定的作用,但另一方面,未婚生子者往往属于那些思想更开放人群,而这一人群具有更高的离婚倾向。本文将未婚生子按“是否”作分类变量处理。变量基本特征描述见表1。

表1 变量特征描述 (%)

变量名	变量分类	变量分布(城市)	变量分布(农村)	变量分布(总体)
婚姻持续时间	平均值	23.6	24.3	24.0
	标准差	14.8	14.5	14.6
是否离婚	未离婚	95.17	97.93	96.58
	离婚	4.83	2.07	3.42
女性初婚年龄	平均值	23.0	21.3	22.2
	标准差	3.4	3.2	3.4
夫妻婚配年龄差	$[-\infty, -3]$	2.38	2.69	2.54
	$[-2, -1]$	15.23	15.60	15.42
	$(-1, 1)$	17.89	17.03	17.45
	$[1, 4]$	48.78	47.17	47.95
	$[5, 9]$	12.27	13.49	12.89
	$[10, +\infty]$	3.45	4.02	3.74

① 许琪、于健宁、邱泽奇《子女因素对离婚风险的影响》,《社会学研究》2013年第4期。

续表

变量名	变量分类	变量分布(城市)	变量分布(农村)	变量分布(总体)
年代变量 (人一年数据)	1966—1980	12.39	12.55	12.48
	1981—1991	22.33	22.02	22.17
	1992—1999	24.09	24.30	24.20
	2000—2010	41.19	41.13	41.16
教育背景	未受教育	21.47	45.56	33.80
	小学教育	16.37	25.47	21.03
	中学教育	50.18	27.97	38.82
	专本教育及以上	11.98	1.00	6.36
生育孩数 (人一年数据)	无孩	11.90	11.51	11.70
	生育一孩	39.48	22.24	30.54
	生育二孩	25.07	30.92	28.11
	三孩及以上	23.55	35.32	29.65
有无婚前同居	无婚前同居	88.80	93.40	91.16
	有婚前同居	11.20	6.60	8.84
有无婚前生子	无婚前生子	93.21	94.34	93.79
	有婚前生子	6.79	5.66	6.21
样本量		7188	7533	14721

3. 方法和模型

本文采用离散时间风险模型 (Discrete-Time Hazard Model) 进行建模。将婚姻持续时间看作以年单位的离散时间, 并运用事件史分析方法进行研究, 该方法有以下几方面优点: 其一, 能够较好地解决删失问题 (Censoring), 因为大多数夫妻在调查时均处于在婚状态, 而他们之后是否会离婚并没有被观测到, 事件史分析能够较好地解决数据存在的右删失问题; 其二, 便于解释时变变量对离婚风险的影响, 通过将数据转化为“人一年”结构, 容易对时变变量进行操作; 其三, 便于理解和解释统计结果。

定义个体 i 在 t 时间点的离婚风险为:

$$P_{it} = \Pr [T_i = t \mid T_i \geq t, X_i, X_{it}]$$

T_i 是作为离散变量的婚姻持续时间; X_i 为个体的稳定特征向量, 即不随时间变化而变化的变量, 包括初婚年龄、夫妻婚配年龄、教育背景与婚前行为 (是否同居和未婚生子); X_{it} 为个体的不稳定特征向量, 即随时间改变而改变的时变变量, 包括婚姻经历年代与生育孩数变量, 这些时变变量通过对数据结构进行“人一年”转化来处理。我们关注在某一风险集 ($T_i \geq t$) 中离婚事件 ($T_i = t$) 发生的概率与解释变量 (初婚年龄与夫妻婚配年龄) 之间存在怎样的关系, 通常的方法是运用 Logit 模型进行建模。离散时间的 Logit 模型有如下两种表达方式:

$$\frac{P_{it}}{1 - P_{it}} = \exp (\alpha + \beta X_i + \gamma X_{it})$$

$$\text{Log} \frac{P_{it}}{1 - P_{it}} = \text{Logit} P_{it} = \alpha + \beta X_i + \gamma X_{it}$$

