

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*

李后建

(重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 630044)

摘要:利用中国综合调查2006年数据,对夫妻个人社会经济及双方家庭经济因素的匹配结构与主观幸福感之间关系进行了考察。“门当户对”的婚姻并不一定能够带来幸福感,职业匹配、单位类型匹配和级别匹配往往会恶化男女婚后的主观幸福感,经济条件对等的婚配模式则有利于男女幸福感的提升。婚姻匹配结构对男女主观幸福感的影响存在着城乡差异和性别差异。

关键词:婚姻匹配;主观幸福感;门当户对;婚姻

中图分类号:C913.13

文献标识码:A

文章编号:1674-1668(2013)02-0056-10

Does Similar Mating Make Life Happier

——The Empirical Study on the Relationship Between Assortative Mating Structure and Subjective Well-Being

LI Hou-jian

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 630044, China)

Abstract: Based on the data from the 2006 China General Social Survey, we investigate the relationship between assortative mating and subjective well-being. The results show that: similar mating does not necessarily bring subjective well-being, in another word, jobs mating, the type of work unit mating and job level mating deteriorates subjective well-being, but economic conditions mating brings more happiness. In addition, the effect of assortative mating on subjective well-being is different between urban and rural, also male and female.

Key words: assortative mating; subjective well-being; similar mating; marriage

1 引言

婚姻是社会生活的重要机制之一(Myers, Madathil, & Tingle, 2005)。Bachrach, Hindin, and Thomson (2000)认为婚姻是一种制度或社会规范,它表明法律和社会承认男女之间的关系,并将他们约束在相互的权力与义务的契约之中,从而维系社会秩序的正常运作。在中国传统社会中,对于婚姻的结合讲求“门当户

收稿日期:2012-10-25

* 本文得到“居民财产性收入的促增与公平分配机制研究”(项目编号:12CJL022)和教育部人文社科基金青年项目“中国式分权下的地方政府质量提升路径研究”(项目编号:12YJC790008)的资助;感谢中国人民大学社会学系和香港科技大学社会科学部提供《中国综合社会调查(CGSS)》项目的数据协助。

作者简介:李后建(1983—),男,湖南省常德市人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,研究方向:技术经济学。

对”,因此,传统社会中较高社会阶层的婚姻可谓是两个家庭或家族在政治权势、经济利益及社会关系的延伸,其可能包含了双方在经济以及社会阶层的相互匹配,而双方家庭或家族选择这种相互匹配的婚姻模式以维持阶层内预期福利的极大化(Becker,1974)。

随着社会现代化转型,性别角色的转换已经深刻影响了婚姻市场的交易行为(李煜,2011)。女性的经济独立,不再需要男性提供经济援助与社会地位,而婚外的性自主权,也使女性冲破了传统婚姻中社会规范的束缚。在平权婚姻(egalitarian marriage)的盛行下,自由恋爱取代了媒妁之言,男女为追求个人需求的满足,提升生活质量,增进幸福感而自由结合,婚姻成了相互选择过程中自我实现的手段,因此,现代化社会中的婚姻重视的不再是其功能性,而是婚姻本身的目的性(高旭繁、陆洛,2006)。虽然现代婚姻强调择偶的自由与情感的基础,但这并不表示配偶的选择不受任何限制。任何一个社会都会运用社会规范,包括民俗或法律等方式来约束配偶选择的范畴,因此,配偶的选择仍很难逾越社会所设计的范围(Blossfeld和Timm 2003; Blossfeld 2009)。在婚姻市场(marriage market)上,社会为两性择偶所设计的选择范围得以有效体现。根据社会交换理论(social exchange)的观点,择偶实质上是一种资源的交换行为,而交换成功的条件往往是择偶双方具备相似的资源基础。因此,物质基础、社会地位、家庭背景、性格特质以及相貌身材等经济性与非经济性资源的同质性就成为现代社会同质性婚配的重要条件,但是每一项条件同质的重要性却因人而异。社会同质性婚配上反映的正是华人传统中“门当户对”的概念,也是社会学家所建构同类婚姻(homogamy)的指标。而这类指标可以由个人和家庭两方面的社会经济条件相匹配的程度来反映(陆益龙,2009)。已有研究表明,“门当户对”的婚姻对离婚风险具有一定的影响(陆益龙,2009),但未离婚状况所蕴涵的幸福感并不能全面反映个人持有幸福的程度(Luo and Klohnen,2005)。因此,还需要进一步证据探究“门当户对”的婚姻和主观幸福感之间的关联性。

