

“门当户对”的婚姻更美满吗?

文 强 杨小军*

摘要: 当代中国的婚姻匹配模式存在明显的“门当户对”特征,即男女双方的家庭背景决定着婚姻能否匹配。这种由家庭背景等“先赋型”特征决定的婚姻更加美满吗?基于中国综合社会调查2006年数据,通过校正可能的“样本选择”偏误问题,发现“门当户对”对婚姻满意度并没有显著影响。进一步分析发现,“门当户对”使得夫妻双方共同决定家庭事务的概率显著更高,也显著提升受访者对“家庭经济状况”以及“工作”的满意度,最终拥有更高的“生活”满意度。因此,选择“门当户对”的婚姻可能更多的是考虑经济收益而非感情诉求。在由家庭背景决定的“正向匹配”婚姻会加剧收入不平等、降低代际流动性的时代背景下,“门当户对”的传统观念并不值得提倡。

关键词: 门当户对; 婚姻匹配; 婚姻满意度; 夫妻关系

一、引言

家庭是构建社会的基本单元,而婚姻是缔结家庭的重要方式。婚姻带来两个家庭资源的重新结合,不同的婚姻匹配模式,不仅影响个体和家庭的生活状况,也在很大程度上影响社会资源的配置与社会经济的运行发展。在中国传统观念中,“门当户对”是缔结婚姻的重要前提,家庭背景决定婚姻匹配的这种“先赋型”特征非常突出。随着社会发展,特别是改革开放以来,男女双方的教育、职业等“自致型”因素在婚姻匹配中的重要性逐渐加强(齐亚强、牛建林,2012),但由“先赋型”特征决定的婚姻仍然在我国婚姻匹配模式中占据重要地位(李煜,2011;齐亚强、牛建林,2012)。研究发现,以“门当户对”为重要特征的正向匹配 assortative mating 婚姻,会显著增加家庭间的收入不平等(Greenwood et al., 2014; 李静等, 2015),并通过父母对子女的影响而影响到对下一代特征的塑造,进而降低代际流动性(Schwartz, 2013; 刘怡等, 2017),不利于社会的均衡发展和良性运行。在我国面临收入不平等程度相对较高(Piketty et al., 2019)、代际流动性相对较弱(王学龙、袁易明, 2015)的时代

* 文强,厦门大学王亚南经济研究院,邮政编码:361005,电子信箱:durianwen@163.com;杨小军(通讯作者),西安交通大学公共政策与管理学院,邮政编码:710049,电子信箱:xjyang@xjtu.edu.cn。

本文得到中国博士后科学基金第66批面上项目“全面二孩政策背景下房价对胎次生育率的异质性影响研究”(项目编号:2019M662248)、福建省社会科学规划项目青年项目“性别失衡影响经济增长的机制研究”(项目编号:FJ2019C004)、西安交通大学基本科研业务费(人文社科类)专项科研项目“生育决策微观影响机制及其政策支持体系优化研究:基于个体行为偏好的视角”(项目编号:SK2020024)的资助。作者感谢两位匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

背景下,反思“门当户对”的婚姻观念具有重要现实意义:如果“门当户对”的婚姻质量并未显著高于其他类型,在正向婚姻匹配具有负社会外部性的背景下,这样的传统婚姻观念并不值得提倡。

不同于现有研究,本文使用婚姻满意度衡量婚姻质量:首先,1950年颁布的新婚姻法确立了自由恋爱和婚姻自主的原则,“爱情是婚姻的基础”和“自由恋爱”的观念深入人心,婚姻满意度理应成为婚姻质量的重要衡量标准;其次,现有研究从婚姻稳定性的角度考察婚姻匹配模式对离婚概率的影响(陆益龙,2009;郭婷、秦雪征,2016),或者考察“门当户对”对个体生活满意度或幸福感的影响(李后建,2013;雷晓燕等,2014;王智波、李长洪,2014;郭婷、秦雪征,2016),但婚姻满意度与生活满意度或幸福感是不同的概念,婚姻满意度可以增强生活满意度,而对生活的总体满意却不一定意味着对婚姻满意,这说明生活满意度并不是婚姻质量的良好代理变量;再次,也是最重要的一点,生活满意度或幸福感是效用的重要衡量指标(Benjamin et al., 2014),在经济学分析中效用最大化很大程度上是经济收益的最大化,直接考察“门当户对”对幸福感的影响,在某种程度上是只关注“门当户对”有没有最大化夫妻双方的经济收益,在“门当户对”具有负外部性的情况下,上述研究的政策含义难以调和个体最优与社会最优之间的矛盾。

基于中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)2006年数据,本文研究不同的婚姻匹配模式对婚姻满意度的影响,发现“门当户对”的婚姻并没有对婚姻满意度产生显著影响,这说明由家庭背景决定的婚姻并不能提高婚姻的质量。既然婚姻匹配的“先赋型”特征不能决定婚姻质量,为何“门当户对”仍然在当前中国的婚姻匹配模式中占据重要位置呢?进一步研究发现,一方面,“门当户对”显著提高夫妻共同决定家庭各项事务的可能性,这说明“门当户对”可能使夫妻双方之间更加平等;另一方面,“门当户对”虽然并未影响到对家庭关系、人际关系等的满意度,但却显著提高对家庭经济关系和工作的满意度,最终导致总体生活满意度更高。由此可见,人们追求“门当户对”的婚姻关系,其初衷可能并不是对婚姻质量的诉求,更有可能是对更好的物质生活的渴望。

“门当户对”的择偶观念,在一定程度上是为了应对浪漫爱情的盲目性对现存社会结构的潜在威胁(李煜,2011),也与婚姻匹配的“理性选择”理论(Becker, 1973, 1974)具有内在一致性,这说明人们追求“门当户对”,出发点可能就是最大化婚姻匹配带来的经济收益,而非最大化婚姻质量。由此可见,前述的实证结论具有合理性。基于此,本文认为“门当户对”的婚姻并非更加美满,在正向婚姻匹配制约社会发展的背景下,“门当户对”的传统婚姻观念并不值得提倡。

