

个体受教育程度对婚姻稳定性的影响

——基于性别和时间的视角

■崔晓楠 钱佳

[摘要] 近年来，中国离婚率的攀升引起了社会各界广泛关注。基于 2010—2018 年五期中国家庭追踪调查（CFPS）数据，本文采用事件史分析方法研究了性别与受教育程度对个体婚姻稳定性的影响。研究发现：第一，与国外研究结论类似，我国个体受教育程度与婚姻稳定性之间存在显著的负向关系。第二，女性受教育程度越高，初婚离婚风险越高、婚姻稳定性相对低，但男性受教育程度与婚姻稳定性之间不存在显著关系。第三，受教育程度降低了 1978 年以前、1978—1990 年和 1991—2000 年初婚女性的婚姻稳定性，但对 2000 年以后初婚的女性无影响，而 2000 年后初婚的男性受教育程度对提升婚姻稳定性有显著影响。文章关注到了高等教育普及化背景下受教育程度对男女婚姻稳定性的整体性影响，并发现随着年代推移，受教育程度较高的女性并不一定拥有较高的离婚风险，而对男性而言受教育程度对婚姻的稳固作用越发凸显。探究性别与受教育程度对婚姻稳定性的作用及其机制，对认识改革开放以来中国人的婚姻观及其变迁具有一定的理论和现实意义。

[关键词] 性别；受教育程度；婚姻稳定性；离婚风险；初婚年代；事件史分析

中图分类号：C913.1

文献标识码：A

文章编号：1004-3780（2023）06-0017-11

DOI：10.13583/j.cnki.issn1004-3780.2023.06.002

一、引言

受教育程度与婚姻的关系一直是教育学和社会学关注的重点问题之一。虽然经济因素对婚姻的影响常常起着决定性作用^[1]，但个体所获得的社会经济地位大多与其教育程度密切相关，这使得教育作为衡量个体潜在经济能力因素而备受关注^[2]。在该领域研究中，国内学者们讨论的重点主

基金项目：中央高校基本科研业务费资助独创性和重大创新性成果培育项目“新人力资本理论与教育评价改革研究”（项目编号：CCNU21DC009）。

作者简介：崔晓楠，华中师范大学教育学院 2023 级博士研究生；钱佳，华中师范大学教育学院副教授、家庭教育学院副院长。

要集中在两个方面：第一类研究揭示了教育与初婚年龄以及结婚率的关系，并证实了个体受教育程度的增加推迟了初婚年龄、降低了结婚率，其中女性结婚率下降幅度更大^[3-4]；第二类研究关注夫妻受教育匹配程度对婚姻稳定性的影响，包括对婚姻质量和离婚行为的讨论^[5-6]，并证实夫妻教育同质性匹配有利于提升婚姻稳定性，但目前关于个体受教育程度对婚姻稳定性的影响讨论相对较少。

与此同时，国外研究针对该议题尚未取得一致性结论，部分学者认为接受过高教育的女性具有较低的婚姻稳定性，主要是因为相较于低教育程度女性，她们更可能参与市场劳动，存在更多的潜在婚配对象选择，从而导致离婚风险较高^[7]；然而也有学者认为教育也可以通过提高个体沟通能力和经济收入提升婚姻整体收益，使得婚姻稳定性提升^[8]。从我国情况看，自20世纪70年代末以来中国的离婚率持续上升，2020年的粗离婚率从1979年的0.33‰上升到3.1‰，这引起了各界的广泛关注^[9]。同时，中国从1999年开始急剧扩大高等教育规模，年轻人口的受教育程度迅速提高。那么，这两个趋势是否有一定关联？是否存在性别、世代的差异？基于我国文化背景，对性别、受教育程度与婚姻稳定性的关系进行本土化研究十分必要。

二、文献回顾与理论框架

家庭经济学和婚姻交换理论认为，个体在做离婚决策时会综合权衡婚姻收益与离婚成本，如果婚姻收益预期小于离婚成本时，那么离婚就可能发生，反之个体则会选择维持婚姻^[10]。利文格（Levinger）在贝克尔研究的基础上建构了“婚姻凝聚理论”，提出婚姻的稳定性不仅受到个体感知到的婚姻收益、离婚成本的影响，还受到配偶替代的影响^[11]。这为我们分析受教育程度对婚姻稳定性的影响提供了一套分析思路。