其中 β 与 γ 代表了非时变变量与时变变量对离婚风险比 (hazard rate odds) 变动的影响。 β 或 γ 每提高一个单位, 个体的离婚风险比就会提高 $[\exp (\beta + 1) - 1]$ 倍或 $[\exp (\gamma + 1) - 1]$ 倍。截距项 α 代表了模型的基准风险。Logit 模型的估计采用最大似然值法, 可以将未离婚样

本与离婚样本同等地带入离婚风险的估计, 因此可以很好的解决删失问题。本文的模型建立如下表 2 所示, 其中个人背景变量包括女性的教育背景与婚姻历险年代变量, 婚育变量包括是否有婚前同居、是否婚前生子以及婚姻持续过程中所生养的孩子数。

表 2 模型选择

	模型描述	Df (自由度)	LR chi2(似然比卡方)		
			总体样本	城市样本	农村样本
初婚年龄					
模型一	初婚年龄 + 个人背景变量	10	572.99***	402.45***	152.57***
模型二	初婚年龄 + 个人背景变量 + 婚育变量	15	2401.64***	1670.53***	682.26***
模型三	初婚年龄 + 婚龄匹配 + 个人背景变量 + 婚育变量	18	2411.17***	1673.96***	697.05***
婚龄匹配					
模型四	婚龄匹配 + 个人背景变量	10	568.27***	398.04***	152.58***
模型五	婚龄匹配 + 个人背景变量 + 婚育变量	15	2356.48***	1652.16***	652.52***
模型六	婚龄匹配 + 初婚年龄 + 个人背景变量 + 婚育变量	18	2411.17***	1673.96***	697.05***

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

四、分析结果

1. 初婚年龄与离婚风险

女性结婚年龄与离婚风险模型包括模型一至模型三。模型一控制了个人背景变量, 包括女性的教育程度以及婚姻历险年代变量, 其中年代变量作为时变变量进行处理, 用以控制家庭经历不同年代所面临的经济、文化和政策等等外部环境。模型二在模型一的基础上控制了婚育变量, 包括夫妻是否婚前同居、夫妻是否未婚生子以及夫妻缔结家庭后生育的孩子数, 其中生育孩子数作为时变变量处理。模型三在模型二基础上, 控制了夫妻婚配年龄, 即夫妻结婚时的年龄差别。夫妻相对年龄与离婚风险模型包括模型四至模型六, 控制变量加入的方法与模型一至模型三相同。

表 3 是女性初婚年龄与离婚风险模型在三类样本中的输出结果。总体样本中, 在控制了个人背景变量后, 女性年龄一次项及二次项对离婚风险均有显著影响, 这说明初婚年龄对离婚风险的影响呈现“U”型模式, “U”型的最低点为 26 岁, 即在 26 岁之前, 初婚年龄的提高会降低离婚风险, 而在 26 岁之后, 初婚年龄的继续提高则会提高离婚风险。数据证实了早婚会对婚姻稳定存在破坏效应, 但离婚风险不会随着初婚年龄的提高而线性下降, 女性晚婚仍然会导致高离婚风险。在继续控制了婚育变量与夫妻婚配年龄变量之后, 结婚年龄的一次项系数仍然对离婚风险产生显著作用, 但是二次项系数显著性大幅下降, 同时“U”型极点也被推迟到了 40 岁。由此可以看出, 未婚同居、未婚生子、生育孩子数以及夫妻婚配年龄的差异能够一定程度解释晚婚对婚姻稳定的破坏作用。

从城市样本与农村样本的结果中, 可以看出初婚年龄对离婚风险的“U”型模式是城乡之间所共有的。无论在城市还是农村, 早婚和晚婚均会提高离婚风险。但初婚年龄对婚姻稳定的作用在城市更加显著。另外初婚年龄对离婚风险的作用机制在城乡存在差异: 在城市居民样本中, 控制了婚育变量与婚配年龄变量后, 初婚年龄的一次项及二次项的显著性均大大下降, 这说明在城市中, 未婚同居、未婚生子、生育孩子数以及夫妻婚配年龄特征能够很大程度上解释初婚年龄对离婚风险的影响; 而在农村中, 婚育变量与婚配年龄变量并没能解释初婚年龄对离婚风险的影响。