二、文献回顾

(一) 中国的婚姻匹配模式及其变迁

“婚姻匹配”是指婚配双方在个体、家庭社会经济特征等方面的对应关系(齐亚强、牛建林,2012)。如果夫妻双方的个体、家庭特征相一致,他们所缔结的婚姻称为“同质婚”或“同类婚”,否则称为“异质婚”或“向上婚”。在“同质婚”中,如果夫妻双方根据家庭社会经济特征进行匹配,该类婚姻称为“先赋型”同质婚;如果根据个体特征进行匹配,则称为“自致型”同质婚。在中国传统社会中,婚姻匹配更多地表现为夫妻双方家庭社会经济地位的对等,也

就是所谓的“门当户对”(李煜,2011;齐亚强、牛建林,2012)。

新中国成立以后,社会经济环境发生巨大变化,婚姻匹配模式在一定程度上有所变迁。总体表现为,以夫妻双方的教育、职业等“自致型”特征为主的婚姻匹配模式呈现显著上升趋势,而以家庭背景为特征的“先赋型”婚姻匹配模式则表现为一定的波动。基于 CGSS2006 年数据,李煜(2011)发现改革开放以来以夫妻双方受教育程度衡量的“自致型”匹配婚姻呈明显而稳定的上升趋势,以夫妻双方父辈阶层衡量的“先赋型”匹配婚姻呈现倒 U 型的小幅波动;李煜和陆新超(2008)基于相同数据,发现“自致型”匹配婚姻呈上升趋势,而“先赋型”匹配婚姻在 1992 年前呈上升态势,之后略有下降但降幅有限;齐亚强和牛建林(2012)也基于上述数据,发现各时期的婚姻匹配模式主要表现为不同社会特征群体的同质婚,并且以夫妻双方的户籍、教育和职业衡量的“自致型”特征在婚姻匹配中的重要性不断上升,而以夫妻双方父辈的职业衡量的“先赋型”因素的重要性则经历了一个先降后升的过程。总体上讲,“同质婚”仍然是当代中国婚姻匹配的重要模式,并且婚姻匹配的“先赋型”特征依然明显。

“门当户对”的婚姻匹配模式在改革开放后略有增强,这可能与我国社会转型期逐渐出现的阶层固化现象有关(张翼,2003),而阶层固化自然就会导致“先赋型”特征成为影响个体经济潜力的重要因素(边燕杰等,2006)。

(二) 婚姻匹配对婚姻质量的影响

既然社会中存在着不同的婚姻匹配模式,而“门当户对”是重要的婚配模式,那么该类婚姻的质量是否更高呢? 现有研究主要从两个角度进行考察:

第一,对离婚风险的影响,即考察“门当户对”的婚姻是否更稳定。陆益龙(2009)基于 CGSS2006 年数据,从户口、职业、职称、职务、单位类型、单位性质、单位级别以及个体收入等角度,考察夫妻双方自身以及双方父辈的家庭社会经济因素的匹配状况,发现夫妻社会特征相当对离婚风险有不同方向的影响作用,而家庭经济条件相当对离婚风险无显著影响,这说明“门当户对”的婚姻并不一定更稳定。离婚风险更高的婚姻大概率质量不高,这说明“门当户对”并未显著提高婚姻质量。

第二,对幸福感或生活满意度的影响。经典经济理论认为,人们选择结婚是为了最大化其效用水平(Becker, 1973, 1974),而幸福感与生活满意度是效用的代理变量(Benjamin et al., 2014),因此有学者从幸福感或生活满意度的角度来考察婚姻质量,但研究结论存在较大差异。基于 CGSS2006 年数据,李后建(2013)使用初婚时双方家庭经济地位衡量婚姻匹配的“先赋型”特征,发现“门当户对”的婚姻总体上提高了生活满意度,但是存在城乡与性别间的异质性。王智波和李长洪(2014)基于相同数据,也使用初婚时双方家庭经济地位衡量婚姻匹配的“先赋型”特征,发现相对于“门当户对”的婚姻,“男低女高”会显著提高幸福感,这与李后建(2013)的研究发现截然相反。雷晓燕等(2014)基于中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS) 2011 年数据,使用父母的最高教育程度衡量家庭背景,发现相对于“下嫁”婚姻,“门当户对”和“高攀”的婚姻都显著提高女性的生活满意度,显著降低女性的抑郁程度,但是对男性的这两个指标均没有显著影响。进一步分析发现,高攀女性在生活满意度和精神健康方面的优势只在农村地区和相对贫困的地区较为明显,在城市和富裕地区则不显著。郭婷和秦雪征(2016)基于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS) 2010 年数据,使用 12 岁时户籍、父母亲受教育程度以

及父母亲职业衡量家庭背景,发现高攀、下嫁的婚姻都降低了丈夫和妻子的生活满意度。

综上所述,现有文献开始关注婚姻匹配模式对婚姻质量的影响,但研究相对较少,且研究结论并不一致。本文主要从以下两个方面进行扩展:第一,考察“门当户对”对婚姻满意度的影响。生活满意度是一个多维度指标,婚姻满意度只是生活满意度的一个维度,婚姻满意度可能带来更高的生活满意度,但生活满意度并不一定与婚姻满意度高度相关。仅仅考察婚姻匹配模式对生活满意度或幸福感的影响,并不能说明其对婚姻本身的满意度具有显著影响。第二,尝试探讨人们追求“门当户对”婚姻的动因。使用幸福感或生活满意度衡量居民在选择“门当户对”婚姻后的婚姻质量,在上述指标体现居民“效用”(Utility)水平(Benjamin et al., 2014)并且人们追求效用最大化很大程度上是追求经济收益最大化的背景下,前述研究在某种程度上是在探究居民选择婚姻匹配模式的“经济动机”。事实上,新婚姻法确立的自由恋爱和婚姻自主原则,在一定程度上是鼓励人们追求婚姻更本真的情感,这是一种超越“经济诉求”的“情感诉求”。忽略“门当户对”对婚姻满意度的影响,本质上是忽略居民选择婚姻匹配模式的“情感动机”。本文将同时考察婚姻匹配模式对婚姻满意度以及生活满意度的影响,以期揭示“门当户对”背后的经济动机和情感动机。

