

婚姻与家庭

婚配年龄模式对个人主观福利的影响

张新辉 李建新

(北京大学 社会学系 北京 100871)

[摘要]在当前婚龄持续推迟和婚龄差扩大的背景下,使用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2014年数据描述了我国人口的初婚年龄模式和初婚年龄匹配模式在不同时期的变动情况,并研究了婚龄和夫妻年龄匹配情况同个体主观福利之间的关系。研究结果显示,与在正常婚配年龄结婚的夫妻相比,早婚对夫妻双方主观幸福感和精神健康均有显著负面影响,晚婚影响则不显著;与正常的初婚年龄匹配模式(夫妻婚龄差范围为-1~4岁)相比,男性大于女性4岁以上会显著降低妻子的主观幸福感、对丈夫的精神健康也有不利影响。本文从生命历程视角下的婚姻成熟度和性别角色理论角度对这一结果进行了初步解释,并讨论了在婚姻模式变迁中该结果的社会意义。

[关键词]初婚年龄;婚龄匹配;婚龄差;主观福利;婚配观念;性别角色

[中图分类号]C913.13 [文献标识码]A

[文章编号]2095-7963(2019)02-0082-18

DOI: 10.14132/j.2095-7963.2019.02.008

Abstract: Under the background of the continuous delay of marriage age and the widening gap of marriage age, this paper describes the changes of the first marriage age pattern and the first marriage age matching pattern in different periods by using the data of China Family Panel Survey (CFPS) in 2014, and studies the relevance between individual subjective well-being and the marriage age and the age matching of husband and wife. The results show that, early marriage has a significant negative influence on subjective well-being and mental health of both spouses, while late marriage has no significant influence; compared with the normal matching pattern of first marriage age (the range of marital age difference between husband and wife is -1~4 years old), the circumstance of husbands older than their wives over 4 years

[收稿日期]2018-02-01; [修订日期]2018-02-21

[基金项目]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”(10JJD840001)

[作者简介]张新辉(1986—),男,山西吕梁人,北京大学社会学系博士研究生,研究方向:社会人口学;李建新(1962—),男,新疆伊宁人,北京大学社会学系教授、博士生导师,研究方向:人口学。

can significantly reduce the subjective well-being of their wives and have adverse effects on the husbands' mental health. This paper gives a preliminary explanation of this result from the perspective of marriage maturity and gender role theory and from a life course, and discusses the social significance of this result in the change of marriage pattern.

Key words: first marriage age; marriage age matching; marriage age difference; subjective well-being; concept of marriage; gender role

一、研究背景

良好的婚姻生活是个人幸福感的重要源泉,已有大量研究证实了已婚人士的主观幸福感高于未婚人士,这被称为婚姻福利效应(marriage benefit)^[1]。基于生命历程视角,事件发生时机(timing)会影响生命事件的持续作用,有时甚至比事件本身更有影响力^[2]。那么婚姻作为重要的生命事件,其福利效应是否具有时间选择性?具体来说,相比在正常婚龄结婚,过早或者过晚进入婚姻是否会影响婚姻的福利效应?考虑到当前中国人口的初婚年龄不断推迟,晚婚现象日益增加^[3-4],这种婚龄模式的变化是否会影响婚姻的主观回报?当前的婚姻研究对此还没有很清晰的认识。已有学者考察了初婚年龄对婚姻稳定性的影响^[5],但由于中国仍是一个离婚率较低的社会^[6],婚龄推迟的潜在影响更多还是会反映在婚内个体的主观生活质量上。因此,研究何时进入婚姻对个人主观福利的影响有重要意义。

婚姻的福利效应还受到婚龄匹配情况的影响,不同的年龄匹配程度也可能带来不同的婚后主观福利后果,但很少有文章加以实证研究。近年来,性别比失衡带来的婚姻挤压和以高房价为代表的经济压力的增大导致婚龄差(丈夫年龄减去妻子年龄)有潜在扩大的趋势^[7];同时,随着社会观念的开放和女性地位的提升,有研究发现“男小女大”的年龄匹配模式大幅增加^[8],婚龄匹配的异质性(age heterogamy)有所增加。这种婚龄匹配模式的变动也促使我们研究婚龄匹配模式对个人主观福利的影响。

我们将不同的初婚年龄模式(早婚/正常婚龄/晚婚)和不同的初婚年龄匹配模式(年龄同型婚/年龄上婚/年龄下婚)统合为婚配年龄模式,并利用有全国代表性的数据刻画出其随年代变动的图景。在此基础上,本文试图研究初婚年龄模式、初婚年龄匹配模式对个体主观福利的影响,并考察其是否对男女存在不同影响。

二、文献综述与研究假设

针对初婚年龄对婚姻福利效应的影响,西方的婚姻学者存在不同的理论解释^[9]。婚姻成熟度理论(marriage maturity hypothesis)认为,个体只有身心足够成熟,拥有良好的人际交往技巧,同时当其在婚姻市场上的地位趋于稳定时进入婚姻,其福利效应才能体现^[10-11]。与婚姻成熟度理论相反的是协调发展理论(coordinate development hy-

pothesis) ,该理论认为在相对年轻时结婚的夫妇由于适应性和可塑性更强 ,更容易发展出能够相互协调的生活方式、相近的价值观等 ,而个体如果较早独自生活 ,会更难以适应婚姻^[12]。在经验研究上西方社会较为关注早婚的后果 ,并发现与在正常婚龄结婚的夫妻相比 ,早婚人群的婚姻稳定性十分脆弱^[10] ;早婚人群可能更不会获得婚姻的保护效应 ,反而会影响其精神健康^[13-14]。还有研究发现早婚的效应因种族不同存在差异 ,与白人相比 ,早婚的黑人更容易抑郁^[15]。晚婚对婚姻稳定性的影响较不显著 ,但是婚姻质量明显较低^[16]。总体看来 ,婚姻成熟度理论和当前经验研究较为一致。我国相关研究主要关注婚龄推迟方面及其影响因素分析^[3-4] ,对其给个体层面带来的影响研究较少。李建新、王小龙^[5]使用中国家庭动态调查 2010 年数据发现 ,初婚年龄过早或过迟都会增加离婚风险 ;郭婷、秦雪征^[17]发现初婚年龄与生活满意度负相关。但尚未有研究具体针对早婚和晚婚对个体主观福利的全面影响。我们据此提出 :