（一）受教育程度与婚姻收益

婚姻收益主要包括家庭专业分工收益、情感收益和共同财产收益。其中，家庭专业分工是指夫妻双方的资源应该按照他们的效率配置到各种活动上，或用于家庭内分工，以使他们的时间和其他资源配置达到最佳，实现婚姻内收益的“帕累托最优”。贝克尔认为当夫妻双方分别从事市场劳动和家务劳动时，家庭专业分工收益最高^[12]。情感收益是指婚姻作为长期承诺普遍蕴含着丰富的情感内容，提供了包括陪伴、日常照顾以及情感支持等多种收益^[13]。共同财产收益是指夫妻双方共同消费家庭公共品，共同承担一些基本生活费用，会降低家庭整体支出，同时提升家庭风险承担能力，从而提高婚姻稳定性^[14]。

现有研究认为，受教育程度主要通过三条路径影响上述婚姻收益：第一，女性教育程度的增加降低了家庭专业分工收益。教育增加了女性从事市场劳动的机会，工作的女性用于家庭劳动生产的时间会减少，导致家庭专业分工收益的降低。第二，受教育程度的增加提升了婚姻的情感收益。高教育程度个体更善于沟通交往，并能弹性处理婚姻中的矛盾，这不仅有利于维持夫妻关系，而且会使其作为婚姻伴侣更有吸引力，提高配偶的婚姻满意度^[15]。第三，受教育程度的增加提升了家庭共同财产收益。教育增加了个体从事市场劳动的机会，增加了家庭共有财产，有利于减少婚姻经济

压力^[16]。总之,个体教育程度能否获得更多的婚姻收益取决于情感收益和共同财产收益是否可以弥补家庭专业分工收益损失。

（二）受教育程度与离婚成本

离婚成本在个体心理层面表现为一种承诺或责任感,在结构层面表现为婚姻规范、群体网络压力、对配偶的经济依赖、子女照料等。只有在婚姻出现问题或婚姻收益下降后,离婚成本才会发挥作用来维持婚姻的稳定^[17]。当个体感知的离婚成本较低时,离婚行为就有可能发生。教育主要通过以下路径降低离婚成本,并进而降低婚姻稳定性:第一,高教育程度个体的独立意识和平等意识较强,对传统婚姻观念不太看重,可以打破社会对离婚群体歧视的固有观念,因此做出离婚决策时的心理负担成本较低^[18];第二,高教育程度个体更具备离婚所需的法律知识和资源,当面对婚姻危机时能够有效运用法律维护权益,并可以通过熟人网络较快完成离婚的法定程序^[19];第三,高教育程度个体通常拥有独立的经济来源,不仅可以较为容易地支付离婚所需的财务费用^[20],更重要的是可以承担起离婚后的生活成本开支。因此,高教育程度个体关于离婚的心理负担成本和经济依赖性较小,导致婚姻稳定性较低。

（三）受教育程度与配偶替代机会

配偶替代机会是影响婚姻状态稳定性的重要因素,这些潜在的替代机会可能与婚内关系存在竞争。已有配偶替代机会与婚姻稳定性的经验研究,主要从人口统计学特征、物理空间中人口规模和性别失衡角度讨论两者关系^[21-22],并提出婚姻搜寻理论解释内在机制。具体而言,婚姻市场中配偶搜寻者之间的信息不对称,使得婚姻搜寻过程存在较高的成本,而且很难寻找到满意的配偶。婚姻搜寻成本越高,越可能接受低收益的婚姻,从而与期望的婚姻之间的偏离也越大。当婚姻搜寻的成本下降,则会提高其婚姻收益预期,并导致婚姻收益预期与实际的婚姻收益出现严重失调,进而可能对其婚姻稳定性构成风险。研究表明,与低教育程度个体相比,高教育程度个体的配偶替代机会更大,婚姻更加不稳定,具体表现在:一是高教育程度个体的社交圈中异性资源更多,交流融入越好,搜寻成本越小,配偶替代可及性更高^[23];二是高教育程度个体自由发展空间更大,来自家庭网络或原生家庭网络的监督力量越小,婚姻搜寻和背叛婚姻的成本都可能更小,降低了婚姻稳定性。

（四）教育效应的年代差异

研究表明,受教育程度对婚姻收益、离婚成本的影响还可能存在年代差异。就婚姻收益而言,随着养育孩子等成本的增加,家庭专业分工收益的影响降低,女性在劳动力市场上的经济收益超过了家务劳动收益^[24],男性的经济收益也愈发重要,因此个体受教育程度越高,在劳动力市场中的预期收益就越高,婚姻稳定性越高。就离婚成本而言,它也会随着婚姻的社会背景发生变化。当离婚成本较高时,低教育程度个体由于缺乏离婚相应的知识与资源,离婚行为可能会受到限制^[25]。整体看,研究大多将受教育程度的作用机制视为不变,这在一定程度上忽视了教育整体结构随时代发生的变化所导致的其对离婚风险影响的变化^[26]。因此,本文通过梳理相关研究,总结受教育程度影响婚姻稳定性的分析框架,系统考察受教育程度对离婚风险影响的性别差异以及该作用随时代