三、数据来源及变量定义

(一) 数据来源

本文使用数据来源于中国综合社会调查(CGSS)2006年调查数据。CGSS2006采用多阶分层PPS随机抽样,全国共计随机访问10151名受访者。所有受访者完成个体问卷,其中再次随机抽取的3208名受访者完成家庭问卷,包括受访者的择偶史、夫妻关系等信息。因此,CGSS2006是分析婚姻匹配与婚姻满意度的理想数据。在接受家庭调查的受访者当中,婚姻相关内容仅涉及到已婚人士,所以剔除430个未婚样本。与已有研究(郭婷、秦雪征, 2016;雷晓燕等, 2015;齐亚强、牛建林, 2012)一致,剔除249个非初婚样本。另外还删除3个关键变量存在缺失值的样本,最终得到2526个观测值。在分析样本中,受访者的年龄在20-70岁之间。

(二) 变量定义

1. 婚姻满意度

CGSS询问了每一个受访者“总的来说,您对您的婚姻生活感到满意吗?”,受访者可选项为“非常不满意”、“不满意”、“无所谓满不满意”、“满意”以及“非常满意”,我们将五个选项分别赋值为1-5,取值越大表示婚姻满意度越高。作为补充,还使用其他方式衡量婚姻满意度:第一,是否选择相同配偶。受访者回答了“若是有机会再次选择您的配偶,您还会选同一个体吗?”,可选项为“一定不会”、“大概不会”、“大概会”以及“一定会”,四个选项的赋值分别为1-4,取值越大表示选择相同配偶的可能性越高,反映了对配偶的满意程度越高。第二,与配偶发生冲突。受访者回答了“过去一年与配偶(同居伴侣)发生冲突吗?”,可选项为“很经常”、“经常”、“有时”、“很少”、“完全没有”,以上5个选项的赋值分别为1-5,取值越大表示夫妻双方的婚姻越和谐,婚姻满意度可能更高。

2. 门当户对

参考现有研究(李后建, 2013;王智波、李长洪, 2014),本文采用结婚时夫妻双方的家庭

经济状况衡量婚姻匹配当中的“门当户对”状况。受访者回答了“您结婚时,男女两家的经济状况,谁家比较好?”,可选项为“男方家比女方家好很多”、“男方家比女方家好些”、“差不多”、“女方家比男方家好些”以及“女方家比男方家好很多”,5个选项的赋值分别对应1-5。我们将选择“差不多”的婚姻匹配定义为“门当户对”,取值为1,另外4种情况定义为“高攀”,取值为0;在考察婚姻匹配对婚姻满意度的非对称影响时,将“门当户对”的婚姻取值为0,将选择“男方家比女方家好很多”以及“男方家比女方家好些”定义为“女性高攀”,取值为1;将另外两种选择定义为“男性高攀”,取值为2。

3.控制变量

除了以上关注的关键变量之外,调查数据还包括受访者的自评社会经济地位^①、年龄、性别、受教育年限、民族、政治身份、宗教信仰、户口等人口统计学特征,以及儿子数量、女儿数量、婚前同居、自己看法容易受别人影响、把家人看成和自己一样重要等家庭特征和个体主观态度特征。同时,结合个体和家庭数据,我们根据结婚年份与数据调查年份,计算了婚姻存续年限,根据夫妻双方的出生年份计算了丈夫与妻子的年龄差距,根据夫妻双方结婚时的社会经济地位,计算婚姻匹配在“自致型”特征方面是否为“门当户对”。另外,根据家庭成员关系库,计算夫妻共同居住以及夫妻与一方的父母共同居住信息^②。

(三)数据事实

图1A描述样本中“门当户对”婚姻匹配的比例及其在城乡和不同性别之间的分布情况。平均而言,“门当户对”婚姻占样本总量的69.2%,这说明在中国的婚姻匹配模式当中,“门当户对”占据着重要地位。同时,婚姻匹配模式在城乡以及不同性别间存在着一定的差异。如图1A所示,城镇地区的婚姻匹配中有67.1%属于“门当户对”,而在农村地区该比例达到73.1%,高出6个百分点,这可能源于农村居民受传统婚姻匹配模式的影响更大。另外在男性样本当中,“门当户对”的婚姻匹配比例为68.3%,而女性的比例则高出近2个百分点,达到70.2%。

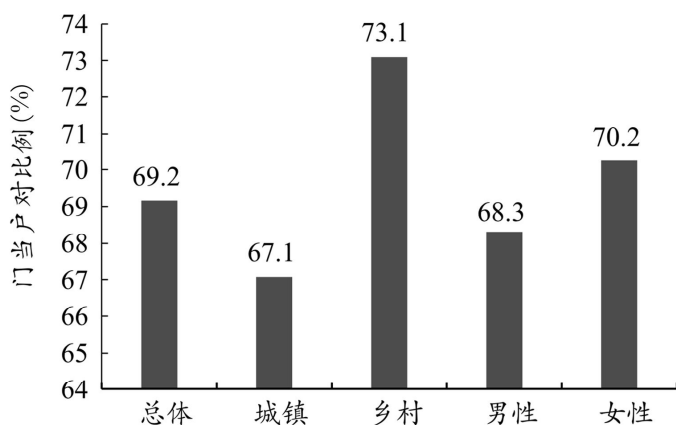


图1A “门当户对”的城乡差异与性别差异

图1B呈现“门当户对”婚姻匹配在不同年代的分布情况。与现有研究的发现相似,随

^①CGSS询问了每一位受访者“您认为您自己目前在哪个社会等级上?注意:‘10’分代表最顶层,‘1’分代表最底层”,自评社会经济地位取值越大,表示受访者对自己的社会经济地位的评价越高。

^②共同居住可能影响到婚姻满意度。作者感谢审稿专家建议加入该控制变量。

随着社会的发展和思想开放程度的提高,婚姻匹配模式也发生着变化。在 1960 年代及以前的婚姻匹配当中,“门当户对”的比例达到 71.6%,之后呈下降趋势,在新世纪的婚姻匹配当中,“门当户对”的比例下降到 66.5%。进一步,除了“门当户对”,在“高攀”婚姻匹配样本中,“女性高攀”的比例更高。如图 1C 所示,占比为 30.9%的“高攀”婚姻匹配样本当中,“女性高攀”的样本占总样本的 18.0%,占“高攀”婚姻匹配的 58.3%。

