

婚姻匹配结构与主观幸福感的性别差异研究

陆杰华 阮韵晨

(北京大学 北京 100871)

摘要 :文章利用 2013 年中国综合社会调查数据 ,重点关注中国婚姻匹配结构对人们主观幸福感的影响。研究结果发现 ,相比“女高男低”的婚姻匹配结构 ,目前居于主流的“男高女低”模式更有利于夫妻主观幸福感的提升。但这种作用却存在着明显的性别差异 ,即对已婚女性而言 ,在教育水平上高攀的婚姻更有利于她们幸福感的提升 ,而对于已婚男性而言 ,收入高于配偶则令他们更易获得较高的幸福感。此外 ,研究还特别关注了性别角色认同对上述关系的影响机理 ,并发现这一因素对丈夫群体和妻子群体都具有显著的调节作用。

关键词 :婚姻梯度 ;婚姻匹配结构 ;主观幸福感 ;性别角色认同 ;性别差异

中图分类号 :C915

文献标识码 :A

文章编号 :1008-4088(2017)10-0074-08

DOI:10.15993/j.cnki.cn35-1198/c.2017.10.013

婚姻匹配结构不仅涉及个体与家庭生活的幸福与否 ,也间接影响着社会资源的分配、分层结构的开放以及不平等的再生产等宏观社会后果。^{[1][2][3][4][5][6]}在当前对于婚姻匹配结构所导致后果的研究中 ,基于婚姻市场理论和性别不平等取向的婚姻梯度视角鲜为学界所关注。所谓的婚姻梯度是指通婚的男女双方在社会经济地位、年龄等方面不一致的现象,^[7]并往往体现为女性的向上婚。事实上 ,这一倾向在当下的中国社会也并不罕见。《中国民生发展报告 2013》就指出 ,同类婚和女性的向上婚是当前中国婚姻匹配的主要形式。^[8]

尽管已有文献对婚姻梯度所导致的影响机理进行了探讨 ,但对于我国婚姻匹配结构与夫妻主观幸福感之间的联系却鲜有研究。为此 ,本文将重点探索我国婚姻匹配结构与主观幸福感之间的关系及其影响机制。

一、文献回顾与研究设计

在关于婚姻匹配结构与主观幸福感之间关系的讨论中 ,大多数学者将研究重点集中在婚配双方的同质性对主观幸福感的影响上。^{[9][10][11][12][13]}而在国内的相关研究中 ,学者们则大多将“同质性”与婚姻双方个人以及家庭的社会经济地位是否匹配相联系 ,并在国内传统婚恋观念、家庭结构现状以及当前阶层固化趋势的背景下 ,男女方的家庭背景是否“门当户对”更是受到该领域研

收稿日期 2017-07-10

作者简介 陆杰华(1960-)男 ,北京大学社会学系教授 ,博士生导师 ,主要研究方向为人口社会学。

阮韵晨(1989-)男 ,北京大学社会学系博士研究生 ,主要研究方向为人口社会学。

究的重视。^{[14][15][16]}

在性别角色认同方面,对于秉持传统主义取向的已婚男女,“男高女低”的婚姻匹配结构意味着这段婚姻满足了其内化为婚姻观念的性别角色期待,而违背婚姻梯度的匹配结构则导致他/她更易自责为“不称职的丈夫/妻子”,从而降低主观幸福感。另一方面,符合现代主义取向的性别角色认同则可能促使婚姻匹配结构更加多元化,且灵活的婚配结构也催生更为多元的性别角色期待。Bertrand 等人的研究就发现,由于传统主义性别角色认同的影响,当家庭中的妻子比丈夫能挣钱时,这一现象将导致他们的婚姻满意度降低且婚姻更容易破裂。^[17]综上所述,本文的研究框架如图 1。