假设 1: 过早或过晚进入婚姻会对个体主观福利产生负面影响(婚龄效应假设) 。

假设 1a: 与在正常婚龄结婚的个体相比 ,早婚个体主观幸福感较低 ,抑郁倾向较高。

假设 1b: 与在正常婚龄结婚的个体相比 ,晚婚个体主观幸福感较低 ,抑郁倾向较高。

针对婚姻匹配对个体福利的影响 相关研究大多强调婚姻匹配度效应(assortative matching effect) 即在个体特征上更为匹配的同质性婚姻(homogamy) ,夫妻双方生活方式、价值观念更为接近 ,冲突更少 ,也可获得更多来自家庭和社会的肯定与支持 ,其婚姻质量越高 ,福利效应越强^[18]。国内研究较多关注婚姻双方的家庭背景和社会经济地位匹配程度带来的影响^[19-20] ,针对年龄匹配影响的研究相对较少 ,研究结果也不一致。有研究发现 ,与夫妻年龄差在 1~4 岁的对照组比较 ,夫比妻小 3 岁以上会增加离婚风险 ,夫大于妻 10 岁以上则会对婚姻稳定起到保护作用^[5]。相较于夫妻年龄差在 0~4 岁的参照组 ,夫妻年龄差在 5~9 岁时 ,妻子的婚姻满意度更低 ,丈夫的婚姻满意度则更高^[17]。也有学者发现夫妻的年龄差异对男性和女性的婚后幸福感没有显著影响^[21]。基于以上讨论 ,我们提出 :

假设 2: 与年龄同型婚相比 ,年龄上婚和年龄下婚会负向影响个体主观福利(年龄匹配效应假设) 。

假设 2a: 与年龄同型婚相比 ,年龄上婚个体主观幸福感较低 ,抑郁倾向较明显。

假设 2b: 与年龄同型婚相比 ,年龄下婚个体主观幸福感较低 ,抑郁倾向较明显。

由于性别角色观念的不同 ,婚姻对男性和女性存在不同的影响^[22] ,婚配年龄模式的影响也可能存在性别差异。性别角色(gender role) 是指一定文化背景下 ,男女应当遵从怎样的社会规范、怎样进行社会角色分工、性别关系模式及其行为模式等^[23]。在传统性别角色规范中 ,内化为婚姻观念的性别角色观念更强调男性的优势地位 ,如

“男高女低”的梯度匹配观念^[20], 婚姻对于女性的规范和约束更多, 比如参与家庭事务更多、承担家务劳动更多^[24]。已有研究发现性别角色观念会调节婚姻匹配度效应: 如研究发现“门当户对”的婚姻不一定更幸福^[19], 而经济地位方面“男高女低”的匹配模式对农村和落后地区女性福利有显著正向影响^[20], 研究者认为正是性别角色观念的差异导致了这一后果。年龄也是性别角色规范构建的重要维度, 婚配年龄模式对男女两性的意义和影响可能存在差异。我们进一步提出:

假设3: 婚配年龄模式对个体主观福利的影响存在性别差异(性别差异假设)。

三、数据、变量与方法

(一) 数据和样本

本研究使用中国家庭跟踪调查(CFPS)2014年的成人数据(N=37 147)。该调查覆盖全国25个省/市/自治区的人口, 约占中国大陆地区总人口的95%, 其调查方法科学严谨、样本量大、剪表性强, 数据质量比较有保障, 可以视作具有全国代表性的样本^[25]。考虑到再婚的婚配年龄模式与初婚有很大不同, 我们首先选择15~74周岁已婚且为初婚的案例, 排除离婚、再婚、丧偶和未婚群体以及高龄群体(高龄群体死亡率偏高可能导致较大的样本损耗偏误)。接着我们选择初婚年龄在12周岁以上(排除无实质意义的“童养媳”等现象)和初婚年份在1950年《中华人民共和国婚姻法》颁布以后的案例。在处理缺失值后, 最后获得的有效样本量为女性样本(N=13 645)和男性样本(N=12 667)。

(二) 变量操作化

我们将初婚年龄模式分为三类: 早婚、正常婚龄和晚婚, 正常婚龄作为参照组。基于现实存在的强社会规范, 本文将低于法定婚龄, 即1950年《中华人民共和国婚姻法》颁布后(1950—1980年)小于18周岁的女性和小于20周岁的男性结婚, 和1981年新的《中华人民共和国婚姻法》施行后小于20周岁的女性、小于22周岁的男性结婚的案例定义为“早婚”。考虑到现有研究对晚婚年龄或适婚年龄的认定^{[22][26]}和样本中各婚姻同期群初婚年龄的分布, 我们将1981年之后初婚年龄超过28周岁的女性和初婚年龄超过30周岁的男性, 1980年之前初婚年龄超过26周岁的女性和超过28周岁的男性结婚的案例定义为“晚婚”。

我们同样将初婚年龄匹配模式分为三类: 年龄同型婚、女性年龄上婚、女性年龄下婚。年龄同型婚的操作化定义一直是一个值得推敲的问题。之前有研究将年龄组分为20~24岁、25~29岁、30~49岁三组, 夫妻双方初婚年龄在同一组内的算作年龄同型婚, 不在一组内的算作年龄异型婚^[27]。这样的定义方式显然有待商榷, 如按此标准夫妻年龄分别为24岁和25岁会被算做年龄异型婚, 而夫妻年龄为30岁和40岁的夫妻又会被认定为年龄同型婚; 还有的研究以同岁组作为标准或者以婚龄差0岁作为分类界限^[17]。

考虑到传统婚配观念中“同年合岁”一般参照农历以及义务教育入学年龄差异(当年9月之后出生的和下一年度9月之前出生的在同一年入学)等现实,公历1岁以内的差异在我国的社会文化背景下,其社会心理意义并不明显,女性与男性相差1岁的不应当被认定为是年龄异型婚。人口普查和抽样调查数据发现,婚龄差在-1~4岁之间的情况最为集中,占有所有夫妇中的60%~70%^[28]。由于本文关注的重点是偏离主流模式的非典型年龄匹配的影响,且考虑到自然的婚配年龄梯度,我们认为将年龄同型婚定义为男女婚龄差在-1~4岁之间比较合适,其他一些相关学者也采用了类似的分类方法^[6]。相应的,我们将夫妻婚龄差高于4岁的定义为女性年龄上婚,将夫妻婚龄差低于-1岁的定义为女性年龄下婚。

主观福利(subjective well-being, SWB)是指人们对其生活质量的主观感受与评价^[29]。早期,学者们经常采用单一项目的主观满意度或者幸福感作为测量主观福利的方式,但基于主观福利的三元结构理论,这一概念不仅仅意味着积极的评价与感受,也意味着较少的消极情绪体验^[30]。因此现今越来越多学者倾向于将“去幸福感”,即包括“痛苦”“困扰”“焦虑”等负面感受(subjective ill-being)的测量也纳入主观福利的范畴^[31]。为了更全面地考察主观福利,我们从正向的主观幸福感和负向的抑郁倾向得分两个维度测量个体主观福利。基于问卷信息,主观幸福感为一个按照幸福感程度不同的5个选项的定序变量。抑郁倾向使用CES-D抑郁量表测量,由10个3分的问题组成一个加总为30分的指标,分值越高表示抑郁的可能性越小、精神健康状况越好。