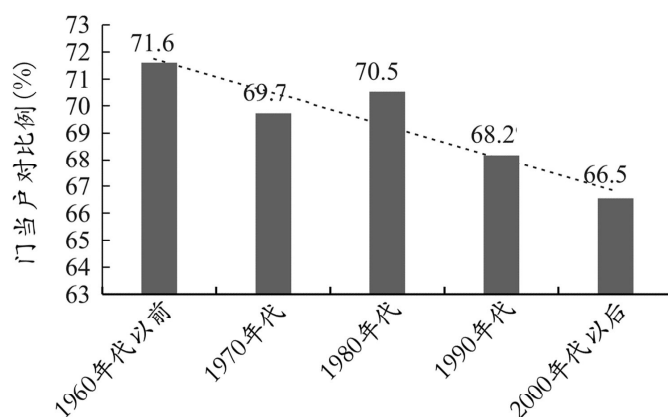


图 1B “门当户对”的年代差异

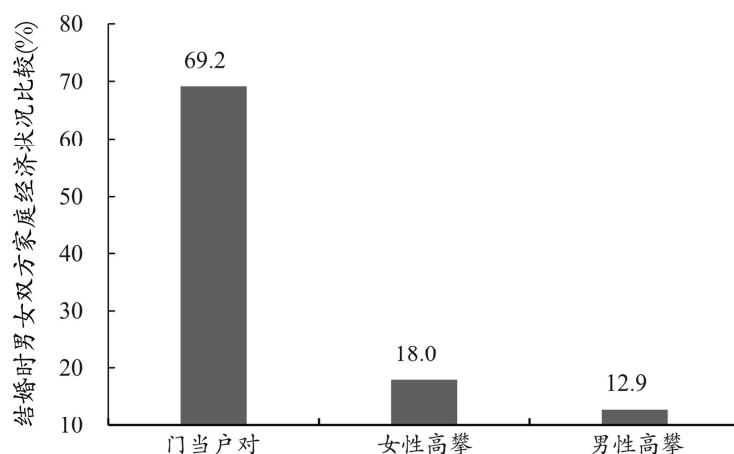


图 1C 结婚时男女双方家庭条件比较

图 2 描述不同婚姻匹配类型的婚姻满意度分布情况。统计结果显示,在“高攀”与“门当户对”匹配的两类婚姻之间,婚姻满意度为“非常不满意”、“不满意”以及“无所谓满不满意”的比例的差别都在 0.3 个百分点以内。尽管“门当户对”婚姻的满意度中选择“满意”的占比为 70.2%,较“高攀”婚姻的“满意”比例高出 2.3 个百分点,但是在“非常满意”的婚姻比例当中,“门当户对”的婚姻比“高攀”的婚姻低出 1.6 个百分点。表 1 的 A 部分进一步比较两类婚姻的满意度,发现“门当户对”婚姻的满意度均值为 3.912,相较于“高攀”婚姻的满意度均值低 0.003,但是该差距在 10%的水平上不显著。

数据呈现的另外两个事实也值得关注:首先,不同的婚姻匹配模式,夫妻双方的关系存在一定差异。如表 1 的 A 部分所示,在“门当户对”的婚姻当中,与配偶发生冲突的均值为 3.935,较“高攀”婚姻的均值高 0.07,并且二者的差异在 5%的水平上具有显著性,这表明“门当户对”的婚姻,夫妻双方的关系更和谐;其次,如表 1 所示,不同的婚姻匹配模式,其在个体或者婚姻特征方面存在一定差异。比如,相较于“高攀”,选择“门当户对”婚姻的人们对自己的社会经济地位评价较低,受教育年限较低,但年龄更大、婚姻存续年限较长,且主要来自