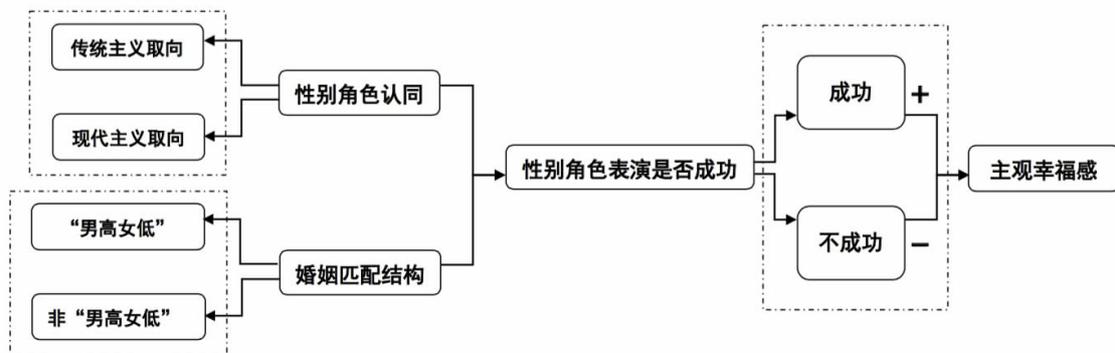


图 1 婚姻匹配结构与主观幸福感之间关系的研究框架

尽管从 20 世纪 80 年代初期以来,中国的工业化进程加快,市场经济转型和高校扩招都作为个体的社会成员创造了更多的财富和教育机会,但在宏观环境下,传统主义取向的性别角色认同并没有因此衰落,反而呈现出更加定型化的格局。^[18]结合这一背景及图 1 所展示的研究框架,我们提出如下假设:

假设 1:基于传统主义取向的性别角色认同,在大多数夫妻的教育匹配结构中,低就(教育水平高于妻子)的丈夫们比高攀的丈夫们主观幸福感更高,而相较高攀的妻子,低就的妻子则更不易幸福。

假设 2:基于传统主义取向的性别角色认同,在大多数夫妻的收入匹配结构中,比起收入低于或接近妻子的丈夫们,职业收入高于妻子的丈夫更易感到幸福;同时,在收入上处于低就位置的妇女幸福感要更低。

假设 3:在婚姻匹配结构对主观幸福感的影响机制上,性别角色认同具有明显的调节作用。不论是丈夫们还是妻子们,越倾向传统主义取向的性别角色认同,则“男高女低”的婚姻匹配结构越能提升其主观幸福感。

二、数据来源与变量选择

本文的数据来自于 2013 年中国综合社会调查,该调查在全国一共抽取了 100 个县(区),加上北京、上海、天津、广州和深圳 5 个大城市作为初级抽样单位,并最终在全国调查 480 个村/居委会,每个村/居委会调查 25 个家庭,每个家庭随机调查 1 人,总样本量约 12000 个。为了保证研究的有效性,我们去除了未婚、非初婚、离婚和丧偶的样本。再删除了各变量的缺失值后,所使用的样本量为 7287 个,其中包括 3716 个男性样本和 3571 个女性样本。

本文主要考虑的是夫妻双方的相对社会经济地位对于婚姻的影响。因此,我们采用了教育

和收入两个维度来衡量夫妻双方的婚姻匹配结构,并且这两个维度的匹配结构都划分为低就、般配和高攀三个类别。

在教育匹配结构方面,我们将应答者和配偶的受教育水平从低到高依次划分为:文盲或未完成小学教育、小学毕业、初中毕业、高中或中专毕业、大学及以上毕业5个类别。当双方同属于一个类别,则教育匹配结构为“般配”;当应答者比配偶高一个类别或以上,则为“低就”;当应答者比配偶低一个类别或以上,则为“高攀”。

在收入匹配结构的维度上,由于职业性收入相比财产性收入更为稳定,并且对家庭内部的地位结构也更具有代表性,因此我们将应答者与配偶全年的职业收入作为原始指标进行处理。当应答者收入为配偶收入的1.5倍以上,则收入匹配结构为“低就”;当应答者收入介于配偶收入的2/3至1.5倍之间,则收入匹配结构为“般配”;当应答者收入低于配偶收入的2/3时,则收入匹配结构为“高攀”。

本文采用问卷中的一项问题来测量应答者的主观幸福感:“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”相应的五个选项分别为:“非常不幸福”“比较不幸福”“说不上幸福不幸福”“比较幸福”“非常幸福”。从“非常不幸福”到“非常幸福”,编码由低到高依次为1、2、3、4、5。