变迁而产生的变化,对我们认识中国人的婚姻观及其变迁具有一定的理论与现实意义。

三、中国情景与研究假设

通过以上分析,受教育程度对婚姻稳定性的作用要综合考虑婚姻收益、离婚成本和配偶替代机会这三类因素的影响。具体而言,高教育程度个体的离婚成本较低、配偶替代机会较高,离婚风险可能较高,婚姻稳定性较低。而高教育程度个体的情感收益和共同财产收益较高,相反家庭专业分工收益却较低,因此婚姻收益的大小并不明晰。根据我国民政部统计数据,近年来中国的离婚率持续上升,1990年粗离婚率只有1.38‰,2010年上升至2.00‰,2020年进一步上升至3.1‰。^①同时个体受教育程度随着高等教育急剧扩招而大幅提升。因此,我们预估个体受教育程度与婚姻稳定性之间存在相关关系,并提出假设:

假设1:受教育程度与婚姻稳定性存在负向关系,高教育程度个体具有较低的婚姻稳定性。

传统性别分工将女性局限在家庭领域,要求其在家务劳动方面作出更多贡献,而高教育程度往往意味着与传统性别分工相冲突。因此,高教育程度女性往往具有较低的婚姻稳定性。具体而言,与低教育程度女性相比,高教育程度女性往往具有更在乎自由的价值观念,在面对婚姻危机时,更容易冲破传统观念选择离婚;同时,她们的个人素质和职业发展能力较强,劳动生产率和收入回报相应较高,经济上进一步独立于男性。因此,女性教育程度越高,婚姻规范、对男性的经济依赖等离婚成本的制约越小。同时高教育程度且具有性别平等观念的女性对婚姻关系中不公平的感知要显著高于其他女性^[27]。此外,由于传统性别分工对男女在婚姻关系中的要求不同,因此男性教育程度与女性教育程度对婚姻稳定性的影响可能存在不同。据此,本文提出假设:

假设2:受教育程度与婚姻稳定性之间存在性别差异。

受教育程度对婚姻稳定性的效用可能随着时代变迁而发生变化。首先,由于住房、教育、医疗等领域的价格上涨导致生活成本和生育成本逐渐增大^[28],使得单靠一方的经济来源难以维持,家庭专业分工收益的重要性日益降低。这会导致人们在择偶标准上对物质经济条件给予更大的关注,且受教育程度越高对配偶的物质经济条件的要求也越高^[29]。因此受教育程度作为衡量个体潜在经济能力的因素,其重要性不断凸显。

此外在城镇化背景下,低教育程度个体主要聚居于农村,而高教育程度个体则主要集中在城市。一方面,在农村婚配市场上,形成了明显的男性“婚姻挤压”现象^[30],农村男性离婚成本加大的同时,女性主动离婚日益普遍且变得容易^[31]。另一方面,在城市婚配市场上,高教育程度女性面临“婚姻挤压”问题^[32]。这主要是受高教育程度女性在婚姻市场上的高价格等因素影响^[33]。与男性相比,配偶替代资源的减少导致高教育程度女性作出离婚决策时可能比较谨慎。基于此,我们提出假设:

假设3:个体受教育程度对婚姻稳定性的影响存在显著年代差异。男性教育程度与婚姻稳定性

^①数据来源于:《民政事业发展统计公报》<http://www.mca.gov.cn/article/sj/tjgb/>

逐渐呈现正向关系；女性受教育程度与婚姻稳定性的负向关系不再显著或者呈现正向关系。

本文试图在中国情境下，验证不同性别个体的受教育程度对婚姻稳定性的影响，以及该影响在不同年代的差异。值得注意的是，受高等教育普及化影响，教育同质性日渐强化，因此教育的影响存在弱化的可能。本文纳入初婚年代变量，主要基于两点考虑：一是将不同年代下受教育程度的影响区分开，二是探究受教育程度与婚姻稳定性之间的关系在不同年代的差异。

四、数据、变量与模型

（一）数据

本文所用的数据来自中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS），CFPS的基线调查于2010年进行，调查采用多阶段PPS抽样，样本覆盖全国25个省/市/自治区的16000户家庭，能代表全国约95%的人口。基线调查结束后，项目组每两年进行一次追踪调查，本研究采用的是2010年、2012年、2014年、2016年和2018年的CFPS调查数据。