关于选型匹配方向与婚姻质量之间的关系一直是匹配婚姻研究所关注的重要议题(Luo and Klohnen, 2005),Luo and Klohnen(2005)的研究结论表明,配偶之间某些因素的同质性与主观幸福感之间具有较强的关联性。实质上,现代社会的演化催生了角色相容的社会同质性婚配关系(Poppel et al. 2001)。同质性婚配关系表明选型匹配在择偶过程中扮演着重要的角色,因为它不仅会影响两性婚后生活的满意度,而且还会长期影响新生家庭的总体幸福感(Luo and Klohnen,2005)。从以往的研究来看,大多数研究将社会经济特征和人口特征理解为婚配结构以探讨婚配结构与社会开放水平或社会不平等程度之间的关系(Raymo and Xie, 2000; Blossfeld, 2009)。众多研究结论表明同质性婚配模式强化了各个社会阶层内的社会经济优势和弱势而导致社会不平等性的程度增加(Mare, 2003; Schwartz and Mare, 2005; Schwartz, 2010; Torche, 2010)。随着教育的扩张,在婚姻市场上,婚配对象的选择机制发生了较大的变化(Kalmijn, 1991; Kalmijn and Flap, 2001; Blossfeld and Timm, 2003; Blossfeld, 2009)。教育程度较高的群体往往会将社会经济地位、个体特征以及品味作为同质性婚配考量的重要条件,而教育程度较低的群体往往偏向于异质性婚配。需要强调的是,社会经济特质、个体特征和婚配模式不仅会通过重新分配社会资源来影响社会不平等性程度,而且他们还会影响新生家庭的生活福祉,甚至两个家族的幸福。然而,尽管有大量的文献探讨了社会经济背景和个体背景对婚姻质量或总体生活质量的影响(Ono and Raymo, 2006; Lichter and Carmalt, 2009; Sassler et al., 2009; Coursolle et al., 2010),但这些研究中并没有直接涉及到有关两性特征的同质性对婚姻/生活幸福感影响的探讨。

基于此,本研究的主要贡献在于利用2006年中国社会综合调查数据,直接考察了社会经济特征同质的婚配模式与个体主观幸福感之间的关联性。同时,针对我国城乡二元经济结构以及幸福感性别差异的特征,进而考察了同质性婚配与个体幸福感之间关系的城乡差异和性别差异。

2 数据与方法

2.1 数据来源

本文中所使用的数据主要来自2006年的中国综合社会调查(CGSS),这次调查是由中国人民大学社会学系和香港科技大学社会科学部来组织实施的。2006年的调查问卷类型涉及到农村、城市和家庭三大类,

调查对象为28个省市和自治区的居民,共10151个样本。中国社会综合调查旨在探究18至70岁之间的中国成人在社会结构和生活质量之间关系的变化。由于城乡在社会经济条件(包括婚姻模式)有着显著的差异,因此中国综合社会调查采用了五个阶段分层的不等概率抽样设计,这样搜集的数据资料具有更好的代表性。这一数据提供了受访者首次婚姻的结婚时间,以及首次婚姻时双方的户口、职业、职称、职务、单位类型、单位性质、单位级别以及各自家庭的收入状况等社会经济状况。本研究旨在考量首次婚姻时各自的社会经济因素对个体主观幸福感的影响。根据整理数据后得到8741个较完整的样本。其中城市样本4953个,农村样本3788;男性样本4520个,女性样本资料4221个。