除了研究目的所关注的婚姻匹配结构之外,我们还将考察主观幸福感的性别差异以及性别角色认同的影响。问卷中涉及性别角色态度的问题包括下列五项:“您是否同意下列说法(1)男人以事业为重,女人以家庭为重(2)男性能力天生比女性强(3)干得好不如嫁得好(4)在经济不景气时,应该先解雇女性员工(5)夫妻应该均等分摊家务。”本文将性别角色认同视为传统主义取向到现代主义取向的连续统计,并根据应答者对上述5个问题的回答建立量表。量表最高得分为25分,最低为5分。经标准化处理后,我们得到一个均值为100、标准差为15的变量,其得分越高说明应答者越是趋近现代主义取向的性别角色认同,反之得分越低说明越是趋向传统主义的性别角色认同。^[9]

此外,本文还将控制一些影响主观幸福感的关键变量,包括应答者的家庭背景、收入水平、健康状况、社交频繁程度以及一些人口学变量,例如年龄、婚姻持续时长、子女数量等。

三、我国婚姻匹配结构对主观幸福感影响的性别差异分析

首先,图2和图3展示的是婚姻匹配结构与主观幸福感之间的交互关系。图中的纵坐标为该群体主观幸福感的均值,最低为1,最高为5,且数值越高表明该群体主观幸福感越强。图2显示,随着教育匹配结构上的低就到高攀,男性幸福感水平变化并不大,而女性的幸福感则不断上升。从图3显示的夫妻收入匹配结构角度上看,女性的主观幸福感与夫妻间的收入匹配结构关系并不显著,而当收入方面处于高攀位置时,男性的主观幸福感则为极低。

基于有序Probit模型,我们分性别检验了不同的婚姻匹配模式对人们主观幸福感的影响机制。表1和表2分别展示了婚姻中的男性样本和女性样本。表1的模型一到模型四显示,对于丈夫们而言,夫妻双方的教育匹配状况对他们的主观幸福感影响并不明显,而收入匹配结构则具有显著的作用,即收入比妻子更低的丈夫幸福感明显较低。此外,家庭收入越高、婚姻持续时间越长,丈夫们越容易获得更高的幸福感。

模型一和模型三则显示(详见表2),对婚姻中的女性而言,当控制了区县的虚拟变量后,教育匹配方面的高攀会对她们的主观幸福感带来明显的正向作用,即教育程度低于丈夫的妻子更倾向于拥有较高的主观幸福感。同时,与已婚男性相同,家庭收入较高、婚龄时间较长的妻子们