这说明在农村, 初婚年龄对婚姻稳定的效应可能来自其他机制。

表3 女性初婚年龄与离婚风险模型

	总体样本			城市样本			农村样本		
	女性年龄	女性年龄 ²		女性年龄	女性年龄 ²		女性年龄	女性年龄 ²	
模型一	-0.184 **	0.00364 ***	26	-0.263 ***	0.00474 ***	29	-0.209 *	0.00391 *	27
模型二	-0.213 **	0.00249 +	40	-0.161 +	0.00178	/	-0.304 *	0.00344	/
模型三	-0.247 ***	0.00295 *	41	-0.179 +	0.00201	/	-0.396 ***	0.00468 *	42

注: + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

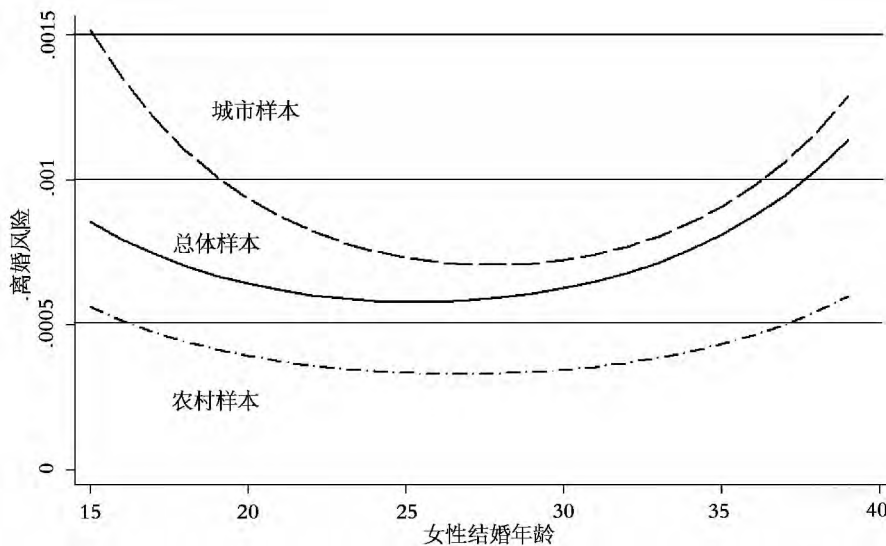


图1 总体、分城乡初婚年龄与离婚风险 (控制了个体背景变量的拟合曲线)

2. 夫妻婚配年龄与离婚风险

表4是夫妻婚配年龄与离婚风险模型在三类样本中的输出结果。夫妻婚配年龄为初婚时丈夫年龄减去妻子年龄的差数, 该差数分组如下表所示。在中国社会, 夫妻婚龄匹配主要是男大女小模式。我们的数据也显示, 家庭中丈夫年龄较妻子年龄大1至4岁是主流, 本文将1至4岁组作为模型参照组。从模型结果看, 在总体样本控制了个体背景变量的模型四中, 夫妻婚配年龄并没有对离婚风险产生显著影响; 在进一步控制了婚育变量与女性结婚年龄后, 夫比妻小三岁以上组对离婚风险的作用显著, 该组的离婚风险比参照组增加了0.7倍 ($\exp(0.540) - 1$); 同时还发现, 夫大妻10岁以上组对离婚风险有显著的降低作用, 该组离婚风险是参照组的一半左右 ($\exp(-0.572)$)。

从城市样本和农村样本的结果中, 我们可以看出夫妻婚配年龄对离婚风险的影响存在着明显的城市差异: 农村居民中夫妻婚配年龄对离婚风险有非常显著的影响, 夫比妻小会破坏婚姻稳定——在模型四至模型六中, 夫比妻小3岁及以上组较参照组有更高的离婚风险。而在城市样本中, 夫比妻小的年龄匹配并没有对离婚风险产生显著影响, 然而男大女10岁及以上组则显著地降低了离婚风险, 该组离婚风险为参照组的三分之一 ($\exp(-1.132)$)。这表明在城市丈夫相对年龄的提高会对婚姻稳定起到保护作用。