本文将婚姻稳定性的测算限定在初婚离婚事件的发生以避免非初婚相关复杂因素的干扰。具体来说，2010年CFPS调查提供了初婚相关信息，该调查详细地询问了成人被访者的婚姻史及具体信息，同时数据还提供了具体的调查时间信息，据此可以找出初婚离婚样本与目前仍在初婚状态的样本。2012—2018年后四期的追访对上期调查至当期调查间的婚姻变化情况进行了补充，以2010年CFPS调查中初婚在婚的受访者作为样本，由此可以计算出在2010—2018年的初婚离婚样本。最终，剔除关键变量严重缺失的样本后，获得符合条件的样本为14541个，其中初婚离婚人数为824人，包含女性样本372人，占女性样本数的4.85%，包含男性样本452人，占男性样本数的6.58%。

（二）变量说明与操作化

1. 被解释变量：婚姻稳定性。本文以初婚离婚风险大小来定义婚姻稳定性。在事件史分析具体操作时，需要做三个方面工作：一是定义“特定事件”（Event）。本文中的“特定事件”是初婚离婚事件，我们将其发生定义为“1”，未发生定义为“0”。二是定义风险集（RiskSet）。风险集是从初婚在婚可能转向初婚离婚的所有样本的集合，因此2010年调查时的初婚在婚和有离婚经历的样本，从其初婚开始都应包括在风险集之中。三是定义风险时间（或称生存时间，SurvivalTime）。本文将样本初婚时间定义为风险进入时间，风险退出时间为初婚离婚发生的时间，两者的时间差就是初婚持续时间。对于那些在观测时间段仍未发生初婚离婚事件的样本，则以2018年为止的持续时间来定义初婚持续时间。

2. 解释变量：性别、受教育程度和初婚年代。（1）“性别”为二分变量，将男性赋值为0，女性赋值为1。（2）“受教育程度”通过“到目前为止，您已完成（毕业）的最高学历是什么”这一问题进行测量，并将其转化为受教育年限。^①（3）“初婚年代”反映的是社会经济与文化环境

^①按照惯例，在分析过程本文将受教育程度转换为受教育年限，换算方式为：没有受过教育=0年；小学=6年；初中=9年；中专、技校=11年；职业高中=11年；高中=12年；大学专科=15年；大学本科=16年；研究生及以上=20年。

的变迁。在中国社会经济结构变动与文化环境变迁的影响下,不同初婚年代个体的婚姻稳定性存在差异。我们借鉴郑晓冬等人的研究^[34],将初婚年代分为四组,包括1978年前、1978—1990年、1991—2000年以及2000年以后,分别代表改革开放前、改革开放早期、改革开放加速期以及新世纪时期。具体而言,在改革开放前,受儒家传统文化的影响,婚姻稳定性较高;在改革开放早期,随着人们生活水平的提升和生活观念上的开放,社会舆论对离婚的评价更加包容,婚姻稳定性开始下降;在改革开放加速期,中国经济实现高速增长,人口流动性逐渐加大,婚姻稳定性不断下降;进入新世纪时期,在全球化进度不断加快的背景下,以追求婚姻质量和个人幸福为目标的婚姻价值观对中国人影响加大,加之人口流动性逐渐增加,熟人的生活环境被打破,传统规范对婚姻稳定性的约束越来越小,中国的离婚率持续攀升。

3. 控制变量:除了受教育程度这一因素外,已有研究发现很多因素与婚姻稳定性存在关系。参考许琪等人的研究^[35],本文纳入的控制变量包括初婚年龄、初婚夫妻年龄差、子女数量、户口类型、婚前同居情况、初婚夫妻认识方式、地区等。其中,非家庭生活的经历表示“4~12岁时是否离开过母亲居住半年及以上”;婚前同居情况包括“是否同居”和“同居时长”两部分信息;初婚夫妻认识方式包括“自己认识”和“他人介绍”;地区包括“东部”“中部”和“西部”。

(三) 模型

本文采用事件史分析中常用的Cox比例风险模型进行研究。选用该模型有两个理由:一是Cox比例风险模型对基准风险函数没有分布上的限制,这就避免了统计计算中的异方差问题;二是该模型假定比参数模型更松,而估计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:

$$\text{Logh}(t_i) = h(t_0) + \beta_1 \text{Gender}_i + \beta_2 \text{Edu}_i + \beta_3 \text{Period}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, $h(t_i)$ 表示个体*i*在初婚*t*年后的初婚离婚风险, $h(t_0)$ 表示基准风险。Gender表示性别;Edu表示个体受教育程度;Period为四分类初婚年代变量,分析参照组为“1978年以前”;*X*表示一系列控制变量包括初婚年龄、户口、子女数量、婚前同居情况等。此外,由于Cox比例风险模型的特殊性质,在计算风险比时, $h(t_0)$ 可以被消除因而不需要假设基准风险分布。我们重点关注系数 β_1 — β_3 ,即在控制了模型中以上变量情况下,受教育程度对婚姻稳定性影响的性别差异以及该作用随时代变迁而产生的变化。