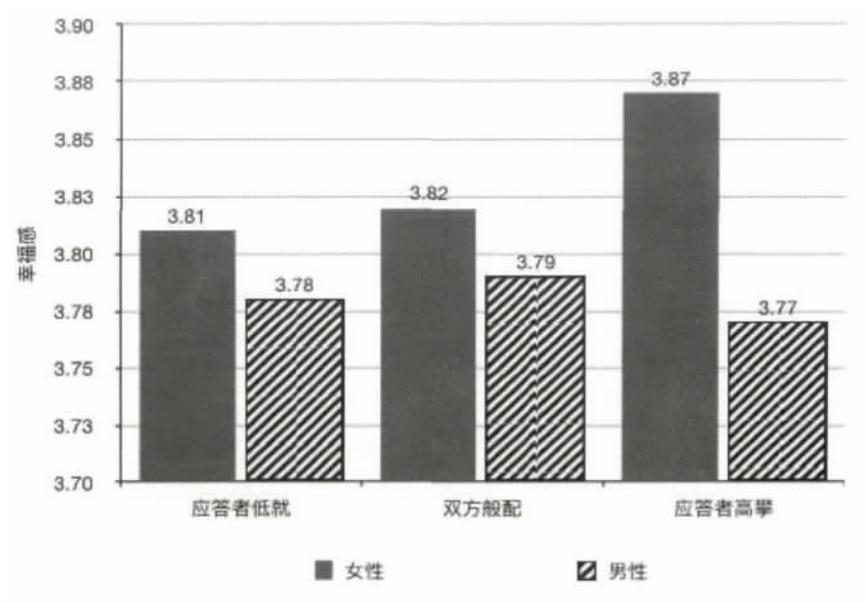


图 2 不同教育匹配结构下的分性别主观幸福感

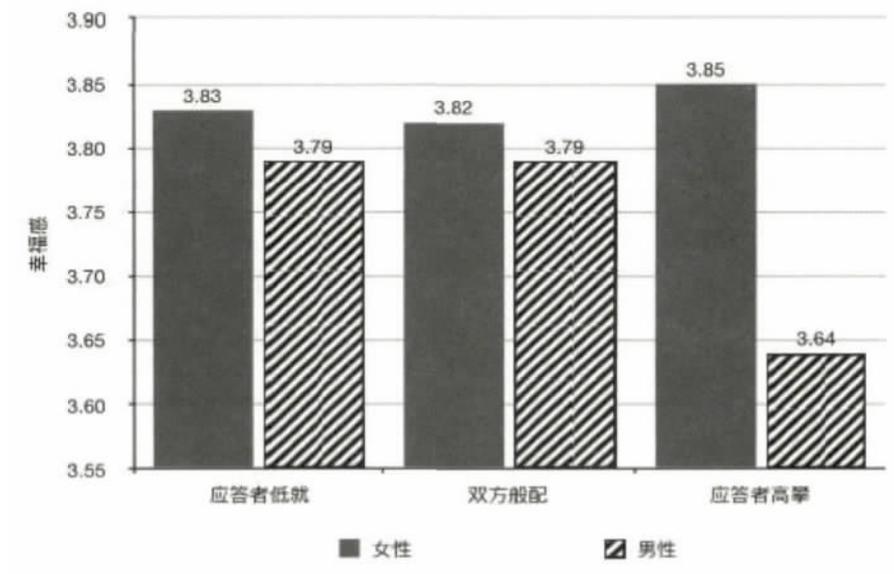


图 3 不同收入匹配结构下的分性别主观幸福感

幸福感更强烈。除了上述影响因素外,婚龄相同的妻子一旦生育了小孩,那么主观幸福感就会明显降低,这与已婚男性截然不同。这一结果可以被解释为在如今的中国家庭中,女性仍然承担着主要的抚育职责,而生育和抚养子女则可能带给她们更多的压力。

综上所述,依据表 2 和表 3 中模型一到模型四的结果,假设 1 得到了部分支持,即对于妻子,高攀的教育匹配结构能够显著地提高她们的幸福感水平,而对于丈夫这一作用则并不明显。针对假设 2,低就的收入匹配结构能够显著地提升已婚男士的幸福感水平。同时,比较其他的已婚女性,在收入上高攀的妻子则并未更加幸福。

为检验假设三,表 1 和表 2 的模型五到模型八显示了在引入性别角色认同及其与婚姻匹配结构的交互项后,婚配结构对其主观幸福感的影响机理。在展示男性样本的表 1 中,我们将模型

表1 不同婚姻匹配模式对男性主观幸福感的影响 (Order Probit)