结合女性初婚年龄与夫妻婚配若干重要特征, 进一步分析我们发现, 女性早婚往往和较负面的个体特征相联系, 例如教育程度不足。同时, 我们还发现早婚实际上能够获得较为合理的匹配模式, 因此我们没有证据证实早婚对婚姻稳定的破坏作用能够被“成熟效应”所解释, 即过早

表 4 夫妻相对年龄与离婚风险模型 (参照组 [男一女] 1 至 4 岁)

		男小女大		年龄相当	男大女小		
		$[-\infty, -3]$	$[-2, -1]$	$(-1, 1)$	$[1, 4]$	$[5, 9]$	$[10, +\infty]$
总体样本	模型四	0.0745	-0.143	-0.0315	/	0.170	0.208
	模型五	0.189	-0.155	0.0643	/	-0.0728	-0.507 ⁺
	模型六	0.540 [*]	0.0432	0.206	/	-0.138	-0.572 ⁺
城市样本	模型四	-0.289	-0.139	-0.121	/	0.236	-0.216
	模型五	-0.114	-0.172	-0.0277	/	-0.0619	-1.088 [*]
	模型六	0.208	-0.0249	0.0826	/	-0.106	-1.132 [*]
农村样本	模型四	0.656 [*]	0.0134	0.223	/	0.0777	0.746 ⁺
	模型五	0.652 [*]	-0.0337	0.283	/	-0.125	0.213
	模型六	1.235 ^{***}	0.384	0.488 [*]	/	-0.280	0.0367

注: $+p < 0.1$, $* p < 0.05$, $** p < 0.01$, $*** p < 0.001$

结婚的家庭之所以不稳定,是因为自身不成熟的早婚者更可能对婚姻匹配程度做出错误的估计和预期,从而缔结不匹配婚姻。不过,晚婚对婚姻稳定的破坏作用似乎符合“不匹配效应”解释。从个体特征上讲,晚婚者接受高等教育的比例较高,因此更可能寻找教育程度较高的伴侣,教育所带来的开放思想使得晚婚者可能发生婚前同居或未婚生子。同时晚婚女性更可能寻找预期不匹配的男性结婚,这是由于随着年龄的提高,寻偶的机会成本不断提高,从而使得匹配的要求下降。这也证明了晚婚对婚姻稳定的破坏作用,部分缘于婚姻的“不匹配效应”,且随着年龄的增长和寻偶成本的升高,晚婚者更可能主动接受不匹配婚姻,使得婚姻稳定性下降。此外,女性初婚年龄对婚姻匹配的影响存在着城乡间的异同:一方面可以看到,无论城市还是农村,随着结婚年龄的上升,婚姻的年龄不匹配、教育不匹配和职业不匹配的比例都呈现上升趋势,尤其当结婚年龄在 30 岁以后,教育不匹配和职业不匹配的可能性均加速上升;另一方面,教育不匹配与职业不匹配在城市上升的速度要大于农村。因此,晚婚婚姻很大可能是通过婚姻不匹配的路径,引起了婚姻不稳定性上升。这一定程度上支持了晚婚的“不匹配效应”在中国社会的存在。不过,限于篇幅,有关社会婚姻匹配如职业匹配与教育匹配与婚姻稳定的关系有待于另文进一步深入研究。

五、结论与讨论

以上实证研究表明,在当代中国社会,初婚年龄、夫妻婚配年龄都对婚姻稳定产生影响。我们的研究结果在一定程度上验证和回答了本文所要研究的三个问题。其一,女性初婚年龄对婚姻稳定具有显著影响,且影响模式呈现“U”型,即早婚会破坏婚姻稳定,推迟结婚年龄有利于婚姻稳定,但是当初婚年龄达到一定程度后作用方向就会逆转,即晚婚也会破坏婚姻稳定;其二,夫妻婚龄匹配对离婚风险具有显著影响,年龄上的不匹配容易提高离婚风险;其三,女性初婚年龄与夫妻婚配年龄对婚姻稳定的影响存在城乡差异。城乡女性初婚年龄对离婚风险的影响均呈现“U”型模式,城市的婚龄效应能够被婚育行为所解释,农村则不能;在农村,男小女大的婚姻具有更高的离婚风险,而在城市这一现象却并未出现;同时,在城市男性年龄大大高于女性的婚配模式对婚姻具有保护效应。进一步的分析还发现,在我国晚婚较容易产生不匹配婚姻,在女性结婚年龄超过 30 岁的晚婚婚姻中,夫妻双方教育不匹配、职业不匹配以及年龄不匹配的比重均显著提高,这支持了“不匹配效应”假说,在一定程度上解释了为何晚婚也会提高离婚风险。

