

教育婚姻匹配与婚姻满意度

王 杰 李姚军

【摘 要】文章利用 2018 年中国家庭追踪调查数据(CFPS),采用对角参照模型分析教育婚姻匹配模式对夫妻婚姻满意度的影响。研究发现:(1)受教育程度越高的同质婚,夫妻婚姻满意度越高;(2)妻子比丈夫学历高会显著降低双方的婚姻满意度;(3)夫妻的学历差距对各自婚姻满意度的影响存在差异,妻子受教育程度高于丈夫的幅度越大,婚姻满意度越低,而略低于丈夫则会显著增加妻子的婚姻满意度;丈夫受教育程度低于妻子 2 个等级及以上会显著降低其婚姻满意度。随着教育获得性别差异的逆转,越来越多的年轻女性学历高于男性,婚姻匹配中的女高男低现象将不断增加,婚姻稳定性将会面临更大挑战。

【关键词】教育婚姻匹配 婚姻满意度 对角参照模型

【作 者】王 杰 西安交通大学人文社会科学学院实证社会科学研究所,博士生;李姚军 英国曼彻斯特大学社会科学学院,教授。

一、研究背景

改革开放以来,中国经济空前发展,家庭结构与关系也在发生变化。家庭结构由三代同堂向核心家庭日益演化,夫妻关系日益平等,但离婚率逐年上升(林晓珊,2018)。国家统计局公布的数据显示,中国的粗离婚率已由 1985 年的 0.44‰ 攀升至 2019 年的 3.36‰,离婚登记人数从 1985 年的 45.79 万对上升至 2019 年的 470.06 万对(见图 1)。

随着中国教育事业的快速发展,在教育获得方面的性别差异已经逐渐缩小,甚至出现逆转,教育婚配模式也在发生变化。普通本、专科在校女生的比例由 1980 年的 23.4% 上升至 2009 年的 50.5%,2018 年达到 52.5%^①。女性教育的快速提升,标志着中国在性别平等方面取得了巨大进步,使年轻夫妇中女方受教育水平高于男方的比例逐渐增多。近 10 年来,受教育程度女高男低婚配模式的比例已超过男高女低的比例(见图 2)。婚姻匹配结构是动态婚姻生活的载体和婚姻关系的支柱,对婚姻质量具有重要影响,同时也影响婚姻的稳定性的(牛建林,2016),学界对此研究较少。鉴于此,本文利用 2018 年中国家庭追踪调查数据,探讨不同教育婚配模式对婚姻满意度的影响及其性别差异。

① 数据来源于 1981、1986 年的《中国统计年鉴》和 1990~2018 年《中国教育统计年鉴》。

二、文献综述

教育婚姻匹配对婚姻稳定性影响可分为对离婚行为和婚姻质量的影响。目前,教育婚姻匹配对离婚行为的研究较多(Schwartz 等,2014;Theunis 等,2018;郑晓冬、方向明,2019),对婚姻质量的研究相对较少。婚姻质量是婚姻稳定性的重要预测指标,婚姻质量越高,婚姻的稳定性越好(徐安琪,2012)。所谓婚姻质量,是指夫妻在感情生活、物质生活等各项指标的综合状况,一般而言,高质量的婚姻主要体现为夫妻双方的婚姻满意度高、家庭冲突少和离异倾向低(徐安琪、叶文振,1998)。有研究发现,受教育程度男高女低的婚配模式会显著增加妻子的幸福感,降低丈夫的幸福感(王善高等,2017);但对城市妻子的幸福感没有显著影响(Chen,2018)。也有研究发现,与同质婚相比,男高女低型婚配模式对夫妻的婚姻满意度均无显著影响,女高男低型婚配模式对丈夫没有显著影响,但会降低妻子的婚姻满意度(Zhang 等,2012)。毕文芬、初奇鸿(2017)研究发现,女高男低型婚配模式只对1940年及以前出生的女性的婚姻满意度有负面影响。牛建林(2016)研究发现,男高女低型婚配模式提高妻子的夫妻关系融洽感,但降低丈夫的夫妻关系融洽感;女高男低型婚配模式则降低妻子的夫妻关系融洽感,而对丈夫无显著影响。

虽然上述研究为理解夫妻教育婚姻匹配对婚姻质量的影响提供了诸多洞见,但仍存在以下不足:(1)大多关注教育婚姻匹配对离婚、婚内暴力等的影响,较少关注教育婚配对婚姻满意度的影响。(2)仅基于地区性数据(Zhang 等,2012)或仅关注女性群体(毕文芬、初奇鸿,2017),未关注教育婚配距离对夫妻婚姻满意度的影响及性别差异。(3)仅使用二元或有序逻辑回归及一般线性回归分析法来检验教育异质婚效应,未使用对角参照模型(Eeckhaut 等,2013)。鉴于此,本文使用中国家庭追踪调查2018年全国抽