解释变量	被解释变量: 主观幸福感							
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七	模型八
婚姻匹配结构								
教育高攀	0.067 (0.065)	0.075 (0.070)	0.069 (0.066)	0.078 (0.071)	0.334 (0.427)	0.237 (0.461)		
教育般配	0.054 (0.043)	0.078* (0.046)	0.053 (0.043)	0.075 (0.047)	-0.087 (0.286)	-0.200 (0.309)		
收入高攀	-0.238*** (0.084)	-0.251*** (0.091)	-0.188** (0.085)	-0.190** (0.092)			-0.081 (0.563)	-0.051 (0.606)
收入般配	0.043 (0.042)	0.049 (0.046)	0.048 (0.043)	0.050 (0.047)			0.195 (0.278)	0.096 (0.297)
性别角色认同及其交互项								
教育高攀*性别角色认同					-0.003 (0.004)	-0.002 (0.005)		
教育般配*性别角色认同					0.001 (0.003)	0.003 (0.003)		
收入高攀*性别角色认同							-0.001 (0.006)	-0.001 (0.006)
收入般配*性别角色认同							-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)
性别角色认同					0.004** (0.002)	0.003 (0.002)	0.005** (0.002)	0.004* (0.002)
家庭特征								
家庭年收入	0.191*** (0.019)	0.202*** (0.022)	0.156*** (0.020)	0.165*** (0.022)	0.152*** (0.020)	0.160*** (0.022)	0.153*** (0.020)	0.162*** (0.022)
婚姻持续时长	0.007*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)
其他控制变量								
社会交往是否频繁 (1=是)			0.209*** (0.043)	0.260*** (0.047)	0.206*** (0.043)	0.257*** (0.047)	0.208*** (0.043)	0.259*** (0.047)
是否有小孩 (1=是)			-0.087 (0.110)	-0.114 (0.116)	-0.109 (0.110)	-0.133 (0.116)	-0.097 (0.110)	-0.123 (0.116)
父亲受教育程度								
小学毕业			0.070 (0.052)	0.033 (0.055)	0.065 (0.052)	0.028 (0.056)	0.065 (0.052)	0.029 (0.055)
初中毕业			0.312*** (0.068)	0.325*** (0.073)	0.306*** (0.068)	0.319*** (0.074)	0.307*** (0.068)	0.323*** (0.074)
高中毕业及以上			0.134* (0.074)	0.139* (0.081)	0.125* (0.074)	0.129 (0.081)	0.128* (0.074)	0.135* (0.081)
健康状况 (1=健康)			0.455*** (0.047)	0.498*** (0.050)	0.467*** (0.046)	0.509*** (0.050)	0.461*** (0.047)	0.501*** (0.050)
县的虚拟变量	是	否	是	否	是	否	是	否
社区的虚拟变量	否	是	否	是	否	是	否	是
样本数量	3,529	3,529	3,529	3,529	3,529	3,529	3,529	3,529
Pseudo R-square	0.060	0.113	0.079	0.134	0.079	0.134	0.080	0.135

注 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

三与模型七、模型四与模型八分别进行对比,结果发现在纳入了性别角色认同因素之后,收入高攀对于已婚男性主观幸福感的负向作用被大幅削弱了。同时,模型七和模型八还显示,性别角色认同这一变量分别在0.05和0.1的水平上显著,且系数为正。这表明,丈夫们越倾向现代主义取

表 2 不同婚姻匹配模式对女性主观幸福感的影响 (Order Probit)

解释变量	被解释变量: 主观幸福感							
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七	模型八
婚姻匹配结构								
教育高攀	0.103*	0.082	0.108*	0.086	0.322	0.449		
	(0.063)	(0.067)	(0.063)	(0.068)	(0.420)	(0.453)		
教育般配	-0.008	-0.005	-0.013	-0.014	0.230	0.544		
	(0.059)	(0.063)	(0.059)	(0.063)	(0.398)	(0.429)		
收入高攀	-0.017	-0.010	0.004	0.003			-0.615	-0.708
	(0.084)	(0.091)	(0.084)	(0.091)			(0.554)	(0.602)
收入般配	-0.054	-0.048	-0.068	-0.071			-0.708	-0.630
	(0.084)	(0.090)	(0.084)	(0.091)			(0.552)	(0.598)
性别角色认同及其交互项								
教育高攀*性别角色认同					-0.002	-0.003		
					(0.004)	(0.004)		
教育般配*性别角色认同					-0.002	-0.005		
					(0.004)	(0.004)		
收入高攀*性别角色认同							0.006	0.007
							(0.005)	(0.006)
收入般配*性别角色认同							0.006	0.005
							(0.005)	(0.006)
性别角色认同					0.005	0.007**	-0.003	-0.002
					(0.003)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
家庭特征								
家庭年收入	0.160***	0.157***	0.141***	0.137***	0.139***	0.137***	0.135***	0.133***
	(0.020)	(0.022)	(0.020)	(0.022)	(0.020)	(0.022)	(0.020)	(0.022)
婚姻持续时长	0.003*	0.004**	0.010***	0.011***	0.009***	0.011***	0.011***	0.012***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
其他控制变量								
社会交往是否频繁 (1=是)			0.104**	0.141***	0.105**	0.139***	0.103**	0.135***
			(0.045)	(0.050)	(0.045)	(0.050)	(0.045)	(0.050)
是否有小孩 (1=是)			-0.207*	-0.282**	-0.197*	-0.275**	-0.209*	-0.285**
			(0.119)	(0.128)	(0.118)	(0.127)	(0.119)	(0.128)
父亲受教育程度								
小学毕业			0.046	0.032	0.041	0.029	0.038	0.026
			(0.053)	(0.057)	(0.053)	(0.057)	(0.053)	(0.057)
初中毕业			0.199***	0.188***	0.185***	0.179**	0.178***	0.172**
			(0.065)	(0.070)	(0.066)	(0.070)	(0.066)	(0.070)
高中毕业及以上			0.193**	0.223***	0.171**	0.205**	0.167**	0.201**
			(0.077)	(0.084)	(0.077)	(0.084)	(0.077)	(0.084)
健康状况 (1=健康)			0.382***	0.427***	0.377***	0.422***	0.381***	0.426***
			(0.046)	(0.050)	(0.046)	(0.050)	(0.046)	(0.050)
区县的虚拟变量	是	否	是	否	是	否	是	否
社区的虚拟变量	否	是	否	是	否	是	否	是
样本数量	3,392	3,392	3,392	3,392	3,392	3,392	3,392	3,392
Pseudo R-square	0.052	0.113	0.064	0.127	0.065	0.127	0.064	0.127