表1 自变量与控制变量的编码赋值及含义

变量名	含义	赋值
户口匹配	户口类型包括农村、乡镇、县城、地级市、省会市和直辖市户口等六类,户口匹配用以说明两性户口是否相同。	如果两性户口相同则赋值为1,否则为0
职业匹配	职业编码为ISEI标准编码,职业匹配用以说明两性职业是否相同	如果两性职业相同则赋值为1,否则为0
职称匹配	职称匹配包括农业职业的五类技术职称和非农业的低、中、高级以及无职称等9类,职称匹配用以说明两性职称是否相同	如果两性职称相同则赋值为1,否则为0
级别匹配	级别指管理职位级别,农村职业级别从组长到乡镇干部分5类,非农职业级别从班组长到单位主要领导分4类以及无职务级别共10类,级别匹配用以说明两性级别是否相同。	如果两性级别相同则赋值为1,否则为0
单位类型匹配	单位类型分为党政机关、事业、企业、社会团体和个体户等5类,单位类型匹配用以说明两性单位类型是否相同。	如果两性单位类型相同则赋值为1,否则为0
单位性质匹配	单位性质分为国有、集体、私有、港澳台资、外资及其他等6类,单位性质匹配用以说明两性单位性质是否相同。	如果两性单位性质相同则赋值为1,否则为0
收入匹配	首次婚姻时与配偶收入是否相同	相同=1,不同=0
家庭经济匹配	首次婚姻时与配偶家庭经济是否相当	相当=1,不同=0
性别	受访者的性别	男=1,女=0
年龄	受访者的年龄	以受访者实际年龄为准
民族	受访者是否是汉族	是=1,不是=0
政治面貌	受访者是否是共产党员	是=1,不是=0
宗教信仰	受访者有无宗教信仰	有=1,无=0
工作状态	受访者有无工作	有=1,无=0
收入状况预期	受访者预期未来三年收入是否将会上升	是=1,否=0
家庭经济状况不太满意	受访者对家庭经济状况是否不太满意	是=1,否=0
家庭经济状况满意	受访者对家庭经济状况是否满意	是=1,否=0
家庭经济状况非常满意	受访者对家庭经济状况是否非常满意	是=1,否=0
个人健康状况不太满意	受访者对个人健康状况是否不太满意	是=1,否=0
个人健康状况满意	受访者对个人健康状况是否满意	是=1,否=0
个人健康状况非常满意	受访者对个人健康状况是否非常满意	是=1,否=0
教育年限	受访者从小学开始算起接受教育的年数	以受访者接受教育年数为准

2.2 变量

为了考察社会经济因素的同质性对个体主观幸福感的影响,本研究以受访者的主观幸福感为因变量,调查时的问题是:“总体而言,您对自己所过的生活的感觉是怎么样的呢?您感觉您的生活是”要求被调查者从序数1到5之间进行选择,1表示非常不幸福,5表示非常幸福。同时我们构建了社会经济因素同质性变量,即将首次婚姻时双方的户口、职业、职称、职务级别、单位类型、单位性质、收入的匹配情况以及双方家庭收入的比较状况作为自变量,以此来解释社会经济因素的同质性对个体幸福感的影响。控制变量主要包括性别(Gender)、年龄(Age)、年龄的二次方、民族(Nationality)、政治面貌(Political background)、宗教信仰(Religious beliefs)、工作状态(Working status)、收入状况预期(Income expectation)、家庭经济状况满意度(Economic satisfaction)、健康状况满意度(Health satisfaction)以及教育年限(Years of education)等。各

个变量的类别编码赋值及其含义见表 1。

由于本研究主要考察个人及家庭社会经济特征同质性对个体主观幸福感的影响效果,而无意对两性之间具体配对情况作细化探讨,因此关系匹配结构的自变量只作 0 或 1 虚拟变量处理。

2.3 分析方法

在分析方法方面,本研究利用有序 logit 回归模型,这一模型较为适合对因变量为 1~5 的有序变量的回归分析,具体模型如式(1)

$$\text{Happiness}_i = \alpha_0 + \alpha \text{MS} + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