控制变量包括:户籍、年龄、健康状况、教育程度、收入水平、社会地位等。基于很多研究认为女性年龄上婚是社会经济地位上婚的一种表现^{[6][27]},我们还进一步控制了教育匹配的影响。

表1为相关变量统计描述。我们可以看到约14%的已婚人口早于法定婚龄结婚,9%的已婚人口晚婚,超过3/4的已婚人口初婚年龄为正常婚龄。年龄同型婚比例约为3/4,有接近1/5(17%)的夫妻婚龄差大于4岁,有不到一成(9%)的妻子比丈夫大一岁以上。

表1 相关变量统计描述

N = 25 255

变量	均值 (标准差)	变量	均值 (标准差)	变量	均值 (标准差)
早婚	0.14	1991—2000年	0.23	地位自评低	0.30
晚婚	0.09	1981—1990年	0.25	收入自评高	0.06
正常婚龄	0.77	—1980年	0.25	收入自评中	0.39

续表 1

变量	均值 (标准差)	变量	均值 (标准差)	变量	均值 (标准差)
夫妻婚龄差 >4	0.17	婚姻持续时间	21.02 (13.46)	收入自评低	0.55
夫妻婚龄差 [-1, 4]	0.74	城镇(农村)	0.28	健康自评好	0.48
夫妻婚龄差 < -1	0.09	小学及以下	0.47	健康自评中	0.37
主观幸福感(1~5)	3.87 (1.03)	初中	0.32	健康自评差	0.15
精神健康得分(0~30)	27.25 (3.66)	高中	0.14	女性教育上婚	0.22
男性(女性)	0.50	大学及以上	0.07	教育匹配	0.56
年龄	44.36 (13.09)	地位自评高	0.16	女性教育下婚	0.22
婚姻队列 2001—2014 年	0.26	地位自评中	0.54		

(三) 模型和分析策略

我们首先利用全国代表性数据描述我国人口的初婚年龄模式和初婚年龄匹配模式随时代发展的变迁趋势, 获得一个婚龄模式变迁的整体图景; 接着分组比较不同初婚年龄模式和初婚年龄匹配模式下的个体主观幸福感和精神健康得分, 并进一步进行多元回归分析探索婚龄模式对主观福利的影响。由于主观幸福感为按照幸福程度排序取值(1~5)的有序离散变量, 我们采取 ordered logistic 模型对其进行分析。同时考虑到 logistic 模型间系数直接比较有诸多问题^[32], 我们在嵌套模型系数比较时均使用 y^* 标准化 (y^* - standardization) 对系数进行了调整。由于精神健康得分的取值范围为 0~30, 我们使用多元线性 OLS 模型来获得可以直接比较的模型估计。考虑到各因素对个体的主观福利的影响机制因性别不同而存在较大差异, 我们对男性样本、女性样本分别建模方便考察性别差异。考虑到中国婚配年龄模式存在较大的地区差异, 我们通过一组区县虚拟变量在每个模型中都控制了地区的固定效应。

我们可以将模型表示为:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot marry_early_{ij} + \beta_2 \cdot marry_late_{ij} + \beta_3 \cdot marry_up_{ij} + \beta_4 \cdot marry_down_{ij} + \beta \cdot X_{ij} + \lambda \cdot D_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Y_{ij} 表示第 j 个县或区的第 i 个受访者的主观福利, 如果第 j 个县或区的第 i 个受访者早婚, 则 $marry_early_{ij}$ 等于 1, 系数 β_1 可提示早婚对主观福利作用的有无、方向与大小。剩余三个核心自变量晚婚 ($marry_late$)、女性年龄上婚 ($marry_up$)、女性年龄下婚 ($marry_down$) 也以此类推。 X_{ij} 代表所有其他控制变量的集合。 D_j 是所有县或区的虚拟变量。

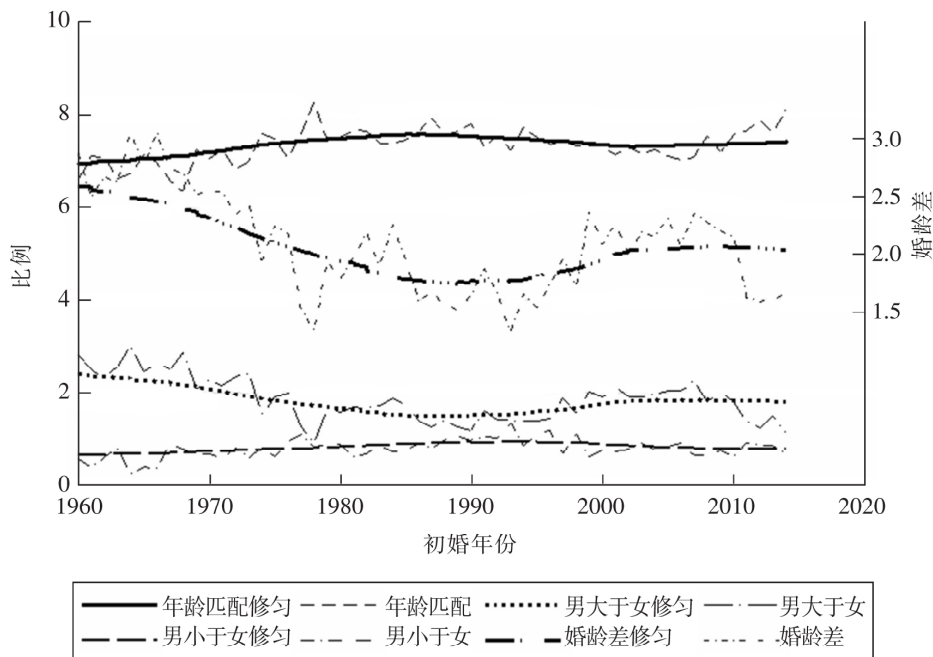
我们采用嵌套模型分析策略, 在第一个模型中只考虑早婚、晚婚、女性年龄上婚、

女性年龄下婚,在第二个模型中加入其它控制变量,在第三个模型中再控制婚姻的教育匹配。

四、研究结果

(一) 婚配年龄模式的时期变动趋势

图1展示了初婚婚龄差和三种初婚婚龄匹配模式在1960—2014年间的变动趋势。在原始数据基础上,本文采用局部加权修匀方法(locally weighted scatterplot smoothing, LOWESS)进行了数据拟合^[33],修匀带宽设置为0.4,以获得更为精细的变化趋势。图中横轴为初婚年份,左边纵轴表示某一类型婚姻在当年全部婚姻类型中所占比例,右边纵轴表示夫妻婚龄差(丈夫年龄减去妻子年龄)。首先,可以看到婚龄差随时间变动趋势明显,婚龄差在1990年之前逐步下降,在1990年之后持续升高但逐步平缓。年龄同型匹配,即夫妻婚龄差在-1~4岁的比例在20世纪90年代前略有提升,在90年代以后有缓慢下降趋势。“男比女大4岁以上”的比例变动较明显,在20世纪90年代之前降低,之后逐步攀升,在20%左右的水平上保持稳定。“女比男大1岁以上”的比例变动类似于年龄同型匹配,在20世纪90年代之前上升,之后逐步下降。从图1我们可以看婚龄差在逐步升高,从20世纪90年代初的1.7岁左右升高到2010年初的2.3岁左右。而且主要是由于女性年龄类型婚姻所占比例的提升导致的,女大男小的婚配类型甚至稍有降低。