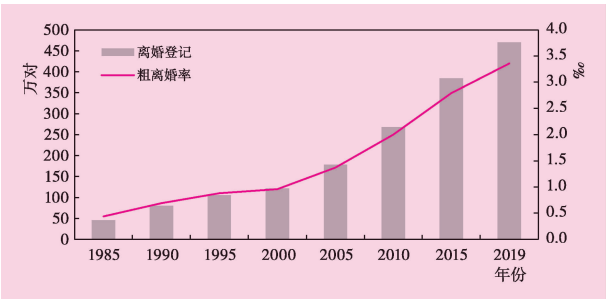


图1 1985~2019年全国登记离婚数和粗离婚率

资料来源:国家统计局网站: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0P0C&sj=2019>。

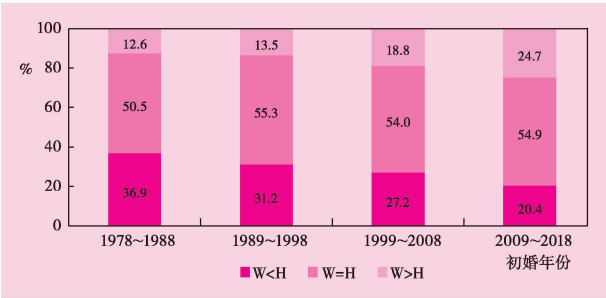


图2 1978~2018年不同初婚年份婚配类型的百分比分布

注:W<H表示妻子受教育程度低于丈夫;W=H表示夫妻受教育程度相同;W>H表示妻子受教育程度高于丈夫。教育类型为小学及以下、初中、高中和大专及以上。

资料来自2018年中国家庭追踪调查全国再抽样本,样本量为6860。

样调查数据,利用对角参照模型分析教育婚姻匹配模式及婚配距离对夫妻婚姻满意度的影响。

三、理论分析与研究假设

教育婚姻匹配与婚姻质量的关系存在微观经济专业化理论和同质婚理论。微观经济专业化理论认为,当配偶的互补性特征(如身高、种族等)相似,或替代性特征(如工资)不同时,婚姻的收益最大,而婚姻收益的最大化是高质量婚姻的基础。尽管贝克尔(Becker, 1973)将个体受教育程度归为互补性特征,但后来的学者通常认为教育是替代性特征,因为受教育程度是人力资本的重要指标,与就业和工资紧密关联(Eeckhaut 等, 2013)。因此,依据微观经济专业化理论,高学历男性(或女性)与低学历女性(或男性)缔结的婚姻所获得的收益更大,教育异质婚的婚姻质量更高,夫妻双方拥有更高的婚姻满意度。虽然这一理论是性别中立的,但男性在市场劳动的平均工资高于女性,而女性的非市场劳动生产高于男性,因此丈夫受教育程度高于妻子会拥有更高的婚姻收益(Becker, 1973);也就是说,学历男高女低的婚姻类型夫妻的婚姻满意度更高。20世纪60年代以来,随着女性受教育程度和劳动参与率的提高,女性社会地位不断提升,逐渐改变了传统的“男主外、女主内”的分工模式,“双薪家庭”逐渐增多,部分学者开始对上述假设提出质疑(Oppenheimer, 1997)。中国改革开放以来,虽然在教育获得方面的性别差异逐渐缩小,近10年来甚至出现逆转现象,但劳动力市场中的性别收入差距仍在不断扩大(贺光烨、吴晓刚, 2015;朱斌、徐良玉, 2020)。在家庭劳动领域,“男主外、女主内”的传统性别角色观念仍在发挥作用,女性依然承担着比男性更多的家务劳动。在这样的背景下,虽然女高男低型婚配模式整体比例增加,但传统的男高女低型婚配模式仍然受到欢迎(石磊, 2019)。

同质婚理论认为,社会阶层地位相似的个体更容易缔结婚姻,且婚后更加稳定,而处于不同阶层地位的夫妻不仅在价值观、生活习惯上存在较大差异,而且难以获得亲友群体的社会支持,因而不利于婚姻的维系。具体来说,异质婚不利于婚姻维系的主要原因是:(1)社会经济地位上的差异会导致夫妻双方品味、价值观和生活方式上产生分歧(Kalmijn, 1998),导致夫妻在发生冲突时难以有效沟通并获得彼此理解,从而降低双方的婚姻满意度。(2)处于不同社会经济地位的配偶需要跨越不同等级的社会群体边界,难以获得所属社会阶层的接纳和认可,因此与同质婚相比,异质婚获得亲属网络的社会支持更少(Schwartz, 2013),而亲友的支持在婚姻遭遇挫折时对维持婚姻的稳定起着重要作用。受教育程度是文化资本的重要表征(Bourdieu, 1986),不同教育程度的个体更易形成不同的品味、生活方式和价值观,因此教育异质婚不利于婚姻的稳定(郑晓冬, 方向明, 2019)。同时,家庭背景对个人教育获得具有重要影响,改革开放后尤其是