农村地区。有意思的是,“高攀”的婚姻在婚前发生同居的比例显著高于“门当户对”。

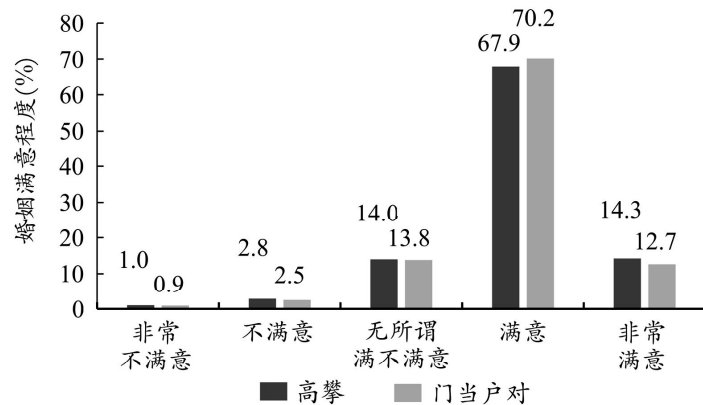


图2 婚姻满意程度分布

表1 婚姻满意度及个体特征均值差异检验

变量	(1) 总体	(2) 高攀	(3) 门当户对	(4) 均值差异
A 部分:婚姻满意状况				
婚姻满意度	3.913 (0.672)	3.915 (0.694)	3.912 (0.662)	0.003
选择相同配偶	3.269 (0.773)	3.236 (0.791)	3.284 (0.764)	-0.048
与配偶发生冲突	3.913 (0.771)	3.865 (0.794)	3.935 (0.759)	-0.070 **
B 部分:个体特征				
自评社会经济地位	4.932 (1.681)	5.019 (1.727)	4.894 (1.659)	0.126 *
年龄(年)	44.58 (11.76)	43.94 (11.68)	44.87 (11.78)	-0.929 *
女性(1=是)	0.561 (0.496)	0.576 (0.494)	0.554 (0.497)	0.022
受教育年限(年)	8.094 (4.147)	8.435 (4.073)	7.942 (4.172)	0.493 ***
少数民族(1=是)	0.0495 (0.217)	0.0526 (0.223)	0.0481 (0.214)	0.005
党员(1=是)	0.0966 (0.295)	0.113 (0.317)	0.0893 (0.285)	0.024 *
宗教信仰(1=是)	0.112 (0.315)	0.109 (0.312)	0.113 (0.316)	-0.004
农村地区(1=是)	0.347 (0.476)	0.303 (0.460)	0.367 (0.482)	-0.064 ***
C 部分:婚姻特征				
婚姻存续年限(年)	20.76 (12.11)	20.14 (12.12)	21.04 (12.10)	-0.901 *
儿子数量(个)	0.785 (0.819)	0.761 (0.809)	0.796 (0.824)	-0.035
女儿数量(个)	0.880 (0.754)	0.829 (0.740)	0.903 (0.759)	-0.074 **
婚前同居(1=是)	0.121 (0.326)	0.137 (0.344)	0.114 (0.318)	0.023 *
丈夫与妻子年龄差距(年)	2.293 (2.912)	2.240 (2.805)	2.317 (2.959)	-0.076
夫妻社会经济地位相当	0.584 (0.493)	0.285 (0.452)	0.717 (0.450)	-0.432 ***
夫妻居住在一起(1=是)	0.888 (0.315)	0.877 (0.329)	0.893 (0.309)	-0.016
与一方父母居住(1=是)	0.152 (0.359)	0.172 (0.378)	0.143 (0.350)	0.029 *
D 部分:主观态度				
自己看法容易受别人影响	5.038 (1.106)	5.055 (1.115)	5.031 (1.103)	0.024
把家人看成和自己一样重要	5.693 (0.929)	5.761 (0.921)	5.663 (0.931)	0.098 **

注:括号中报告的是标准差。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

四、实证模型

为考察婚姻匹配模式对婚姻满意度的影响,本文使用如下实证模型:

$$y_{ij} = \beta \cdot equal_{ij} + X_{ij} \cdot \gamma + \theta_j + e_{ij} \quad (1)$$

模型(1)中: y_{ij} 表示第 j 个地区的第 i 个受访者的婚姻满意度,取值越大表示满意度越高。 $equal$ 表示婚姻匹配模式,取值为1表示“门当户对”,取值为0表示“高攀”,包括男性高攀和女性高攀两种情况。 θ 是省份固定效应,用于控制地区层面各类经济、社会、文化等因素对婚姻满意度的影响^①。 e 是不可观测的误差项。由于婚姻满意度是有序变量(Ordinal Variable),本文使用有序 Probit(OP)回归对模型(1)进行参数估计。

实证模型(1)还控制其他可能影响婚姻满意度的个体或家庭特征向量 X 。本文主要选取三组特征:第一组是人口统计学特征,主要包括受访者的社会经济地位、年龄、性别、受教育年限、民族状况、政治身份、宗教信仰、城乡地区等特征,这是影响居民幸福感或生活满意度的重要特征(Clark, 2018)。由于婚姻满意度是生活满意度的一个维度,上述特征也会影响到婚姻的满意度。

第二组特征是婚姻特征,主要包括婚姻存续年限、子女数量、是否婚前同居、丈夫与妻子年龄差距、夫妻双方自身的社会经济地位是否相当、夫妻共同居住以及夫妻与一方父母共同居住等。婚姻存续年限以及子女情况会影响到离婚风险(许琪等, 2015),因此我们控制上述两类变量对婚姻满意度的影响。另外,婚前同居可能改变居民对婚姻的看法,这会影响到离婚概率(梁同贵, 2017),进而可能影响对婚姻的满意度。与此同时,由于中国传统社会存在“偏男”文化,实际婚姻中一般以男性年龄大于女性为多,夫妻双方的年龄差距也会影响到婚姻质量(李建新、王小龙, 2014)。由于婚姻匹配的“自致型”特征也会影响到婚姻质量(陆益龙, 2009),而社会经济地位是教育、职业等特征的综合体现,因此控制结婚时夫妻双方自身的社会经济地位是否相当对婚姻满意度的影响。最后,夫妻居住状况也可能影响到对婚姻满意度的评价,因此控制夫妻共同居住以及夫妻与一方父母共同居住对婚姻满意度的影响。

第三组特征是主观态度,包括自己的想法受别人影响而改变的程度、把家人看成和自己一样重要等。如果自己的想法容易受到别人影响,那么自己对婚姻满意度的评价也可能受到外界干扰。另外,结婚后丈夫/妻子便成为自己的家人,如果一个体把家人看成和自己一样重要,那么可能更加用心地经营婚姻,这会影响到婚姻满意度。

如果“门当户对”的婚姻的满意度越高,其离婚概率越低,那么初婚仍然存续的样本,天然排除了因婚姻满意度低而离婚的样本,这会导致我们观测到的满意度低的婚姻数量显著减少,形成“样本选择”偏误。为了处理这一问题,本文将首先使用 OLS 与工具变量回归考察“门当户对”的婚姻对离婚可能性的影响^②,然后借鉴 Heckman 选择模型(Heckman Selection Model)的思想,如果预测的离婚概率显著影响到婚姻满意度,那么前文的结论将存在“样本选择”偏误;相反,则前文的发现相对可靠。基于全部样本,我们首先使用线性概率模型预测离婚概率,然后将其代入实证模型(1)进行检验。具体地,实证模型(1)更新为如下模型:

$$y_{ij} = \beta \cdot equal_{ij} + X_{ij} \cdot \gamma + \delta \cdot \hat{P} + \theta_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

模型(2)中: $\hat{P}$ 是预测的离婚概率。如果 δ 显著异于0,则实证模型(1)存在“样本选择”偏误。

①该数据库仅报告样本的省份所在,固定效应只能控制到省份层面。

②本文根据受访者所在省份、城乡、性别以及结婚年代四个维度将所有样本进行分组,然后计算组内“门当户对”的均值作为个体“门当户对”的工具变量。在初稿中,作者也使用这一方式构建工具变量并考察“门当户对”对婚姻满意度的影响以作为稳健性检验,结论不变。

五、实证结果分析

(一) 基本结果

对模型(1)进行OP回归的估计结果如表2所示。不管是否在模型(1)中控制个体特征、婚姻特征、个体主观态度以及省份固定效应等,“门当户对”对婚姻满意度的影响都没有呈现出统计意义上的显著性。