五、实证分析结果

(一) 描述性分析

表1为相关变量的描述性分析结果。由表1可知,5.67%的样本经历过初婚离婚,其中离婚女性占女性总体样本4.85%,离婚男性占男性总体样本6.58%。从初婚持续时间来看,总体平均持续时间为27.08年,女性初婚持续时间为27.3年,男性初婚持续时间为26.84年。从受教育程度来看,女性平均受教育年限为6.13年,男性平均受教育年限为7.7年。从初婚年代来看,1978年以前、1978—1990年、1991—2000年和2000年以后初婚的样本分别占比为10.49%、43.64%、27.21%、

18.66%。

表1 主要变量的描述性统计

变量	全样本	女性	男性
是否初婚离婚（“是”=1，%）	5.67	4.85	6.58
初婚持续时间（年）	27.08	27.30	26.84
受教育程度（年）	6.87	6.13	7.70
初婚年代			
1978年以前（%）	10.49	11.73	9.11
1978~1990年（%）	43.64	42.28	45.14
1991~2000年（%）	27.21	27.19	27.24
2000年以后（%）	18.66	18.80	18.50
样本量（人）	14541	7672	6869

注：模型还控制了初婚年龄、户口、地区、子女数量、初婚夫妻年龄差等变量，受篇幅所限，部分控制变量未在表中报告。

为直观呈现性别、受教育程度与婚姻稳定性的关系，本文首先运用风险函数对男女不同受教育程度样本的婚姻稳定性进行描述。我们将受教育程度分为“低教育程度”和“高教育程度”两组，前者指初中及以下学历，后者指初中以上学历。图1表明，与男性样本相比，不同受教育程度女性样本的初婚离婚风险存在较大差异：在达到风险峰值时间方面，“低教育程度”女性组和“高教育程度”女性组分别在初婚后6年和10年左右达到峰值，二组相差约4年，而在男性样本中，两组相差约2年；在风险峰值大小方面，“低教育程度”女性组峰值约为2‰，“高教育程度”女性组峰值约为7.5‰，后者的峰值约是前者的3.75倍，而在男性样本中，后者的峰值是前者的1.5倍左右。总的来说，与男性相比，“低教育程度”组和“高教育程度”组的离婚风险差距在女性群体中更明

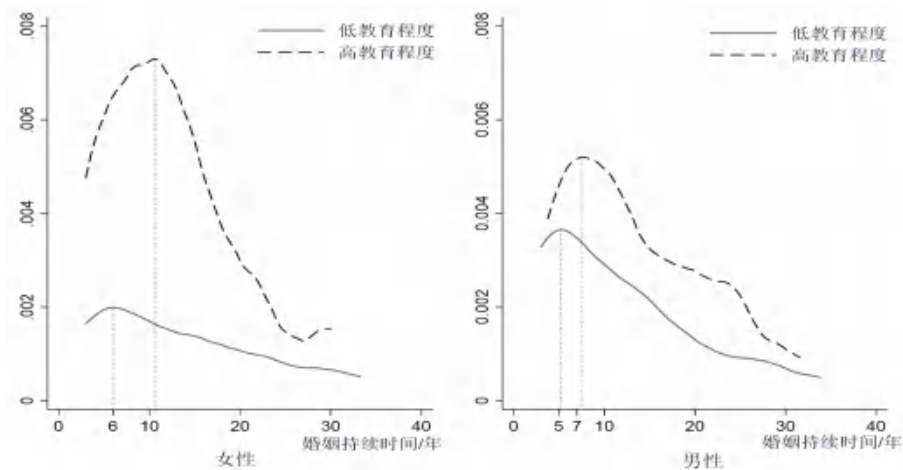


图1 分性别初婚离婚风险函数

显,这说明受教育程度可能对女性婚姻稳定性的影响更大。

(二) 事件史分析结果

1. 受教育程度与婚姻稳定性

运用 cox 模型考察受教育程度对婚姻稳定性影响的事件史分析,模型 1、模型 2 和模型 3 分别呈现的是总体样本、女性样本和男性样本的分析结果。模型 1 的结果显示,受教育程度对婚姻稳定性存在显著负向影响。具体表现为受教育程度每增加 1 年会使初婚离婚风险变为之前的 1.03 ($e^{0.027}$) 倍,即风险增加 3% ($e^{0.027}-1$)。因此,我们提出的假设 1 得到支持。根据上文分析,这可能是因为高教育程度个体的离婚成本较低、配偶替代机会较高,进而导致离婚风险较高,婚姻稳定性降低。然而,受教育程度对婚姻稳定性的平均影响可能会掩盖了性别的差异化机制,下一步我们分性别进行讨论。