1999 年高校扩张以来,基于家庭背景的教育机会不平等呈上升趋势(吴愈晓、杜思佳,2018),具有更高受教育程度的个体往往出身更优越的家庭,因此异质婚往往意味着需要跨越不同家庭阶层地位。此外,随着中国经济不平等程度的上升(Xie 等,2014),不同教育群体间的文化和社会距离会进一步扩大,因此异质婚可能更不利于婚姻的维系和稳定。

综上所述,微观经济专业化理论和同质婚理论都认为女高男低型婚配模式降低婚姻质量。基于此,本文提出假设 1:女高男低型婚配模式降低了夫妻双方的婚姻满意度,夫妻间受教育程度差距越大对双方婚姻满意度的负面影响越大。然而,两种理论关于男高女低型婚配模式对婚姻质量的影响存在截然相反的判断,微观经济专业化理论认为,男高女低型婚配模式有利于提高婚姻质量,而同质婚理论的预测则相反。鉴于此,本文提出假设 2:男高女低型婚配模式对夫妻双方的婚姻满意度产生重要的影响,但该影响可能同时存在着正负两种效应,哪种效应更大需要进行实证分析和检验。

四、数据来源、变量测量与研究方法

(一) 数据来源

本文使用北京大学中国社会科学调查中心 2018 年“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据。该调查采用内隐分层、多阶段、多层次、与人口规模成比例的概率抽样方式(PPS),从 25 个省份中抽取家庭户,这些样本户及家庭中所有经济联系的成员均为受访对象。该调查于 2010 年开始,每两年进行一轮全样本追踪,2018 年为第五轮全国调查(第四轮全样本追踪调查)。2018 年个人问卷库共有样本 37 354 个,其中全国再抽样样本,即调整后具有全国代表性的样本为 24 456 个。

由于本文主要关注教育婚姻匹配对夫妻双方婚姻满意度的影响,因此对样本进行以下处理:(1)筛选出在调查时婚姻状态为“在婚”^①的受访者。(2)由于再婚者更容易形成教育异质婚(Hu 等,2019),故剔除夫妻一方或双方属于再婚的样本,剩余样本为 16 258 个,再剔除主要变量有缺失值的样本,最终样本量为 13 879 个^②,其中丈夫和妻子样本分别为 6 794 和 7 085 个。

(二) 变量测量

1. 因变量。婚姻满意度是本文的因变量。CFPS2018 的调查中直接询问了处于“在婚或

① 由于对婚姻最不满意的夫妻已在调查时选择离婚,故剔除“离婚”样本可能会产生选择性偏误,但因离婚样本仅占有婚史样本的 2.4%,所以选择性偏误对本文基本结果影响不大。

② 因调查中有些家庭只调查到了夫妻一方,故最终使用样本中夫妻双方均在样本中的比例为 81.2%,丈夫和妻子只有一方在样本中的比例分别为:8.4%、10.4%。

表 1 夫妻受教育程度列联表的单元格百分比 %

丈 夫	妻 子				小计
	大专及以上	高中	初中	小学及以下	
大专及以上	6.9	2.5	1.4	0.6	11.5
高中	2.3	4.6	5.2	4.2	16.2
初中	1.1	4.1	14.4	14.5	34.1
小学及以下	0.3	1.2	5.8	30.9	38.1
小计	10.6	12.4	26.8	50.2	100.0

注：为避免重复计算，每对夫妻仅作为一个单元列入分析样本（夫妻数为 8 241 对）。由于已婚被访者在调查时，会代答配偶受教育情况，因此有完整夫妻教育地位信息的夫妻样本量多于有效的妻子样本量（7 085）或丈夫样本量（6 794）。

同居”状态的被访者对婚姻或同居生活的整体满意度：“您对您当前的婚姻或同居生活有多满意？”。答案用李克特 5 分量表设置，1~5 分别为非常不满意、比较不满意、无所谓满意不满意、比较满意、非常满意，样本回答分别占 1%、1.6%、10.7%、17.3%、69.4%。因该题选项答案之间的分布极不平衡，故本文参照相关研究（Zhang 等，2012），将五分类定序变量编码为二分变量：将前三类归为“不满意”（编码为 0），将后两类归为“满意”（编码为 1）。丈夫比妻子满意度更高，分别为 91.8% 和 81.9%。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量是夫妻的教育婚配模式。依据夫妻双方当前已获得（完成）的最高受教育程度，本文将夫妻双方的最高学历分为：大专及以上、高中（中专或技校）、初中、小学及以下四类。然后，将教育婚姻匹配模式划分为：（1）男高女低型，指妻子受教育程度低于丈夫，占 28.4%；（2）女高男低型，指妻子受教育程度高于丈夫，占 14.8%；（3）同质婚，夫妻受教育程度相同，占 56.8%。为了考察不同教育婚配距离对夫妻婚姻满意度的影响，本文参照以往研究（牛建林，2016），将男高女低型细分为妻子低于丈夫 1 个和 2 个教育等级及以上，分别占 22.2% 和 6.2%；将女高男低型分为妻子高于丈夫 1 个和 2 个教育等级及以上，分别占 12.2% 和 2.6%。