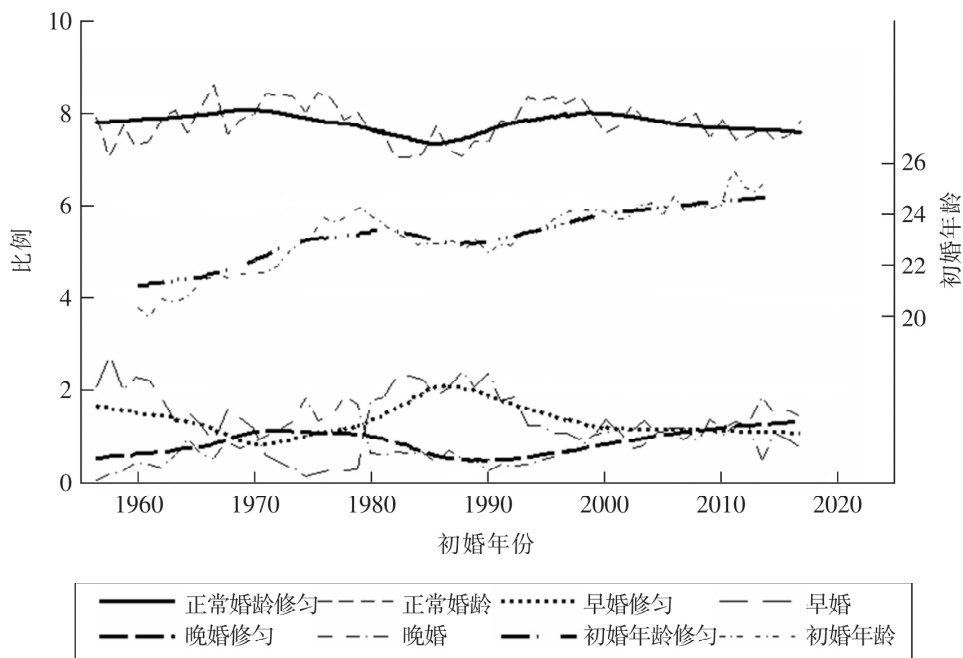


说明: 数据来源于 CFPS2014

图1 婚龄差、婚龄匹配模式随时间的变动(1960—2014)

之前关于婚龄匹配随时间变动的研究结果并不一致,有研究认为我国初婚夫妻的婚龄差在缩小^[21],而且女性年龄下婚即“妻大于夫”数量增多^{[7][21]},也有学者认为婚龄差和婚姻年龄匹配状况保持稳定^{[17][34]}。我们的研究则与穆峥和谢宇的研究结果一致^[7],即我国初婚夫妻的婚龄差自 20 世纪 90 年代以来呈现扩大趋势,而且主要是由于女性年龄上婚增多造成,“女大男小”的婚配模式并没有出现大幅增加。

图 2 展示了初婚年龄和初婚婚龄模式在 1960—2014 年随时间发生的变化,我们同样用局部加权修匀方法(LOWESS)进行数据拟合展示趋势。首先,从 1960 年以来,我国平均初婚年龄波段上升,在 20 世纪 80 年代略有下降后继续维持上升趋势。平均初婚年龄从 20 世纪 60 年代的 21 岁左右上升为 2014 年时的 24 岁以上。正常婚龄的比例一直略低于 80% 且变化不大,在 20 世纪 80 年代中期前先升后降,之后缓慢上升,在 2000 年以后又开始下降。早婚的比例在 20 世纪 70 年代中期之前持续下降,之后开始回升至 20% 最高点,80 年代后期又持续下降,2000 年后降幅趋缓。晚婚比例在 20 世纪 70 年代中期前稳步上升,从 70 年代后期开始略有下降,20 世纪 90 年代之后逐步攀升,且势头一直持续至今。需要注意的是,由于出生年代较迟的人口很多还未结婚,我们的数据中并没有获得这些人的初婚年龄,因此近期特别是 2000 年以后的晚婚比例是被低估的,最终的晚婚比例会比显示的数据要高。总的来看,随着初婚年龄的提升,晚婚的比例有上升的趋势,而正常婚龄的比例有下降的趋势,早婚比例在大幅波动之后保持稳中有降,但仍维持一定比例。

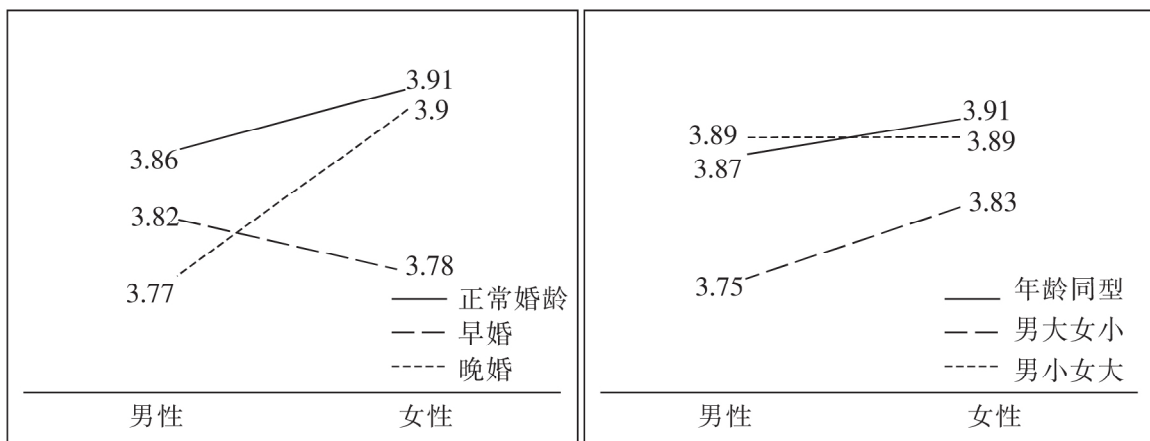


说明: 数据来源于 CFPS2014

图 2 初婚婚龄和婚龄模式随时的变动(1960—2014)