模型 2 的分析结果表明,女性受教育程度对婚姻稳定性存在显著的负向影响,具体表现为女性教育程度每增加 1 年,初婚离婚风险增加 8.2% ($e^{0.079}-1$)。模型 3 的分析结果表明,男性受教育程度与婚姻稳定性之间不存在显著关系。由此发现,“受教育程度越高,婚姻稳定性越低”只在女性群体中显著,假设 2 得到了数据支持。总的来说,两者关系的性别差异在一定程度上反映了婚姻市场上“男主外、女主内”的传统性别角色期待。对于女性来说,性别分工将她们局限在家庭内,持家比挣钱更重要,其过高的教育程度不会被看重。

2. 教育效应的年代差异

为了进一步探究受教育程度对婚姻稳定性影响的年代差异,我们利用初婚年代将总体划分为四个阶段:1978 年以前、1978—1990 年、1991—2000 年和 2000 年以后。表 2 为不同年代婚姻稳定性的 cox 模型分析结果。就男性样本来看,受教育程度对婚姻稳定性的影响在 1978 年以前、1978—1990 年和 1991—2000 年并不显著,而到了 2000 年以后才开始表现为显著正相关,具体而言男性受教育程度每增加 1 年,初婚离婚风险较之前低 10% ($e^{-0.105}-1$)。对于 2000 年以后男性受教育程度与婚姻稳定性的正向关系,可能是因为生活成本的攀升导致婚姻内经济收益的重要性日益凸显,而男性作为家庭重要的经济收入来源,其受教育程度越高,代表着经济收益越高,可能越有利于婚姻关系的维持。

就女性样本而言,受教育程度对婚姻稳定性的影响表现出明显的年代差异。具体来说,1978 年以前、1978—1990 年和 1991—2000 年女性教育程度与婚姻稳定性之间一直存在显著关系,女性教育程度每增加 1 年,初婚离婚风险分别提升 20.3% ($e^{0.185}-1$)、9.6% ($e^{0.092}-1$) 和 12.0% ($e^{0.113}-1$);而 2000 年以后,女性教育程度对婚姻稳定性的影响不再显著。因此,假设 3 得到了数据支持,不同性别受教育程度与婚姻稳定性的关系随着年代变迁发生变化。

基于前文讨论,上述关系发生变化的机制可能是与低教育程度女性婚姻稳定性的降低和高教育程度女性稳定性的提升有关,即反向关系抵消了受教育程度对女性婚姻稳定性的影响。具体而言,高教育程度女性婚姻稳定性的提升可能受经济压力的影响,在传统的性别分工难以维持的情况下,高教育程度女性的财富潜力成为男性择偶所关注的重要条件^[36];低教育程度女性由于离婚成本的

降低和替代资源的增加，离婚风险较高，婚姻稳定性处于较低水平。

表2 婚姻稳定性分析（分年代）

	1978年以前		1978—1990年		1991—2000年		2000年以后	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
受教育程度	0.185*** (0.069)	-0.019 (0.055)	0.092*** (0.023)	0.028 (0.021)	0.113*** (0.026)	-0.015 (0.022)	-0.011 (0.030)	-0.105*** (0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	900	626	3244	3101	2086	1871	1442	1271
对数似然率	-106.12	-96.93	-1087.83	-1310.28	-873.37	-1111.75	-630.07	-719.33

注：1.*p<0.05，**p<0.01，***p<0.001；2. 括号内为稳健标准误。

六、结论与讨论

随着离婚率的不断升高，中国婚姻稳定性的减弱态势逐渐受到社会和学界的关注。虽然现有关于受教育程度与婚姻稳定性的研究已关注到两者关系中的性别差异，但是对于该现象的机制探讨尚处于初步阶段，也尚未观察到高等教育普及化背景下个体受教育程度效用的变化。据此，本文基于2010—2018年五期中国家庭追踪调查（CFPS）数据，采用事件史分析方法考察了性别与受教育程度对婚姻稳定性的影响，以及该影响的年代差异，得到了以下几方面的研究发现：