3. 控制变量。根据已有研究，本文将可能影响夫妻婚姻满意度的主要社会和人口统计学变量作为控制变量：（1）初婚年龄，整体均值为 23.2 岁（妻子为 22.3 岁、丈夫为 24.1 岁）。（2）健康状况，您认为自己的健康状况如何，设置 5 个选项：非常健康、很健康、比较健康、一般、不健康，将前 3 个选项合并为“健康”，后 2 个选项归为“不健康”。（3）当前的户籍类型，分为农业户籍和非农户籍。（4）夫妻年龄差，本文将夫妻年龄差分为三类。（5）子女数量，儿子数均值为 1，标准差为 0.77；女儿数均值为 0.84，标准差为 0.85。（6）是否婚前同居。（7）出身家庭的社会经济地位，本文用父母受教育程度更高的一方进行测量，将父母双方受教育程度均缺失的单独作为一类。另外，为了控制婚姻所面临的社会文化环境的变迁，本文将初婚年份划分了 4 个初婚时期：1949~1980 年新《婚姻法》颁布为第一个时期，1981~1991 年为改革开放初期，1992~2002 年颁布新修订的《婚姻登记条例》之前为第三个时期，2003~2018 年为第四个时期；同时根据调查地所在省份划分为东部、中部和西部。变量描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

%

变 量	占比		婚姻满意		变 量	占比		婚姻满意	
	丈夫	妻子	丈夫	妻子		丈夫	妻子	丈夫	妻子
自身受教育程度					相同或大 1~4 岁	65.7	65.3	92.3	83.2
大专及以上	11.0	10.6	94.9	86.7	大 5 岁及以上	15.5	15.8	89.3	77.9
高中	16.3	12.7	93.5	81.0	家庭社会经济地位				
初中	34.7	27.6	91.8	81.6	高中及以上	9.0	8.0	93.2	83.2
小学及以下	38.1	49.1	90.2	81.3	初中	14.1	14.3	92.3	82.0
健康状况					小学及以下	66.8	61.0	91.3	81.5
不健康	27.6	34.3	88.8	76.5	缺失值	10.1	16.7	93.1	82.7
健康	72.4	65.7	93.0	84.7	初婚时间(年)				
户籍类型					1949~1980	24.1	22.3	91.8	84.9
农业户籍	73.4	75.6	91.0	81.0	1981~1991	27.2	26.5	91.3	80.2
非农户籍	26.6	24.4	94.2	84.7	1992~2002	21.1	21.3	91.8	81.8
婚前是否同居					2003~2018	27.6	29.8	92.3	81.2
否	86.3	86.6	92.0	81.9	区域				
是	13.7	13.4	90.6	81.9	东部	36.9	36.9	92.3	83.9
夫妻年龄差					中部	36.1	36.5	92.8	82.0
小 1 岁及以上	18.7	19.0	92.1	80.9	西部	27.0	26.6	89.8	79.0

注:(1)丈夫样本为 6 794,妻子样本为 7 085。(2)为了尽量减少缺失值,在父母一方有缺失的情况下,使用另一方的受教育程度作为家庭社会经济地位的测量。

(三) 研究方法

本文先通过列联表分析初步探究教育婚姻匹配对夫妻婚姻满意度的影响,再用对角参照模型就教育匹配对夫妻各自婚姻满意度的影响进行统计检验。对角参照模型(也称对角流动模型),是为解决社会流动后果研究中传统回归模型分析阶层效应与流动效应时存在多重共线性问题而设计的独特研究方法(Sobel,1981、1985)。随后学者将其应用于夫妻受教育程度差异对物质、文化消费行为(De Graaf,1991)和婚姻满意度(Eeckhaut 等,2013)等的研究中。在分析婚姻匹配对婚姻满意度的影响时,对角参照模型认为夫妻一方的婚姻满意度是自身与配偶受教育程度共同作用的效应函数,由此对角参照模型的基础模型设定:

$$\hat{u}_{ij}=w_{resp}\times u_{ii}+(1-w_{resp})\times u_{jj} \quad (0\leq w_{resp}\leq 1)$$
 (1)

式(1)中, \hat{u}_{ij} 表示单元格 ij (i 指被访者自身的受教育程度, j 指配偶的受教育程度)中因变量的估计均值, u_{ii} 与 u_{jj} 分别表示婚姻匹配列联表中对角线上相应受教育程度单元格的因变量的均值, w_{resp} 表示被访者自身受教育程度影响的权重,当 $w_{resp}>0.5$ 时,表示自身教育程度的影响更大。