在急速的社会转型和现代化进程之中,我国婚姻家庭关系也呈现出了明显的变化趋势。一方面家庭规模缩小,家庭结构核心化,单身家庭、丁克家庭、不完全家庭增多。与此同时家庭功能

在弱化,传统社会的许多家庭功能如经济功能、教育功能、社会保障等正在逐渐减弱,甚至在消失。另一方面人们婚姻年龄推迟、结婚率下降、同居增多、离婚率升高等。按美国学者弗朗西斯·福山的观点,这是现代社会大分裂的表现之一,是社会资本衰落的表现。福山认为,有两大因素影响着传统的家庭婚姻制度变迁^①。其一是家庭计划生育。20世纪60年代现代避孕工具的使用和人工流产许可,使女性得以更好地控制自己的生育周期,使其身体上解放了自我。其二是妇女高就业率,妇女在经济上独立,与男性有了较为平等的地位。随着女性就业增加收入提高,她们不再依赖丈夫,养活自己和孩子的能力增强。同时女性收入的增加也加大了抚养孩子的机会成本,因而减少了孩子的需求。而孩子越少,意味着婚姻中的共同资本越少,因此离婚的可能性增大。可以想见,随着我国高等教育的普及与女性劳动参与率的提高,男女教育时间与工作时间将挤压婚姻时间,使得寻找配偶与投身家庭事务的机会成本不断攀升,而这种挤压最突出的结果就是结婚年龄的推迟,这些变化都将极大地影响到婚姻的稳定性。此外,中国还存在着极为不利于婚姻市场择偶的人口条件。自20世纪80年代初期实行严格的计划生育以来,我国人口出生性别比发生了严重失调,2020年以后我国“婚姻市场”将会发生质的变化^②,这是因为20世纪80年代以后持续的严重的出生性别比失衡的人口主体(20—39岁)完全进入了婚配期,并且呈现出男女婚配期老化型的年龄结构,将出现男性适婚人口绝对过剩的局面,出现严重的婚姻挤压。在这种人口性别结构失衡的情况下,若假设社会不婚率稳定不变的话,将有大量男性会被迫将婚期推迟到30岁之后,或者只能一直保持单身。与此同时,我国高等教育的普及和两性教育平等化将进一步挤压女性自身寻偶时间,而女性自身对婚后生活期望的提高以及城市中婚姻成本的直线上升,又可能进一步使得女性主动或不得不推迟结婚时间。

因此,可以预见,现代化进程中高等教育普及、女性经济生活的独立以及婚配性别结构严重失衡的人口形势都将推动我国两性初婚年龄进一步升高,而男女婚配年龄不匹配的情况也将加剧,而这一切都将可能会成为进一步推动我国离婚风险升高的重要因素。

(责任编辑:薛立勇)

Age at First Marriage, Matched-age and Marital Stability

— Based on Data from CFPS 2010

Li Jianxin Wang Xiaolong

Abstract: Based on data from “Chinese Family Panel Survey (CFPS)”, this paper analyzes the effects of age at first marriage and matched-age on marital stability in Chinese family. The results from discrete-time event history analysis show that: age at first marriage has an “U”-type effect on marital stability, and matched-age also affects marital stability. In addition, there is an urban-rural difference in the effects of age at first marriage and matched-age on marital stability in Chinese family. With popularization of higher education, increase of marriage-cost and imbalance of sex structure of population, late marriage will be more and more common in Chinese society and may have an important role on marital instability.

Keywords: Divorce Hazard; Age at First Marriage; Matched-Age; Urban-Rural Difference; Discrete Time Logit Model

① [美] 弗朗西斯·福山 《大分裂——人类本性与社会秩序的重建》，刘榜离等译，中国社会科学出版社2002年版，第42—49页。

② 参见李建新《中国人口结构问题》，社会科学文献出版社2009年版，第112—118页。