首先，中国人的婚姻关系中存在女性受教育程度越高，婚姻稳定性越低的现象，而男性群体不存在该现象。这与已有部分研究结论保持一致，例如欧洲学者对53项定量研究进行元分析发现，高教育程度的女性拥有较高离婚风险^[37]。受教育程度对婚姻稳定性影响的性别差异可能是因为社会性别规范对两性在婚姻中的要求存在差异所致：传统性别分工把女性局限在家庭领域，要求其在家务劳动方面作出更多贡献，而较高的受教育程度往往意味着与传统性别规范不符，高教育程度女性往往面临较高的离婚风险。此外，这种性别分工对男女的差异化影响同样体现在婚配过程，高教育程度女性可能会把更多的时间和精力放在工作领域，从而被认为与女性“贤妻良母”的性别角色期待相悖，使其面临结婚难的问题，然而男性的高教育程度却作为经济潜力的象征增加他们的结婚概率。

其次，女性受教育程度对婚姻稳定性的影响存在年代差异，对1978年以前、1978—1990年和1991—2000年初婚的女性存在显著影响，对2000年以后初婚女性的影响不再显著。该发现与已有研究结论保持一致，例如，郭云蔚的研究指出在较早年代的女性样本中，受教育程度与离婚风险呈显著正相关关系，而在较晚年代中两者关系不再显著^[38]。这表明，不同教育程度女性在婚姻稳定

性上的差距正逐渐缩小,可以从两个方向来解释这一现象:一方面,高教育程度女性的婚姻稳定性正逐渐提升,特别是随着生活成本的急速提高和财富差距日益加大,女性经济潜力成为婚姻关系的重要考量。另一方面,低教育程度个体的婚姻不稳定性有所提升,可能与离婚成本的降低和配偶替代机会的增加相关。

最后,男性受教育程度与婚姻稳定性的关系在较晚年代逐渐显著,相较于2000年之前,2000年之后初婚男性的受教育程度与婚姻稳定性开始呈现正相关关系。近些年来男性高教育程度逐渐有利于婚姻维系,这可能是因为随着生活成本的增加,个体在婚姻关系中上对于配偶物质经济条件给予了更大关注有关。此外,值得注意的是,在离婚率逐步走高、高等教育普及化的今天,低学历男性的婚姻关系相对脆弱,这与其他国家中亲密关系的稳定性在受教育水平较低的群体中呈下降趋势保持了一致性。

在当前高等教育普及化背景下,个体受教育程度与婚姻稳定性的关系依然有较大的研究空间有待探索。本文结合中国的背景和数据对该关系进行了较为全面的介绍和分析,但在以下几个方面依然存在不足:第一,本文未考虑样本的原生家庭资本可能带来的偏差,但是这种偏差理论上发生的可能性较小;第二,女性受教育程度与婚姻稳定性机制的探讨还需要进一步的实证研究;第三,文中考察的2010—2018年初婚离婚事件发生的动态过程仍较短,大量删失数据的存在也可能使估计结果不够准确。因此,运用更长时间跨度以及更有效的数据对受教育程度的长期影响进行检验与拓展也是未来的一个研究方向。

参考文献

- [1] 雷晓燕,许文健,赵耀辉.高攀的婚姻更令人满意吗?婚姻匹配模式及其长远影响[J].经济学(季刊),2015(1):31-50.
- [2] 贺光烨,张瑶,吴晓刚.教育程度越高,结婚就越晚吗?婚姻市场上本地户口的调节作用[J].社会,2021(2):87-112.
- [3] 刘昊.高校扩招对我国初婚年龄的影响——基于普查数据的分析[J].人口与经济,2016(1):19-28.
- [4] 吴要武,刘倩.高校扩招对婚姻市场的影响:剩女?剩男?[J].经济学(季刊),2015(1):5-30.
- [5] 陈嫣然,秦雪征.配偶年龄差距对婚姻质量和婚姻稳定性的影响——基于CHARLS 2013年全国数据[J].劳动经济研究,2019(4):53-79.
- [6] 郭婷,秦雪征.婚姻匹配、生活满意度和初婚离婚风险——基于中国家庭追踪调查的研究[J].劳动经济研究,2016(6):42-68.
- [7] COOKELP."Doing"Gender in Context: Household Bargaining and Risk of Divorce in Germany and the United States[J]. American Journal of Sociology, 2006(2):442-472.
- [8] GREENSTEINTN. Gender Ideology, Marital Disruption and the Employment of Married Women[J]. Journal of Marriage and Family, 1995(1):31-42.
- [9] 徐安琪.离婚风险的影响机制——一个综合解释模型探讨[J].社会学研究,2012(2):109-125.
- [10] MATYSIAKA, STYRCM, VIGNOLID. The Educational Gradient in Marital Disruption: A Meta-analysis of European Research Findings[J]. Population Studies, 2014(2):197-215.
- [11] LEVINGERG. Marital Cohesiveness and Dissolution: An Integrative Review[J]. Journal of Marriage and Family, 1965(1):19-28.
- [12] BECKERGS. A Treatise on the Family. [M]. MA: Harvard University Press, 1981:493-517.