基础模型估计是单一权重值。考虑到夫妻受教育程度的相对重要性可能会随着夫

妻一方的受教育程度的变化而变化,索贝尔提出两个更为一般的模型:

$$\hat{u}_{ij} = w_{resp,i} \times u_{ii} + (1 - w_{resp,i}) \times u_{jj} \quad (0 \leq w_{resp,i} \leq 1) \quad (2)$$

$$\hat{u}_{ij} = (1 - w_{spour,j}) \times u_{ii} + w_{spour,j} \times u_{jj} \quad (0 \leq w_{spour,j} \leq 1) \quad (3)$$

式(2)与式(3)形式上类似,但权重的解释大不相同,式(2)中, $w_{resp,i}$ 表示权重会随着被访者自身受教育程度的变化而变化,式(3)中 $w_{spour,j}$ 表示权重会随着配偶受教育程度的变化而变化。

为了分析在控制了自身受教育程度效应和配偶受教育程度效应之后,婚配类型对夫妻各自婚姻满意度是否产生影响,本文在式(2)的基础上加入婚配距离变量:

$$\hat{u}_{ij} = w_{resp,i} \times u_{ii} + (1 - w_{resp,i}) \times u_{jj} + \beta_1 Hyper_{ij} + \beta_2 Hypo_{ij} \quad (0 \leq w_{resp,i} \leq 1) \quad (4)$$

上述模型假设所有对角线上的因变量变化是由无法观测到的随机因素导致的,而不是其他变量导致的。该假设不具备充分的社会学意义。为克服这一局限,本文在式(4)中将婚龄、健康状况等($\sum \beta X_{ijk}$)纳入 u_{ii} 与 u_{jj} 中,从而形成更为一般的对角参照模型:

$$\hat{u}_{ijk} = w_{resp,i} \times (\alpha_i + \sum \beta X_{ijk}) + (1 - w_{resp,i}) \times (\alpha_j + \sum \beta X_{ijk}) + \gamma_1 Hyper_{ij} + \gamma_2 Hypo_{ij} \quad (0 \leq w_{resp,i} \leq 1) \quad (5)$$

式(5)可以简化为:

$$\hat{u}_{ijk} = w_{resp,i} \times \alpha_i + (1 - w_{resp,i}) \times \alpha_j + \sum \beta X_{ijk} + \gamma_1 Hyper_{ij} + \gamma_2 Hypo_{ij} \quad (0 \leq w_{resp,i} \leq 1) \quad (6)$$

在具体的模型估计中,本文使用 SPSS 中的受限非线性回归分析方法(CNLR),模型估计采用最大似然法,并通过卡方检验比较模型之间的拟合优度。

五、分析与结果

(一) 描述性分析

本文分性别建立婚姻匹配列联表(见表3、表4)。从表3可以看出,同质婚中丈夫的婚姻满意度呈现出明显的梯度差异,受教育程度越高的同质婚,丈夫的婚姻满意度越高。与同质婚相比,男高女低型婚配模式降低了丈夫的婚姻满意度,如有大专及以上学历的

表3 婚配类型与丈夫婚姻满意度之间的描述性统计(N=6794)

丈 夫	妻 子				%
	大专及以上学历	高中	初中	小学及以下	
大专及以上学历	98.1	93.1	86.1	91.3	94.9
高中	95.3	95.9	93.4	90.5	93.5
初中	94.1	92.9	91.9	91.3	91.8
小学及以下	93.3	88.5	91.1	90.1	90.2
小计	97.0	93.6	91.7	90.5	91.8

注:夫妻教育婚配单元格内的数值表示丈夫的婚姻满意度。

丈夫娶一位初中学历的妻子,丈夫的婚姻满意度比大专及以上学历同质婚的丈夫低12个百分点。但在女高男低型婚配模式中,丈夫婚姻满意度表现更为复杂:一些类型提升丈夫的婚姻满意度,另一

些类型则降低丈夫的婚姻满意度。值得注意的是,丈夫自身受教育程度影响的最大幅度为 4.7 个百分点,小于妻子受教育程度的影响(6.5 个百分点)。

表 4 与表 3 所呈现的结果有两点相似的特征:(1)受教育程度越高的同质婚,妻子的婚姻满意度越高;(2)妻子的婚姻满意度更容易受丈夫受教育程度的影响(7.3%>5.4%)。不同的是,男高女低型婚配模式增加妻子的婚姻满意度(如初中学历的妻子嫁给大专及以上学历的丈夫,其婚姻满意度比初中同质婚的妻子高 3.7 个百分点),而女高男低型婚配模式则降低妻子的婚姻满意度(如具有大专及以上学历的妻子嫁给只有初中学历的丈夫,其婚姻满意度比大专及以上学历同质婚的妻子低 7 个百分点)。