(二) 婚配年龄模式对主观福利的影响

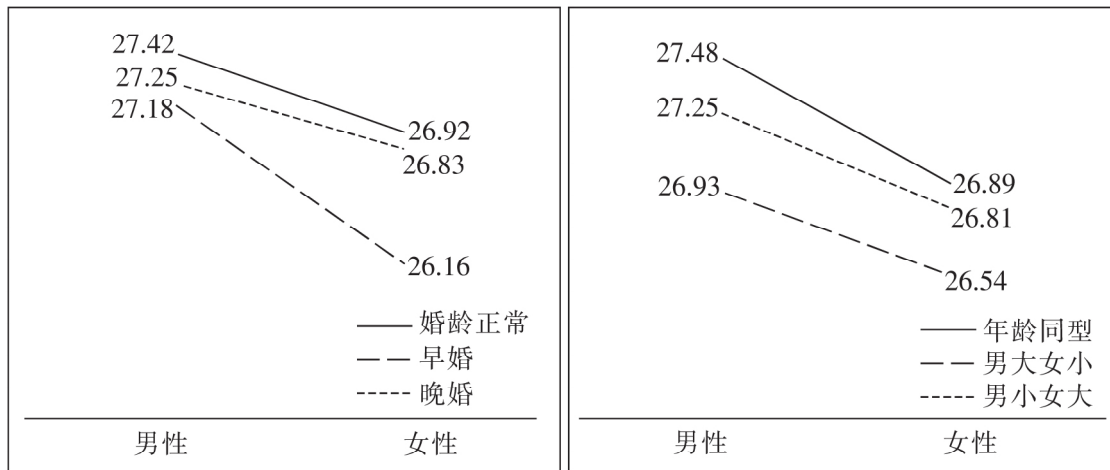
图3中,我们首先分组比较了不同婚配年龄模式中男性和女性的主观幸福感,图中数值表示该组内个体主观幸福感的均值,最低为0,最高为4,数值越高表明该组主观幸福感越强。scheffe多重比较检验结果表明,早婚男性与其他男性主观幸福感无显著差异,晚婚男性主观幸福感低于在正常婚龄结婚的男性;早婚女性的主观幸福感低于其它女性,晚婚女性的主观幸福感与在正常婚龄结婚的女性无显著差异,但高于早婚女性。“男大女小”年龄匹配模式中的男性主观幸福感低于其他男性,“男小女大”婚龄匹配模式中的男性与年龄同型群体的主观幸福感无显著差异,但高于“男大女小”模式中的男性。当然这些差异都有待于多元回归分析做出进一步的澄清和检验。



说明:数据来源于CFPS2014

图3 分性别不同婚龄模式下的主观幸福感

下页图4比较了不同婚配年龄模式群体的精神健康得分。得分取值为0~30分,得分越高表示精神健康状况越好。scheffe多重比较检验结果表明,早婚男性的精神健康得分显著低于在正常婚龄结婚的男性,晚婚男性精神健康得分与其他群体男性无显著区别。早婚女性精神健康得分显著低于其他女性群体,晚婚女性精神健康得分与在正常婚龄结婚的女性无显著差异,但高于早婚女性。对男性和女性群体,“男大于女”婚龄匹配模式群体的精神健康得分均显著低于年龄同型匹配群体,“女大于男”婚龄匹配模式群体的精神健康得分与其他群体无显著区别。这种不同匹配类型间差异是否真实且显著还需要借助之后的多元回归分析得到更明晰的结果。



说明: 数据来源于 CFPS2014

图 4 分性别不同婚龄模式下的精神健康得分

(三) 多变量回归分析结果

下页表 2 展示了女性样本的多元回归结果: 模型 1 ~ 3 是因变量为主观幸福感的定序 logistic 模型结果; 模型 4 ~ 6 是因变量为 CES - D 抑郁量表得分的 OLS 模型结果, 分值越高表示精神健康状况越好。模型 1 和模型 4 在控制县/区虚拟变量下, 只加入是否早婚、是否晚婚、是否男性大于女性 4 岁以上、是否女性大于男性 1 岁以上这四个婚配年龄模式变量。模型 2 和模型 5 加入个人社会经济特征、健康状况、婚姻持续时间、同期群等控制变量。基于文献中有观点认为当前我国婚龄差增大很有可能是女性教育上婚的一种表现形式, 我们在模型 3 和模型 6 进一步加入教育匹配情况进行控制。

基于模型 1 和模型 4 我们发现在没有控制其他变量的情况下, 相比在正常婚龄结婚的女性, 早婚对女性主观幸福感和精神健康均有显著负面影响, 晚婚对女性主观福利影响不显著。相比年龄同型婚, 年龄上婚即“男大于女 4 岁以上”对女性主观幸福感和心理健康均有显著负面影响, 年龄下婚即“男小于女 1 岁以上”作用不显著。模型 2 和模型 4 加入控制变量组后, 早婚对女性主观幸福感和精神健康的负面影响虽有所缩减但仍显著; 女性年龄上婚对女性主观幸福感仍有显著负面影响, 但对其精神健康影响变得不显著; 女性年龄下婚对精神健康作用的负面作用在 0.1 的水平下显著。模型 3 和模型 6 进一步控制了教育匹配情况后, 这一影响模式仍然持续, 影响大小也变化不大: 即与在正常婚龄结婚的女性相比, 早婚女性选择“很不幸福”“不太幸福”和“一般”的概率分别增加 0.33%、0.72% 和 2.48%, 选择“比较幸福”“非常幸福”的概率则相应分别减少 3.29%、0.23%。与在正常婚龄结婚的女性相比, 早婚女性精神健康得分低了 0.34 分, 相当于平均水平(27.1)的 1.3%。与年龄同型匹配模式相比, “男大于女 4 岁以上”这种婚龄匹配模式下的女性选择“很不幸福”“不太幸福”和“一般”的概率分别增加 0.24%、

0.53%和1.85% 选择“比较幸福”“非常幸福”的概率则相应分别减少2.48%、0.13%。值得注意的是,“男性小于女性1岁以上”对女性精神健康也存在较大的负面影响。

从系数上看,早婚对女性主观幸福感的影响大于年龄上婚的影响。早婚对女性精神健康的影响也大于年龄下婚的影响。其他变量的影响如下:年龄与主观幸福感和精神健康均呈倒U型非线性关系。城市户籍、受教育程度高、社会地位和收入越高、越健康的女性,其主观幸福感越高,精神健康越好。教育上婚的女性更幸福、精神健康状况越好,教育下婚对女性主观幸福感有显著负面影响。