- [13] PETERSHE. Marriage and Divorce: Informational Constraints and Private Contracting [J]. American Economic Review, 1986 (3): 437-454.
- [14] OPPENHEIMERVK. Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model [J]. Annual Review of Sociology, 1997 (23): 431-453.
- [15] AMATOPR. Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce [J]. Journal of Marriage and Family, 1996 (3): 628-640.
- [16] ROGERSSJ. Dollars, Dependency and Divorce: Four Perspectives on the Role of Wives' Income [J]. Journal of Marriage and Family, 2004 (1): 59-74.
- [17] LEVINGERG. A Social Psychological Perspective on Marital Dissolution [J]. Journal of Social Issues, 1976 (32): 21-47.
- [18] BLOSSFELDHP, MULLERR. Union Disruption in Comparative Perspective: The Role of Assortative Partner Choice and Careers of Couples [J]. International Journal of Sociology, 2002 (4): 3-35.
- [19] HOEMB, HOEMJM. The Disruption of Marital and Non-marital Unions in Contemporary Sweden [M]. // J. TRUSSELL, R. HANKINSON, & J. TILTON. Demographic Application of Event History Analysis. Oxford: Clarendon Press, 1992: 61-93.
- [20] AASSVEA, BETTIG, MAZZUCOS, MENCARINIL. Marital Disruption and Economic Well-Being: A Comparative Analysis [J]. Journal of the Royal Statistical Society, 2007 (3): 781-799.
- [21] KALMIJNM. POORTMANAR. His or Her Divorce? The Gendered Nature of Divorce and Its Determinants [J]. European Sociological Review, 2006 (2): 201-214.
- [22] SOUTHSJ, KATHERINET, SHENY. Changing Partners: Towards a Macrostructural Opportunity Theory of Marital Dissolution [J]. Journal of Marriage and Family, 2001 (3): 743-754.
- [23] LEHREREL. Religion as a Determinant of Marital Fertility [J]. Journal of Population Economics, 1996 (9): 173-196.
- [24] JALOVAARAM. The Joint Effects of Marriage Partners' Socioeconomic Positions on the Risk of Divorce [J]. Demography, 2003 (1): 67-81.
- [25] GOODEWJ. Marital Satisfaction and Instability: a Cross-cultural Class Analysis of Divorce Rates [M]. // R. BENDIX & S. M. LIPSET. Class, Status, and Power. Social Stratification in Comparative Perspective. New York: The Free Press, 1962: 377-387.
- [26] 曾远力, 闫红红. 国内青年婚恋研究的现状与解读 [J]. 青年探索, 2021 (2): 78-88.
- [27] 李卫东. 人口流动背景下农民工婚姻稳定性的影响因素分析 [J]. 人口与发展, 2018 (6): 39-49.
- [28] 高韩桔, 吕承文. 婚姻成本的建构及其制度主义分析——基于浙江的调查 [J]. 青年探索, 2019 (5): 104-112.
- [29] 徐安琪. 择偶标准: 五十年变迁及其原因分析 [J]. 社会学研究, 2000 (6): 18-30.
- [30] 张群林, 伊莎贝尔·阿塔尼. 婚姻挤压下农村大龄男性的婚姻观念与婚姻策略 [J]. 人口与发展, 2019 (4): 106-116.
- [31] 郭俊霞. 农村社会转型中的婚姻关系与妇女自杀——鄂南崖村调查 [J]. 开放时代, 2013 (6): 82-97.
- [32] 崔小璐. 高知大龄未婚女性的婚恋问题浅析 [J]. 西北人口, 2011 (5): 58-62.
- [33] 黄丹, 倪锡钦. 浪漫爱与现实婚夹缝下的新生代流动女性婚恋策略 [J]. 青年探索, 2020 (3): 83-90.
- [34] 郑晓冬, 方向明. 婚姻匹配模式与婚姻稳定性——来自中国家庭追踪调查的经验证据 [J]. 人口与经济, 2019 (3): 16-31.
- [35] 许琪, 邱泽奇, 李建新. 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 [J]. 社会学研究, 2015 (5): 216-241.
- [36] SWEENEY, MEGANM, MARIAC. The Changing Importance of White Women's Economic Prospects for Assortative Mating [J]. Journal of Marriage and Family, 2004 (4): 1015-1028.
- [37] ANNAM, MARTAS, DANIELEV. The Educational Gradient in Marital Disruption: A Meta-analysis of European Research Findings [J]. Population Studies, 2014 (2): 197-215.
- [38] 郭云蔚. 受教育水平对离婚风险的影响及其时代变化 [J]. 人口研究, 2021 (6): 96-109.

责任编辑: 何思敏