(二) 多元统计分析

夫妻婚姻满意度的对角参照模型分析结果如表 5、表 6 所示。表 5 模型 1 表明,丈夫自身受教育程度的影响权重为 0.129(<0.5),表明相比自身的受教育程度而言,丈夫的婚姻满意度受妻子受教育程度的影响更大。据此,模型 2 中设定丈夫自身教育地位的影响权重随妻子受教育程度的不同而变化。模型拟合结果显示,模型 2 相比模型 1 数据拟合度未显著提高($p=0.155$)。模型 3 在模型 1 的基础上,加入婚配模式变量,结果显示,女高男低型婚配模式显著降低了丈夫的婚姻满意度,但男高女低型对丈夫的婚姻满意度没有显著影响。此外,模型 3 表明受教育程度越高的同质婚,丈夫的婚姻满意度越高:大专及以上学历、高中、初中和小学及以下同质婚中,丈夫的婚姻满意率分别为 97.3% ($\approx e^{3.579}/(1+e^{3.579})$)、94.3%、92.1%、90.4%。

模型 4 进一步区分婚姻匹配的具体差异,结果显示,女高男低型婚配模式中,仅当妻子受教育程度高于丈夫 2 个等级及以上会显著降低丈夫的婚姻满意度。模型 5 在模型 4 的基础上加入控制变量,统计结果与模型 4 相似。

表 6 模型 6 表明,与自身的受教育程度相比,妻子的婚姻满意度主要受丈夫受教育程度的影响。因此,模型 7 中设定妻子自身受教育程度的影响权重随着丈夫的学历高低而变化。模型拟合结果显示,模型 7 相比模型 6 改善情况并不明显,模型 8 在模型 6 的基础上,加入婚配模式变量,与对丈夫满意度的分析结果相似,女高男低型婚配模式显著降低妻子的婚姻满意度,但男高女低型对妻子的婚姻满意度并无显著影响。此外,受教育程度越高的同质婚中妻子的婚姻满意度也越高。

表 4 婚配类型与妻子婚姻满意度之间的描述性统计(N=7085) %

丈 夫	妻 子				小计
	大专及以上	高中	初中	小学及以下	
大专及以上	88.7	86.3	84.8	81.0	87.3
高中	84.1	85.3	84.2	80.7	83.6
初中	81.7	76.4	81.1	83.3	81.5
小学及以下	77.8	70.5	79.8	80.4	80.0
小计	86.7	81.0	81.6	81.3	81.9

注:夫妻教育婚配单元格内的数值表示妻子的婚姻满意度。

表 5 丈夫婚姻满意度的对角参照模型(DRM)分析(N=6794)

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
估计参数					
丈夫的教育地位权重(W)	0.129(0.177)		0.000(0.175)	0.000(0.244)	0.000(0.239)
W_ 大专及以上		0.750*** (0.264)			
W_ 高中		0.073(0.374)			
W_ 初中		0.000(0.118)			
W_ 小学及以下		0.150(0.246)			
婚配效应					
男高女低型			0.043(0.128)		
高 2 个等级及以上				-0.128(0.289)	-0.237(0.272)
高 1 个等级				0.101(0.138)	0.063(0.136)
女高男低型			-0.305* (0.162)		
高 2 个等级及以上				-0.847** (0.386)	-0.783** (0.386)
高 1 个等级				-0.219(0.171)	-0.179(0.177)
教育地位					
大专及以上(u ₁₁)	3.473*** (0.227)	3.930*** (0.477)	3.579*** (0.245)	3.659*** (0.260)	3.488*** (0.501)
高中(u ₂₂)	2.706*** (0.166)	2.681*** (0.358)	2.814*** (0.167)	2.848*** (0.199)	2.678*** (0.457)
初中(u ₃₃)	2.397*** (0.095)	2.408*** (0.092)	2.461*** (0.115)	2.439*** (0.112)	2.357*** (0.416)
小学及以下(u ₄₄)	2.237*** (0.069)	2.235*** (0.069)	2.239*** (0.075)	2.240*** (0.074)	2.180*** (0.395)
模型的拟合					
-2loglikelihood	1903.456	1900.839	1901.511	1899.029	1869.557
Df	5	8	7	9	25
P	-	0.155	0.143	0.065	0.000

注:(1)模型中估计的权重是自身受教育程度的权重,W_ 大专及以上,W_ 高中、W_ 初中和 W_ 小学及以下分别表示自身受教育程度为大专及以上、高中、初中和小学及以下的影响权重,u₁₁、u₂₂、u₃₃和 u₄₄估计值分别表示大专及以上、高中、初中和小学及以下受教育程度同质婚的婚姻满意的期望比率;(2)表中模型拟合(模型 2 至模型 4)下方的 p 指的是当前模型与模型 1 的拟合优度比较的显著性水平,模型 5 下方的 p 是模型 5 与模型 4 的拟合优度比较;(3)控制变量包括婚龄、健康状况、户籍、婚前同居、儿子数量、女儿数量、夫妻年龄差、父母教育程度、初婚时期和区域。(4)*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