表2 婚配年龄模式对主观评价和精神健康的影响(女性样本)

	主观幸福感(1~5; Ordered Logistic)			精神健康得分(0~30; OLS)		
	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
早婚	-0.200*** (0.059)	-0.168*** (0.061)	-0.158*** (0.061)	-0.718*** (0.169)	-0.355* (0.154)	-0.338* (0.153)
晚婚	-0.024 (0.063)	0.004 (0.078)	0.010 (0.078)	0.250 (0.157)	0.095 (0.175)	0.104 (0.176)
男大于女4岁以上	-0.122*** (0.045)	-0.123*** (0.045)	-0.118*** (0.045)	-0.235* (0.102)	-0.113 (0.091)	-0.109 (0.091)
男小于女1岁以上	-0.043 (0.062)	0.031 (0.065)	0.043 (0.064)	-0.171 (0.130)	-0.220+ (0.122)	-0.210+ (0.123)
婚姻持续时间		0.017+ (0.009)	0.020* (0.009)		-0.026 (0.021)	-0.022 (0.021)
2001—2010年 (1980前)		-0.149 (0.170)	-0.169 (0.173)		-0.405 (0.312)	-0.415 (0.312)
1991—2000年		-0.149 (0.120)	-0.159 (0.121)		-0.087 (0.210)	-0.090 (0.209)
1981—1990年		-0.034 (0.081)	-0.052 (0.082)		0.175 (0.143)	0.157 (0.143)
年龄		-0.099*** (0.017)	-0.103*** (0.017)		-0.097*** (0.031)	-0.102*** (0.031)
年龄平方		0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)		0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
城镇(农村)		0.391*** (0.068)	0.342*** (0.069)		0.607*** (0.116)	0.559*** (0.117)
初中 (小学及以下)		0.299*** (0.054)	0.390*** (0.056)		0.600*** (0.094)	0.676*** (0.106)
高中		0.291*** (0.073)	0.441*** (0.078)		0.416*** (0.130)	0.524*** (0.152)
大学及以上		0.328*** (0.104)	0.533*** (0.112)		0.045 (0.161)	0.241 (0.182)

续表 2

	主观幸福感(1~5; Ordered Logistic)			精神健康得分(0~30; OLS)		
	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
地位高(低)		1.011*** (0.065)	1.001*** (0.066)		0.824*** (0.133)	0.808*** (0.131)
地位中		0.243*** (0.050)	0.235*** (0.050)		0.776*** (0.108)	0.766*** (0.108)
收入高(低)		0.353*** (0.104)	0.346*** (0.106)		0.279 (0.181)	0.271 (0.181)
收入中		0.135*** (0.047)	0.128*** (0.047)		0.318*** (0.084)	0.310*** (0.084)
自评健康好(差)		0.813*** (0.058)	0.801*** (0.058)		3.456*** (0.146)	3.438*** (0.145)
自评健康中		0.433*** (0.055)	0.421*** (0.055)		2.530*** (0.140)	2.514*** (0.139)
女性教育上婚			0.249*** (0.042)			0.336*** (0.091)
女性教育下婚			-0.119* (0.055)			0.024 (0.109)
县/区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项				26.968*** (0.091)	25.527*** (0.863)	25.490*** (0.863)
样本量	13 625	13 625	13 625	13 645	13 645	13 645
R-squared				0.005	0.142	0.143

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

下页表 3 展示了男性样本的多元回归结果,我们采用了和女性样本相同的模型设置和嵌套策略。基于模型 7 和模型 10,我们发现在仅控制地区固定效应的情况下,与在正常婚龄结婚的男性相比,早婚对男性精神健康有显著负面作用,对男性主观幸福感的负面作用在 0.1 的水平下显著,晚婚作用不显著。相比年龄同型婚,“男大于女 4 岁以上”对男性主观幸福感和精神健康均有显著负面影响,“男小于女 1 岁以上”对男性主观福利无显著影响。加入控制变量组(模型 8、11)后,早婚对男性精神健康的负面作用变为接近显著,但对男性主观幸福感有显著负面影响;晚婚对男性主观评价的负面作用消失了;“男大于女 4 岁以上”仍然对男性精神健康有显著负面影响,但其对主观幸福感的影响变为接近显著,“男小于女 1 岁以上”的影响仍然不显著。在进一步控制了教育匹配情况后(模型 9、12),早婚的负面影响模式和影响大小变化不大:即

与在正常婚龄结婚的男性相比,早婚男性选择“很不幸福”“不太幸福”和“一般”的概率分别增加0.28%、0.62%和2.00%,选择“比较幸福”“非常幸福”的概率则相应分别减少0.36%、2.53%。与在正常婚龄结婚的女性相比,早婚女性精神健康得分低了0.34分,相当于平均水平的1.3%。女性年龄上婚对男性精神健康有负面影响,其精神健康得分比年龄同型婚中的男性低0.47分,对主观幸福感影响并不显著。女性年龄下婚对男性精神健康的影响仍然不显著。

其他变量的影响如下:年龄与主观幸福感呈倒U型关系。城镇户籍、健康状况越好、受教育程度、社会地位和收入越高的男性,越感到幸福,精神健康状况越好。与教育同型婚相比,受教育程度高于妻子的丈夫主观幸福感较高,精神健康较好。受教育程度低于妻子负向影响丈夫的主观幸福感。

表3 婚配年龄模式对主观评价和精神健康的影响(男性样本)

	主观幸福感(1~5; Ordered Logistic)			精神健康得分(0~30; OLS)		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
早婚	-0.092 ⁺ (0.055)	-0.139 [*] (0.059)	-0.127 [*] (0.059)	-0.305 ^{***} (0.108)	-0.203 ⁺ (0.107)	-0.190 ⁺ (0.107)
晚婚	-0.099 (0.068)	-0.051 (0.081)	-0.057 (0.080)	0.100 (0.149)	0.002 (0.159)	0.002 (0.159)
男大于女4岁以上	-0.185 ^{***} (0.051)	-0.098 ⁺ (0.053)	-0.073 (0.053)	-0.636 ^{***} (0.110)	-0.491 ^{***} (0.106)	-0.467 ^{***} (0.106)
男小于女1岁以上	0.076 (0.077)	0.071 (0.083)	0.068 (0.082)	-0.186 (0.155)	-0.184 (0.144)	-0.191 (0.143)
婚姻持续时间		0.009 (0.009)	0.011 (0.008)		-0.025 ⁺ (0.015)	-0.021 (0.015)
2001—2010年 (1980前)		-0.212 (0.159)	-0.240 (0.159)		-0.526 ⁺ (0.300)	-0.549 ⁺ (0.300)
1991—2000年		-0.178 ⁺ (0.105)	-0.191 ⁺ (0.105)		-0.090 (0.208)	-0.095 (0.208)
1981—1990年		-0.116 ⁺ (0.067)	-0.139 [*] (0.068)		-0.091 (0.142)	-0.113 (0.142)
年龄		-0.115 ^{***} (0.018)	-0.113 ^{***} (0.018)		-0.032 (0.028)	-0.032 (0.028)
年龄平方		0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)		0.001 ^{***} (0.000)	0.001 ^{***} (0.000)