注 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

向的性别角色认同,他们的幸福感水平则就越高。

上述结果可以被理解为,收入比配偶更低的丈夫们之所以拥有较低的幸福水平,主要是因为社会主导的价值准则赋予了他们以“挣钱养家”为责任的男性传统角色认同,而丈夫本人也内化了这种对“男人责任”的角色期待。正是这种“养家人”的角色期待与收入低于配偶的现实之

间的矛盾,才在实质上降低了已婚男性的幸福感水平。

在展示女性样本的表2中,我们将模型三与模型五、模型四与模型六分别进行对比,结果发现在控制了性别角色认同因素之后,教育高攀对妻子们主观幸福感的正向作用被削弱了。同时,表2的模型六还显示,在控制了社区的虚拟变量之后,性别角色认同这一变量在0.05的水平上显著,且系数为正。这表明,妻子们越倾向接受现代主义取向的性别角色认同,那么她们越能获得较高的幸福感。

上述结果显示,与已婚男性不同,影响妻子们主观幸福感的因素主要是教育匹配结构,而非收入匹配结构。我们在进一步观察中可以发现,在控制了性别角色认同之后,教育方面的高攀对于已婚女性幸福感的提升作用在一定程度上被削弱了。这一结果可以被理解为,由于婚内家庭的劳动分工具有很强的灵活性,职业收入的差距尽管可能会对认同传统性别角色分工的丈夫们给予角色扮演失败的痛苦,但对于女性主观幸福感的影响则并不明显。但是,由于教育程度具有对社会资源、人力资本以及抚育后代的综合影响,因此对妻子们而言,夫妻双方的教育差距可能对她们的主观幸福感产生更明显的作用。

四、总结和讨论

本文在比较不同婚姻匹配结构的基础上,揭示了两性在主观幸福感方面的差异。同时,我们还进一步探讨了性别角色认同对婚姻匹配结构与主观幸福感之间关系的调节作用。根据上述分析结果,我们可以得出如下的研究结论,并尝试回答本文的假设。

首先,中国社会在宏观层面上仍然维持着“男高女低”的婚姻梯度匹配结构,即无论从受教育水平还是职业收入状况上看,丈夫高于妻子的婚姻配对远远多于“女高男低”的婚姻配对。这一结论与以往的研究结论一致,即女性的向上婚仍然是中国婚姻匹配模式的一个重要特点。

其次,假设1和假设2都得到了一定程度上的支持。在中国目前大多数的婚姻中,相比“女高男低”的婚姻匹配模式,“男高女低”的匹配模式更有利于夫妻主观幸福感的提升,但这种正向作用存在着明显的性别差异。对于妻子而言,当丈夫的受教育水平高于自己时,她们的主观幸福感能够得到显著提升。同时,在收入上的高攀对她们的幸福感并没有明显的作用,而对于丈夫们而言,职业收入上的“男高女低”能够在一定程度上满足他们作为“养家人”的角色期待,因此更易获得较高的幸福感水平。同时,教育匹配中的低就对已婚男性的主观幸福感不存在明显作用。上述结论印证了学界关于婚姻与主观幸福感之间的影响存在性别差异的观点,^{[20][21][22]}同时也拓展了对这一性别差异的认识和理解。