表2 门当户对与婚姻满意度(OP)

变量	因变量:婚姻满意度		
	(1)	(2)	(3)
门当户对	-0.015(0.065)	-0.018(0.065)	0.010(0.056)
观测值	2 526	2 526	2 526
伪R平方	0.000	0.0185	0.0428
省份固定效应	NO	YES	YES
控制变量	NO	NO	YES

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误。控制变量包括社会经济地位、年龄、女性、受教育年限、少数民族、党员、宗教信仰、婚姻存续年限、儿子数量、女儿数量、婚前同居、夫妻社会经济地位相当、夫妻同住、夫妻与一方父母同住、自己看法容易受别人影响、把家人看成和自己一样重要、丈夫与妻子年龄差距、农村地区等。

我们也使用其他指标衡量婚姻满意度以作为稳健性检验^①:一是选择相同配偶的可能性。选择相同配偶的可能性越高,说明受访者对配偶的满意度可能越高,这样的婚姻会更令人满意。二是与配偶发生冲突程度。与配偶的冲突程度越低,表示受访者的夫妻关系可能更和睦,这会带来更高的婚姻满意。如表3第(2)列和第(3)列所示,在其他条件不变的情况下,“门当户对”的婚姻并没有对选择相同配偶的可能性或与配偶发生冲突的程度产生显著影响,因此前文的研究发现具有稳健性。

表3 门当户对与婚姻满意度(OP+其他指标)

变量	(1) 婚姻满意度	(2) 选择相同配偶	(3) 与配偶发生冲突
	(1)	(2)	(3)
门当户对	0.010(0.056)	0.044(0.056)	0.080(0.056)
观测值	2 526	2 526	2 526
伪R平方	0.0428	0.0329	0.0375

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误。所有回归中均控制省份固定效应与控制变量,其中控制变量与表2相同。

综上所述,与现有研究结论不同,本文发现婚姻匹配模式并不显著影响婚姻满意度。这可能是由于现有研究更多考察婚姻匹配模式对主观生活满意度的影响(李后建,2013;王智波、李长洪,2014;雷晓燕等,2014;郭婷、秦雪征,2016),而本文则侧重于主观满意度中的婚姻满意度。

(二) 样本选择问题

由于离婚样本的婚姻满意度可能更低,忽略离婚样本可能导致样本选择偏误。在此,我

^①作者感谢审稿专家的建议,受访者报告的婚姻满意度可能存在测量误差,因此本文使用多种方式衡量婚姻满意度作为稳健性检验。

们首先考察“门当户对”的婚姻对离婚概率的影响。表 4A 的估计结果是基于 CGSS 数据中全部有婚姻经历的样本。研究发现,无论是使用 OLS 还是工具变量回归估计方法,“门当户对”的婚姻匹配模式都显著降低离婚的概率。这与陆益龙(2009)的研究结论不同,他发现家庭经济条件相当对离婚风险无显著影响。

表 4A 门当户对与离婚

变量	OLS	工具变量回归	
	(1)	(2)	(3)
	离婚	离婚	门当户对
门当户对	-0.012 *** (0.004)	-0.102 ** (0.041)	
门当户对工具变量			0.884 *** (0.017)
观测值	8 294	8 294	8 294
R 平方	0.021	-0.051	0.098
弱工具变量/ DWH 检验 p 值		2726/0.000	

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误。所有回归中均控制省份固定效应与控制变量,其中控制变量包括年龄、女性、受教育年限、少数民族、党员、宗教信仰、农村地区等。**、*** 分别表示在 5%和 1%的水平上显著。

进一步的,利用预测的离婚概率对模型(2)进行回归,估计结果如表 4B 所示。无论使用何种指标衡量婚姻满意度,“门当户对”对婚姻满意度都没有显著影响,并且预测的离婚概率并未显著影响到婚姻满意度,这说明前文的研究结论受“样本选择”偏误的影响较小。

表 4B 门当户对、离婚风险与婚姻满意度(OP)

变量	(1) 婚姻满意度	(2) 选择相同配偶	(3) 与配偶发生冲突
门当户对	0.043(0.061)	0.054(0.062)	0.093(0.061)
预测离婚概率	1.241(3.725)	0.402(3.240)	-0.393(2.893)
观测值	2 464	2 464	2 464
伪 R 平方	0.0438	0.0322	0.0380

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误。所有回归中均控制省份固定效应与控制变量,其中控制变量与表 2 相同。

综上所述,在校正可能的“样本选择”偏误之后,“门当户对”的婚姻匹配模式对衡量婚姻满意度的三种指标均未产生统计上的显著影响,与前文的主要发现一致。

(三) 异质性分析

无论是中国还是其他国家,男女双方在结婚后都承担着不同的家庭角色,这可能影响到他们对婚姻满意度的主观评价。表 5 区分了“门当户对”对不同性别受访者的婚姻满意度的影响。结果显示,“门当户对”除了在 10%的水平上显著降低女性与配偶的冲突以外,对男性样本和女性样本的其他婚姻满意度指标均没有产生显著的影响。

另外,城乡地区居民可能具有不同的婚姻匹配观念,“门当户对”的婚姻匹配模式可能对不同地区居民的婚姻满意度产生不同的影响。表 5 也区分了“门当户对”对城乡地区不同受访者的婚姻满意度的影响。结果显示,“门当户对”对城乡居民的婚姻满意度均没有产生显著影响。

表5 门当户对与婚姻满意度的异质性影响(OP)

变量	(1) 婚姻满意度	(2) 选择相同配偶	(3) 与配偶发生冲突
A: 男性			
门当户对	-0.044 (0.072)	0.021 (0.076)	0.041 (0.083)
观测值	1 109	1 109	1 109
伪R平方	0.0430	0.0458	0.0533
B: 女性			
门当户对	0.055 (0.083)	0.054 (0.076)	0.126* (0.074)
观测值	1 417	1 417	1 417
伪R平方	0.0608	0.0367	0.0399
C: 城镇地区			
门当户对	0.005 (0.069)	0.025 (0.073)	0.110 (0.078)
观测值	1 649	1 649	1 649
伪R平方	0.0485	0.0436	0.0392
D: 农村地区			
门当户对	0.062 (0.115)	0.154 (0.131)	-0.045 (0.078)
观测值	877	877	877
伪R平方	0.0854	0.0638	0.0761