续表 3

	主观幸福感(1 ~ 5; Ordered Logistic)			精神健康得分(0 ~ 30; OLS)		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
城镇(农村)		0. 397*** (0. 057)	0. 316*** (0. 059)		0. 401*** (0. 114)	0. 320*** (0. 115)
初中 (小学及以下)		0. 288*** (0. 054)	0. 433*** (0. 065)		0. 465*** (0. 098)	0. 563*** (0. 109)
高中		0. 261*** (0. 065)	0. 472*** (0. 082)		0. 423*** (0. 122)	0. 575*** (0. 139)
大学及以上		0. 289*** (0. 078)	0. 531*** (0. 098)		0. 124 (0. 147)	0. 336* (0. 170)
地位高(低)		0. 868*** (0. 066)	0. 869*** (0. 066)		0. 719*** (0. 129)	0. 714*** (0. 128)
地位中		0. 298*** (0. 050)	0. 296*** (0. 050)		0. 749*** (0. 095)	0. 747*** (0. 095)
收入高(低)		0. 630*** (0. 083)	0. 640*** (0. 083)		0. 646*** (0. 120)	0. 656*** (0. 120)
收入中		0. 326*** (0. 045)	0. 326*** (0. 045)		0. 534*** (0. 088)	0. 530*** (0. 087)
自评健康好(差)		0. 841*** (0. 062)	0. 842*** (0. 062)		3. 384*** (0. 155)	3. 380*** (0. 155)
自评健康中		0. 330*** (0. 063)	0. 331*** (0. 063)		2. 468*** (0. 157)	2. 463*** (0. 157)
女性教育上婚			0. 209*** (0. 057)			0. 390*** (0. 095)
女性教育下婚			-0. 217*** (0. 051)			-0. 099 (0. 083)
县/区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项				27. 542*** (0. 074)	24. 353*** (0. 758)	24. 252*** (0. 760)
样本量	12 667	12 667	12 667	12 663	12 663	12 663
R - squared				0. 005	0. 141	0. 142

说明: ***p < 0. 001, **p < 0. 01, *p < 0. 05, + p < 0. 1

为了考察婚配年龄模式影响的性别差异,我们使用基于似无相关模型的检验方法(seemingly unrelated regression, SUR)考察了自变量系数在组间的差异^[35],发现女性年龄上婚对精神健康的影响系数在女性样本中显著高于男性。

为进一步考察离婚、再婚导致的潜在样本选择性是否对模型构成显著影响,我们使用 Heckman 样本选择模型进行了辅助性分析,模型结果与现有结果无显著差别,不会对我们的结论构成本质影响。内生性样本似然比检验(LR test of $\rho = 0$)的结果表明两个方差的残差项并不相关,基于模型筛选的简约性原则,无需使用 Heckman 样本选择模型。我们基于 2014 年 CFPS 数据进行了不同版本的样本限制,我们还将精神健康的得分转换为因子得分,并对年龄匹配做了重新编码,而所得结果都非常相似。因此,我们认为本文所采用的样本是较为合适和有效的,结果也具有一定的稳健性。

五、结论与讨论

本文研究发现初婚时间和初婚年龄匹配模式对个体婚后的主观福利确实产生了显著影响。首先,婚龄效应假设获得部分验证:与正常婚配年龄相比,早婚对夫妻双方主观幸福感和精神健康均有显著负面影响,而晚婚的影响不显著。其次,年龄匹配效应假设也获得部分支持:相比其他模式,“男大女小”的年龄匹配模式会显著降低妻子的主观幸福感和丈夫的精神健康程度。第三,婚配年龄模式的影响存在性别差异:女性年龄上婚对女性精神健康的负面影响大于男性。本文对于婚配年龄模式在不同时期变动情况的描述也澄清了一些之前的争论,如“女小男大”模式未有较大程度增加,而是基本维持稳定或略有下降;婚龄差并未缩小,反而从 20 世纪 90 年代以来持续扩大并有可能继续这一势头。

从婚龄的影响看,早婚产生的负面影响表明只有在一定年龄之后进入婚姻,婚姻才具有福利效应。基于婚姻成熟理论,身心还未成熟的个体过早进入婚姻会带来多重角色调试压力;同时早婚个体更有可能对婚姻匹配程度做出错误估计和预期,或接受匹配程度差的婚姻安排,即使我们控制了年龄和教育匹配因素,早婚者的婚姻不匹配情况仍有可能在其他未观测到的层面体现。而晚婚未显著影响个体福利可能是由于大龄未婚人口比例的上升提高了晚婚人群的选择性,使得更适合婚姻的大龄群体进入婚姻,同时晚婚人群可以累积更多的人生经验,以更好地调适婚姻关系,消弭晚婚可能带来的负面冲击。但应注意由于晚婚的婚姻匹配程度相对较差,如婚龄差变大,教育不匹配可能性增加,晚婚仍可能间接影响婚姻质量和个人主观福利。

从年龄匹配的影响看,夫妻年龄差距过大(男大于女 4 岁以上)确实对个体福利产生负面影响。年龄并不仅仅是一个生理特征,还代表了一定的社会经历。在社会变迁迅速的当下,不同年龄个体在生活方式和价值观之间的差异可能更明显也更难以调适。同时女性年龄上婚(男大于女 4 岁以上)对女性精神健康的负面影响大于男性。

从性别角色(gender role) 视角来看, 传统性别角色规范中婚姻对于女性的规范和约束更多, 比如承担更多家务劳动^[24], 同时在从夫居传统下往往需要女性而非男性去适应陌生的家人和环境, 在日常生活中扮演多个新的角色(如儿媳妇、嫂子等)。这给“男大女小”匹配中相对年轻的女性带来的身心负荷比相对年长的男性更大, 更有可能对个体的心理健康状况产生不利的影响^[22]。

本文也存在一些可以改进之处。首先本文数据只包括调查时的已婚人口, 未能观察到处于适婚年龄的未婚人口。同时我们的研究结论仅适用于初婚且在婚人群, 离婚、再婚群体的婚配年龄模式对个体主观福利的影响还需要进一步加以研究。其次, 局限于截面数据未能排除潜在的反向因果关系, 即人们婚前的主观幸福感也可能影响其婚龄和婚姻年龄匹配情况。未来可以通过追踪数据和自然实验等方法进行进一步研究。但是考虑到婚姻过程对个人重要且长期的影响, 婚配年龄模式对个人主观福利的影响显得更为重要。