模型 9 进一步区分婚姻匹配的具体差异,结果显示,妻子受教育程度高于丈夫均会降低妻子的婚姻满意度,且高 2 个等级及以上比高 1 个等级对妻子婚姻满意度的负面影响更大。值得注意的是,丈夫比妻子受教育程度高 1 个等级会显著增加妻子的婚姻满意度,高 2 个等级及以上则对妻子的满意度无显著影响。模型 10 在模型 9 的基础上加入控制变量,模型 9 的结论依然成立。因此,女高男低型婚配模式中,夫妻受教育程度的差距大小对婚姻满意度的负面影响存在明显的性别差异。妻子受教育程度比丈夫高得越多,婚姻满意度越低;对丈夫而言,只有妻子的受教育程度远高于自身时才会产生负面影响,本文假设 1 部分获得验证。

表 6 妻子婚姻满意度的对角参照模型(DRM)分析(N=7085)

变 量	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
估计参数					
妻子的教育地位权重(W)	0.000(0.201)		0.782**(0.306)	0.770**(0.324)	0.831*** (0.319)
W_ 大专及以上		0.665**(0.313)			
W_ 高中		0.378(0.345)			
W_ 初中		0.000(0.134)			
W_ 小学及以下		0.000(0.166)			
婚配效应					
男高女低型			0.128(0.082)		
高 2 个等级及以上				-0.007(0.181)	0.003(0.187)
高 1 个等级				0.167*(0.093)	0.212** (0.091)
女高男低型			-0.298*** (0.105)		
高 2 个等级及以上				-0.584*** (0.221)	-0.541** (0.215)
高 1 个等级				-0.232** (0.109)	-0.194* (0.116)
教育地位					
大专及以上(u ₁₁)	1.925*** (0.110)	2.039*** (0.156)	2.029*** (0.128)	2.068*** (0.132)	2.502*** (0.327)
高中(u ₂₂)	1.630*** (0.104)	1.684*** (0.142)	1.564*** (0.117)	1.577*** (0.123)	1.979*** (0.308)
初中(u ₃₃)	1.480*** (0.050)	1.484*** (0.055)	1.517*** (0.080)	1.494*** (0.079)	1.932*** (0.283)
小学及以下(u ₄₄)	1.383*** (0.050)	1.376*** (0.053)	1.413*** (0.052)	1.417*** (0.055)	1.824*** (0.269)
模型的拟合					
-2loglikelihood	3336.674	3334.934	3332.466	3330.147	3263.679
Df	5	8	7	9	25
P	-	0.323	0.015	0.011	0.000

注:同表 5。

微观经济学认为,婚姻满意度是反映个体对自己婚姻所感知到的成本和收益相权衡的一种精神状态,当人们在婚姻中感受到收益高于成本时会更为满意。女高男低型婚配模式对夫妻各自婚姻满意度影响的性别差异可能是夫妻各自所面临的婚姻收益和损失存在性别差异所致,对妻子而言,一方面,受传统性别角色观念的影响,由于要承担“养家”和“理家”的双重角色,因此更容易面临家庭与工作之间的冲突,从而降低了其收益。另一方面,由于不同受教育程度间社会文化距离的加大,致使妻子在维系跨界婚姻时面临更多困难;对丈夫而言,虽然也会面临维系跨界婚姻的困难,但较少面临家庭与工作的冲突。因此妻子在女高男低型婚配模式中损失更大,妻子受教育程度比丈夫高得越多,妻子的婚姻满意度越低;而丈夫在女高男低型婚配模式中的损失较少,当丈夫的受教育程度略低于妻子时,得失可相互抵消,仅在受教育程度远低于妻子时对其婚姻满意度有显著负面影响。

男高女低型婚配模式对夫妻双方的婚姻满意度存在更大的性别差异,这可能也与男

高女低型中夫妻面临的收益和损失存在的性别差异有关。对丈夫而言,男高女低型所产生的得失相互抵消,所以统计上不显著;对妻子而言,在比丈夫受教育程度低1个等级时得大于失,因此满意度显著高于同质婚。

六、结论与讨论

本文利用CFPS2018年全国抽样调查数据,使用对角参照模型分析教育婚姻匹配模式与婚姻匹配距离对夫妻婚姻满意度的影响,研究表明:(1)受教育程度越高的同质婚,夫妻双方的婚姻满意度越高。(2)妻子受教育程度高于丈夫会降低夫妻双方的婚姻满意度,但受教育程度差异的大小对双方婚姻满意度的负面影响存在显著的性别差异。妻子受教育程度高于丈夫的幅度越大,其婚姻满意度越低。丈夫受教育程度低于妻子2个等级及以上才会显著降低婚姻满意度。(3)妻子受教育程度低于丈夫对夫妻双方的婚姻满意度存在更大的性别差异,对妻子而言,受教育程度略低于丈夫会显著提升其婚姻满意度;但对丈夫而言,与妻子的受教育程度差异对其婚姻满意度无显著影响。