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误。所有回归中均控制省份固定效应与控制变量,其中控制变量与表2相同。*表示在10%的水平上显著。

(四) 非对称影响

在“高攀”的婚姻匹配中,存在“女性高攀”与“男性高攀”两种婚姻匹配模式,相对于“门当户对”的婚姻而言,如果这两种婚姻匹配模式对婚姻满意度影响的程度一致、方向完全相反,这可能会抵消“非同质性”婚姻匹配对婚姻满意度的影响,从而导致“门当户对”对婚姻满意度的影响不显著的结论。表6考察了婚姻匹配模式对婚姻满意度的非对称影响。

表6 门当户对与婚姻满意度(OP+非对称性)

变量	(1) 婚姻满意度	(2) 选择相同配偶	(3) 与配偶发生冲突
基准组:门当户对			
女性高攀	-0.053 (0.054)	0.025 (0.069)	-0.129** (0.063)
男性高攀	0.048 (0.102)	-0.133 (0.082)	-0.014 (0.075)
观测值	2 526	2 526	2 526
伪R平方	0.0431	0.0336	0.0378

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误。所有回归中均控制省份固定效应与控制变量,其中控制变量与表2相同。**表示在5%的水平上显著。

我们将“门当户对”的婚姻设为基准组,研究发现在5%的显著水平上,“女性高攀”的婚姻与配偶的冲突程度更高,而“男性高攀”的婚姻并未显著影响与配偶的冲突程度。与此同时,高攀婚姻并未显著影响其他婚姻满意度指标。说明婚姻匹配模式对婚姻满意度并不存在对称影响,“女性高攀”的婚姻与“男性高攀”的婚姻对婚姻满意度的影响并未抵消。

(五) 进一步讨论

不同于现有文献的研究发现,以婚姻满意度来衡量婚姻质量,“门当户对”并没有对婚姻质量起到显著的提升作用。然而,如前文所述,“门当户对”仍然在当前中国的婚姻匹配中占据着主导地位。换言之,人们大多选择“门当户对”的婚姻,但是这一类婚姻的质量并没有更高,说明人们选择该类婚姻可能具有其他诉求,在此我们进行初步探讨。

首先,寻求更加平等的家庭内部议价能力。现有研究指出,家庭背景影响到夫妻双方的

议价能力(Brown,2009),而家庭内部的议价能力影响到家庭资源分配进而影响到家庭成员的福利水平(Chiappori and Meghir,2015)。由此可见,追求“门当户对”的婚姻,可能是为了获得更加平等的家庭内部议价能力,从而获得更高的婚后福利水平。CGSS 询问了受访者“下列家庭事务是由您还是您配偶决定?”,主要关注“子女的教养”、“自己父母的奉养”、“家用支出的分配”以及“买高价的家庭用品”四个方面,每一个问题的选项都为“总是我”、“经常是我”、“配偶和我各半”、“经常是我配偶”、“总是我配偶”以及“其他家人”,我们将选择“配偶和我各半”定义为夫妻双方家庭内部议价能力相当,用1表示,其他情况用0表示。表7呈现了婚姻匹配模式对家庭内部议价能力的影响。在四项议价能力中,“门当户对”都具有正向影响,除“买高价的家庭用品”外,其他三项至少在5%的统计水平上具有显著性,这说明“门当户对”的婚姻匹配确实有助于平衡夫妻间的议价能力。

表 7 门当户对与夫妻议价能力 (Probit)

变量	(1) 子女的教养由夫妻双方共同决定	(2) 自己父母的奉养由夫妻双方共同决定	(3) 家用支出的分配由夫妻双方共同决定	(4) 买高价的家庭用品由夫妻双方共同决定
门当户对	0.167** (0.070)	0.201*** (0.060)	0.134** (0.057)	0.073 (0.063)
观测值	2 424	2 265	2 517	2 476
R 平方	0.0438	0.0526	0.0541	0.0676

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误。所有回归中均控制省份固定效应与控制变量,其中控制变量与表2相同。**、*** 分别表示在5%和1%的水平上显著。

其次,寻求更高的经济收益。Becker(1973,1974)的经典婚姻理论从家庭收益最大化的角度,阐释了人们选择同一阶层的异性进行婚配的合理性,这就意味着,“门当户对”的婚姻模式可能更多体现的是对经济利益的诉求。表8考察了“门当户对”对家庭经济状况、家庭关系等各个方面满意度的影响^①。研究发现,“门当户对”的婚姻带来了更高的总体生活满意度,而这源于“门当户对”显著提高了对“家庭经济状况”以及“工作”的满意度。我们也发现,“门当户对”的婚姻并未显著影响到对“家庭关系”、“人际关系”、“个体健康状况”、“住房状况”以及“所居住的社区”的满意度。因此,与Becker模型的理论预期一致,“门当户对”的婚姻带来的更多是经济上的收益。

表 8 门当户对与满意度指标 (OP)

变量	(1) 家庭经济状况	(2) 家庭关系	(3) 人际关系	(4) 个体健康状况
门当户对	0.141** (0.055)	-0.021 (0.072)	-0.015 (0.082)	0.023 (0.055)
观测值	2 525	2 524	2 524	2 526
R 平方	0.0936	0.0675	0.0717	0.0688
变量	(5) 住房状况	(6) 所居住的社区	(7) 工作	(8) 总体生活状况
门当户对	0.044 (0.048)	-0.060 (0.062)	0.165** (0.066)	0.072* (0.044)
观测值	2 525	2 471	2 144	2512
R 平方	0.0623	0.0399	0.0549	0.0766

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的稳健标准误。所有回归中均控制省份固定效应与控制变量,其中控制变量与表2相同。*、** 分别表示在10%、5%的水平上显著。