随着计划生育政策下出生的性别比失衡的队列人口未来进入适婚年龄后, 婚姻挤压可能会导致我国夫妻的婚龄差进一步拉大^[36], 这将会带来婚姻匹配程度的下降并对个体主观福利造成冲击。婚龄匹配的变动也反映了社会开放度和性别不平等程度, 我们应该从社会开放性的视角出发, 改变传统的婚配观念, 并进一步完善人口政策, 促进人口性别年龄结构恢复动态平衡。同时, 应看到即使在近期同期群中还有一定比例的早婚人口, 他们的主观福利状况值得关注。

[参考文献]

- [1] STACK S, ESHLEMAN J R. Marital status and happiness: a 17 - nation study [J]. *Journal of Marriage & Family*, 1998(2) : 527 - 536.
- [2] ELDER, GLEN H JR. In examining lives in context: perspectives on the ecology of human development [C]. DC: Psychological Association, 1995: 101 - 139.
- [3] 王鹏, 吴愈晓. 初婚年龄的影响因素分析基于 CGSS2006 的研究 [J]. *社会*, 2013(3) : 89 - 110.
- [4] YU J, XIE Y. Changes in the determinants of marriage entry in Post - Reform urban China [J]. *Demography*, 2015(6) : 1869 - 1892.
- [5] 李建新, 王小龙. 初婚年龄、婚龄匹配与婚姻稳定——基于 CFPS 2010 年调查数据 [J]. *社会科学*, 2014(3) : 80 - 88.
- [6] WANG Q, ZHOU Q. China's divorce and remarriage rates: trends and regional disparities [J]. *Journal of Divorce & Remarriage*, 2010(4) : 257 - 267.
- [7] MU Z, XIE Y. Marital age homogamy in China: a reversal of trend in the reform era? [J]. *Social Science Research*, 2014(44) : 141 - 157.
- [8] 刘爽, 梁海艳. 90 年代以来中国夫妇婚龄差变化趋势及原因探讨 [J]. *青年研究*, 2014(4) : 57

-63.

- [9]GLENN N D , UECKER J E , JR R W B L. Later first marriage and marital success. [J]. *Social Science Research* ,2010(5) : 787 - 800.
- [10]LEHRER E L. Age at marriage and marital instability: revisiting the becker - landes - michael hypothesis [J]. *Journal of Population Economics* ,2008(2) : 463 - 484.
- [11]OPPENHEIMER V K. A theory of marriage timing [J]. *American Journal of Sociology* ,1988(3) : 563 - 591.
- [12]REGNERUS M. The case for early marriage [J]. *Christianity Today* ,2009(8) : 22.
- [13]WILLIAMS , KRISTI ,UMBERSON ,et al. Marital status , marital transitions , and health: a gendered life course perspective [J]. *Journal of Health & Social Behavior* ,2004(4) : 81 - 98.
- [14]UECKER J E. Marriage and mental health among young adults [J]. *Journal of Health & Social Behavior* ,2012(1) : 67 - 83.
- [15]HARRIS K M , LEE H , DELEONE F Y. Marriage and health in the transition to adulthood: evidence for african americans in add health [J]. *Journal of Family Issues* ,2010(8) : 1106 - 1143.
- [16]JOHNSON M D , KRAHN H J , GALAMBOS N L. Better late than early: marital timing and subjective well - being in midlife [J]. *Journal of Family Psychology* ,2017(5) : 635 - 641.
- [17]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.
- [18]SCHWARTZ C R. Trends and variation in assortative mating: causes and consequences [J]. *Annual Review of Sociology* ,2013(1) : 451 - 470.
- [19]李后建. 门当户对的婚姻会更幸福吗? ——基于婚姻匹配结构与主观幸福感的实证研究 [J]. *人口与发展* ,2013(2) : 56 - 65.
- [20]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* ,2014(4) : 31 - 50.
- [21]王善高,田旭,钞贺森. 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 [J]. *南方人口* ,2017(4) : 36 - 44.
- [22]KIECOLTGLASER J K , NEWTON T L. Marriage and health: his and hers [J]. *Psychological Bulletin* ,2001(4) : 472 - 503.
- [23]WILLIAMS J E , BEST D L. *Measuring sex stereotypes : a multination study* [M]. London: Sage Pubn Inc ,1990.
- [24]杨菊华. 传统与策略: 1990—2010 年中国家务分工的性别差异 [J]. *学术研究* ,2014(2) : 31 - 41.
- [25]谢宇 张晓波,李建新,等. *中国民生发展报告* [M]. 北京: 北京大学出版社 2013.
- [26]章逸然,章飏,胡凤英. “女大难嫁”还是“男大难婚”——婚姻匹配的男女差异与“剩男剩女”的代价 [J]. *人口与经济* 2015(5) : 13 - 24.
- [27]QIAN Y , QIAN Z. The gender divide in urban China: singlehood and assortative mating by age and education [J]. *Demographic Research* ,2014(31) : 1137 - 1364.

- [28] 郭志刚, 邓国胜. 中国婚姻拥挤研究 [J]. 人口与发展, 2000(3): 2 - 18.
- [29] DIENER E. Subjective well - being [J]. Psychological Bulletin, 1984(3): 542 - 575.
- [30] BUSSERI M A, SADAVA S W. A review of the tripartite structure of subjective well - being: implications for conceptualization, operationalization, analysis, and synthesis [J]. Personality & Social Psychology Review, 2010(3): 290.
- [31] DIENER E. Guidelines for national indicators of subjective well - being and life - being [J]. Journal of Happiness Studies, 2006(4): 397 - 404.
- [32] MOOD C. Logistic regression: why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it [J]. European Sociological Review, 2010(1): 67 - 82.
- [33] CLEVELAND, WILLIAM S. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots [J]. Journal of the American Statistical Association, 1979(74): 829 - 836.
- [34] 风笑天. “男大女小”的婚配模式是否改变——兼与刘爽、梁海艳等学者商榷 [J]. 探索与争鸣, 2015(3): 35 - 39.
- [35] FELMLEE D H, HARGENS L L. Estimation and hypothesis testing for seemingly unrelated regressions: a sociological application [J]. Social Science Research, 1988(4): 384 - 399.
- [36] 李树茁, 姜全保, 伊莎贝尔·阿塔尼 等. 中国的男孩偏好和婚姻挤压——初婚与再婚市场的综合分析 [J]. 人口与经济, 2006(4): 1 - 8.

[责任编辑: 江振振]