最后,分析结果也部分支持了假设3的观点。无论对于丈夫们还是妻子们,性别角色认同对其主观幸福感都具有明显的正向作用,并且在控制了性别角色认同变量后,“男高女低”的匹配模式对他/她们主观幸福感的提升作用都被削弱了。这意味着,对于已婚男性和女性而言,婚姻匹配结构的现实与其性别角色认同之间的张力会显著地影响他们的主观幸福感。

当然,婚姻是一个漫长的过程,由于目前缺乏婚姻生活史的追踪数据,研究并没有掌握结婚初期的夫妻双方的匹配结构信息,因此对夫妻主观幸福感的影响因素分析仅限于静态考察,并没有考虑动态变化的因素,这势必导致研究结论存在着一定的局限性。另外,本文对性别角色认同仅在个人层面上进行了分析,并没有考虑地区层面的宏观影响,这也导致本文对这一因素作用的理解仍然不够完善。

参考文献：

- [1]Mare R D. 5 Decades of Educational Assortative Mating[J].American Sociological Review,1995,56(56).
- [2]Raymo J M, Xie Y. Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy[J]. American Sociological Review, 2000,65(5).
- [3]Fernández R, Rogerson R. Sorting And Long-Run Inequality[J].Quarterly Journal of Economics,2000, 116(116).
- [4]Schwartz C R, Mare R D. Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003[J]. Demography, 2005,42(4).
- [5]Schwartz C R. Earnings inequality and the changing association between spouses' earnings[J].American Journal of Sociology, 2010,115(5).
- [6]Schwartz C R. Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences[J].Annual Review of Sociology,2013,39(5).
- [7]Bernard J. The future of marriage[M].Yale University Press, 1982.
- [8]谢宇等.中国民生发展报告(2013)[M].北京:北京大学出版社,2013.
- [9]Arránz Becker. Effects of similarity of life goals, values, and personality on relationship satisfaction and stability:Findings from a two wave panel study[J]. Personal Relationships, 2013,20(3).
- [10]Dyrenforth P S, Kashy D A, Donnellan M B, Lucas R E. Predicting Relationship and Life Satisfaction From Personality in Nationally Representative Samples From Three Countries: The Relative Importance of Actor, Partner, and Similarity Effects[J].Journal of Personality and Social Psychology,2010,99(4).
- [11]Acitelli L K, Kenny D A, Weiner D. The importance of similarity and understanding of partners' marital ideals to relationship satisfaction[J]. Personal Relationships, 2001,8(2).
- [12]Heaton T B, Pratt E L. The Effects of Religios Homogamy on Marital Satisfaction and Stability[J]. Journal of Family Issues,1990,11(2).
- [13]Luo S H, Klohnen E C. Assortative mating and marital quality in newlyweds: A couple-centered approach[J].Journal of Personality and Social Psychology, 2005,88(2).
- [14]张翼.中国阶层内婚制的延续[J].中国人口科学,2003(4).
- [15]李煜.婚姻匹配的变迁:社会开放性的视角[J].社会学研究,2011(4).
- [16]齐亚强,牛建林.新中国成立以来我国婚姻匹配模式的变迁[J].社会学研究,2012(1).
- [17]Bertrand M, Pan J, Kamenica E. Gender identity and relative income within households[J].National Bureau of Economic Research,2013.
- [18]徐安琪.家庭性别角色态度 刻板化倾向的经验分析[J].妇女研究论丛,2010(2).
- [19]Greenstein T N. Economic dependence, gender, and the division of labor in the home: A replication and extension[J]. Journal of Marriage and Family, 2000,62(2).
- [20]刘慧君.婚姻与心理福利的性别差异性分析[J].中国人口科学,2011(4).
- [21]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).
- [22]雷晓燕等.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),2014(1).