^①家庭经济状况、家庭关系等各个方面的满意度都是有序变量,因此表8的结果都使用有序Probit(OP)进行回归分析。

六、结论

不同婚姻匹配模式对社会结构及其运行发展具有重要影响,因此对婚姻匹配的研究一直是社会关注的重要问题。基于2006年中国综合社会调查数据,本文从婚姻质量的视角探究“门当户对”的社会经济影响。研究发现,婚姻满意度在不同的婚姻匹配模式之间并不存在显著差异,且在考虑可能的样本选择偏差后结论仍然稳健。进一步分析发现,“门当户对”显著增加夫妻共同决定家庭各项事务的可能性。与此同时,“门当户对”尽管没有增加对家庭关系、人际关系、住房状况等的满意度,但显著增加对家庭经济状况和工作的满意度,并因此提高了生活的总体满意度。这说明人们追求“门当户对”的婚姻,更多的可能是出于对经济利益的考虑,而非对婚姻感情的诉求。

现有研究指出,“门当户对”的正向婚姻匹配会加剧社会资源分配的不公和阶层的固化。本文研究揭示的“门当户对”主要是出于经济动因,一方面验证了“门当户对”造成不平等的原因,即在婚姻匹配重组两个家庭资源的情况下,追求“门当户对”带来的经济收益必然导致经济条件更好的家庭的结合,这自然会形成社会不平等的局面。另一方面,正是由于人们追求经济上的回报而非感情上的诉求去选择“门当户对”,其外部性是社会不平等,那么从治理社会不平等的角度看,引导居民的婚姻匹配观念从“金钱”向“情感”转变或许具有积极意义。当然,“门当户对”的婚姻尽管具有负外部性,但其对居民本身而言确实能够带来积极的正向效用,那就是更高的生活满意度。如何平衡婚姻匹配的个体效用与社会效益,以及如何引导居民婚姻匹配观念的转变超出了本文的研究范畴,但这些都是值得探究的政策问题,在后续的研究中值得进一步深化。

参考文献:

1. 边燕杰、李路路、李煜、郝大海,2006:《结构壁垒、体制转型与地位资源含量》,《中国社会科学》第5期。
2. 郭婷、秦雪征,2016:《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》,《劳动经济研究》第6期。
3. 雷晓燕、许文健、赵耀辉,2014:《高攀的婚姻更令人满意吗? 婚姻匹配模式及其长远影响》,《经济学(季刊)》第14卷第1期。
4. 李后建,2013:《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》,《人口与发展》第2期。
5. 李建新、王小龙,2014:《初婚年龄、婚龄匹配与婚姻稳定——基于CFPS2010年调查数据》,《社会科学》第3期。
6. 李静、潘丽群、踪家峰,2015:《“门当户对”加剧收入不平等吗?》,《统计研究》第11期。
7. 李煜,2011:《婚姻匹配的变迁:社会开放性的视角》,《社会学研究》第4期。
8. 李煜、陆新超,2008:《择偶配对的同质性与变迁——自致性与先赋性的匹配》,《青年研究》第6期。
9. 梁同贵,2017:《婚前同居与初婚离婚风险——基于CFPS2010数据的分析》,《南方人口》第4期。
10. 刘怡、李智慧、耿志祥,2017:《婚姻匹配、代际流动与家庭模式的个税改革》,《管理世界》第9期。
11. 陆益龙,2009:《“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》第2期。
12. 齐亚强、牛建林,2012:《新中国成立以来我国婚姻匹配模式的变迁》,《社会学研究》第1期。
13. 王学龙、袁易明,2015:《中国社会代际流动性之变迁:趋势与原因》,《经济研究》第9期。

- 14.王智波、李长洪,2014:《婚姻匹配结构与主观幸福感——来自中国大样本微观数据的实证研究》,《南方人口》第4期。
- 15.许琪、邱泽奇、李建新,2015:《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》,《社会学研究》第5期。
- 16.张翼,2003:《中国阶层内婚制的延续》,《中国人口科学》第4期。
- 17.Becker, G. 1973. “A Theory of Marriage: Part I.” *Journal of Political Economy* 81(4): 813-846.
- 18.Becker, G. 1974. “A Theory of Marriage: Part II.” *Journal of Political Economy* 82(2): S11-S26.
- 19.Benjamin, D., O. Heffetz, M. Kimball, and N. Szembrot. 2014. “Beyond Happiness and Satisfaction: Toward Well-being Indices Based on Stated Preference.” *American Economic Review* 104(9): 2698-2735.
- 20.Brown, P. 2009. “Dowry and Intrahousehold Bargaining: Evidence from China.” *Journal of Human Resources* 44(1): 25-46.
- 21.Chiappori, P., and C. Meghir. 2015. “Intrahousehold Inequality.” In *Handbook of Income Distribution*. Edited by A. Atkinson and F. Bourguignon, 1369-1418. Elsevier.
- 22.Clark, A. 2018. “Four Decades of the Economics of Happiness: Where Next?” *Review of Income and Wealth* 64(2): 245-269.
- 23.Greenwood, J., N. Guner, G. Kocharkov, and C. Santos. 2014. “Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality.” *American Economic Review* 104(5): 348-353.
- 24.Piketty, G., L. Yang, and G. Zucman. 2019. “Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978-2015.” *American Economic Review* 109 (7): 2469-2496.
- 25.Schwartz, C. 2013. “Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences.” *Annual Review of Sociology* 39(1): 451-470.

Does Well-matched Marriages Make People Happier?

Wen Qiang¹ and Yang Xiaojun²

(1: Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University;

2: School of Public Policy and Administration, Xi'an Jiaotong University)

Abstract: China's marriage mode is characterized by “proper match”. In other words, the family backgrounds of men and women determine the match of marriages. The question is whether such “match” makes people happier or not? Based on the CGSS 2006 data, we correct the possible sample selection issue and find that the well-matched marriages do not significantly make people happier. Further analysis shows that well-matched marriages significantly improve the probability of joint decision-making and make people more satisfied with their household economic conditions and their jobs and consequently their life. Therefore, people who choose to marry with well-matched ones could mainly care about the economic returns rather than the emotion demands. Considering that the well-matched marriages, depended on the social and family backgrounds, could exacerbate the income inequality and reduce the intergenerational mobility, the perception of “proper match” should not be advocated.

Keywords: Well-matched Marriages, Match of Marriages, Marriage Satisfaction, Couple Relationship

JEL Classification: D10, J12

(责任编辑:惠利、陈永清)