上述研究结果表明,微观经济专业化理论和同质婚理论对当前中国教育婚姻匹配对夫妻双方婚姻满意度的影响均具有一定的解释力,但前者解释力强于后者。近十几年来,中国高等教育获得已经出现了性别比例的逆转,女性教育优势的凸显不仅有利于提高女性在劳动力市场中的收入,而且有助于提升自身在婚姻市场中的地位。教育获得的性别差异逆转也直接导致了女高男低型婚配模式的比例逐渐升高,这一情况的出现有利于改变“男高女低”的传统婚配文化。但女高男低型婚配模式比例的不断增加可能会降低夫妻双方的婚姻质量,对婚姻的稳定性产生负面影响。因此,随着教育性别差异的持续逆转,女高男低型婚配模式所占比例仍将不断增加,未来中国婚姻稳定性可能会面临更多的挑战。

参考文献:

1. 毕文芬、初奇鸿(2017):《夫妻地位匹配与女性婚姻满意度的关系变迁——家庭收入的调节效应》,《宁夏社会科学》,第6期。
2. 贺光烨、吴晓刚(2015):《市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等》,《社会学研究》,第1期。
3. 林晓珊(2018):《改革开放四十年来的中国家庭变迁:轨迹、逻辑与趋势》,《妇女研究论丛》,第5期。
4. 牛建林(2016):《夫妻教育匹配对婚姻关系质量的影响研究》,《妇女研究论丛》,第4期。
5. 石磊(2019):《新中国成立以来教育婚姻匹配的变迁》,《人口研究》,第6期。
6. 王善高等(2017):《婚配结构对夫妻婚后幸福感的影响研究——基于夫妻年龄、学历和家庭背景的对比分析》,《南方人口》,第4期。
7. 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。
8. 徐安琪、叶文振(1998):《婚姻质量:度量指标及其影响因素》,《中国社会科学》,第1期。

9. 吴愈晓、杜思佳(2018):《改革开放四十年来的中国高等教育发展》,《社会发展研究》,第2期。
10. 郑晓冬、方向明(2019):《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》,《人口与经济》,第3期。
11. 朱斌、徐良玉(2020):《市场转型背景下性别收入差距的变迁》,《青年研究》,第2期。
12. Becker, G.S. (1973), A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*. 81(4):813-846.
13. Bourdieu, P. (1986), The Forms of Capital, in Lauder H., Brown P., Dillabough J. and Halsey A.H. (ed.), *Education, Globalization & Social Change*, Oxford: OUP.
14. Chen, M. (2018), Does Marrying Well Count More Than Career? Personal Achievement, Marriage, and Happiness of Married Women in Urban China. *Chinese Sociological Review*. 50(3):240-274.
15. De Graaf, N.D. (1991), Distinction by Consumption in Czechoslovakia Hungary, and the Netherlands. *European Sociological Review*. 7(3):267-290.
16. Eeckhaut, M.C.W., Van de Putte, B., Gerris, J.R.M., Vermulst, A.A. (2013), Analysing the Effect of Educational Differences Between Partners: A Methodological/Theoretical Comparison. *European Sociological Review*. 29(1):60-73.
17. Hu, Y., Qian, Y. (2019), Educational and Age Assortative Mating in China: The Importance of Marriage Order. *Demographic Research*. 41(3):53-82.
18. Kalmijn, M. (1998), Inter-marriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends. *Annual Review of Sociology*. 24:395-421.
19. Oppenheimer, V.K. (1997), Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model. *Annual Review of Sociology*. 23:431-453.
20. Schwartz, C.R. (2013), Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences. *American Sociological Review*. 39(1):451-470.
21. Schwartz, C.R., Han, H. (2014), The Reversal of the Gender Gap in Education and Trends in Marital Dissolution. *American Sociological Review*. 79(4):605-629.
22. Sobel, M.E. (1981), Diagonal Mobility Models: A Substantively Motivated Class of Designs for the Analysis of Mobility Effects. *American Sociological Review*. 46(6):893-906.
23. Sobel, M.E. (1985), Social Mobility and Fertility Revisited: Some New Models for the Analysis of the Mobility Effects Hypothesis. *American Sociological Review*. 50(5):699-712.
24. Theunis, L., Schnor, C., Willaert, D., Van Bavel, J. (2018), His and Her Education and Marital Dissolution: Adding a Contextual Dimension. *European Journal of Population*. 34(4):663-687.
25. Xie, Y., Zhou, X. (2014), Income Inequality in Today's China. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*. 111(19):6928-6933.
26. Zhang, H., Ho, P.S.Y., Yip, P.S.F. (2012), Does Similarity Breed Marital and Sexual Satisfaction?. *Journal of Sex Research*. 49(6):583-593.

(责任编辑:李玉柱)