在有序 logit 回归模型(1)中,当 Happiness_i 低于临界值(C_1)时,个体会感觉生活是“非常不幸福”,高于临界值 C_1 而低于临界值 C_2 时,个体会感觉生活是“不幸福”,以此类推,当 Happiness_i 高于临界值 C_4 时,个体会感觉生活是“非常幸福”。由于 Happiness_i 是潜在变量(latent variable),我们通常无法观察和取得这些临界值,但我们可以从个体的回答(Happiness_i)中获取相关信息,回答“非常不幸福”时赋值为 1,回答“非常幸福”时赋值为 5,即:

$$\begin{aligned} \text{Happiness}_i = 1, & \text{ 如果 } \text{Happiness}_i^* < C_1; \\ \text{Happiness}_i = 2, & \text{ 如果 } C_1 \leq \text{Happiness}_i^* < C_2; \\ \text{Happiness}_i = 3, & \text{ 如果 } C_2 \leq \text{Happiness}_i^* < C_3; \\ \text{Happiness}_i = 4, & \text{ 如果 } C_3 \leq \text{Happiness}_i^* < C_4; \\ \text{Happiness}_i = 5, & \text{ 如果 } C_4 \leq \text{Happiness}_i^* \end{aligned}$$

在模型(1)中,假定 μ_i 服从标准正态分布,如果用 $\phi(\cdot)$ 表示其累积分布密度函数,那么被解释变量 HAPPY_i 的分布可以作如下表示:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(\text{Happiness}_i = 1 | z_i) &= \phi(C_1 - \lambda'z_i), \\ \text{Prob}(\text{Happiness}_i = 2 | z_i) &= \phi(C_2 - \lambda'z_i) - \phi(C_1 - \lambda'z_i), \\ \text{Prob}(\text{Happiness}_i = 3 | z_i) &= \phi(C_3 - \lambda'z_i) - \phi(C_2 - \lambda'z_i), \\ \text{Prob}(\text{Happiness}_i = 4 | z_i) &= \phi(C_4 - \lambda'z_i) - \phi(C_3 - \lambda'z_i), \\ \text{Prob}(\text{Happiness}_i = 5 | z_i) &= 1 - \phi(C_4 - \lambda'z_i). \end{aligned}$$

值得注意的是参数 λ 并不表示生活幸福感的边际效应。当特定的 λ 为正时,它表示当关联变量的值增加时, Happiness_i^* 的整个分布会向右移动。这种变化将会对赋值不同幸福感程度的概率产生不同的影响,即赋值最低的幸福感的概率 $\text{Prob}(\text{Happiness}_i = 1 | z_i)$ 将会降低而赋值最高的幸福感程度的概率 $\text{Prob}(\text{Happiness}_i = 5 | z_i)$ 将会增加,赋值处于最高和最低位置之间的幸福感程度的概率取决于计算值。

在式(1)构造的解释变量中,匹配结构(MS)变量包括户口匹配、职业匹配、职称匹配、级别匹配、单位类型匹配、单位性质匹配、收入匹配和家庭经济匹配等。而控制变量 X_i 包含的变量有性别(Gender)、年龄(Age)、年龄的二次方、民族(Nationality)、政治面貌(Political background)、宗教信仰(Religious beliefs)、工作状态(Working status)、收入状况预期(Income expectation)、家庭经济状况满意度(Economic satisfaction)、健康状况满意度(Health satisfaction)以及教育年限(Years of education)等。

3 实证回归结果与分析

3.1 婚姻匹配结构对我国居民主观幸福感的影响

首先我们考察婚姻匹配结构对我国居民主观幸福感的总体影响情况。估计的结果如表 2 所示。为了解释的方便,表 2 中不仅汇报了各个解释变量的回归系数,而且汇报了各个解释变量对居民主观幸福感影响的边际效果。在表 2 中,第(1)列是各个解释变量的回归系数,第(2)~(6)列是各个解释变量的边际效果。回归结果显示,在两性社会地位方面:首先,两性职业匹配能够显著降低居民的主观幸福感,两性职业从不匹配变为匹配,能够使居民感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别提高 0.04%、0.34% 和 2.17%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别降低 2.25% 和 0.31%;其次,两性级别匹配能够显著降低居民

的主观幸福感,两性级别从不匹配变为匹配,能够使居民感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别提高0.05%、0.46%和3.16%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别降低3.20%和0.47%;最后,两性单位类型匹配能够显著降低居民的主观幸福感,两性单位类型从不匹配变为匹配,能够使居民感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别提高0.07%、0.61%和4.08%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别降低4.17%和0.60%。对上述结果可以从以下两个方面进行解释:(1)从两性分工的角度解释:性别角色态度理论表明个体经历社会化过程中,定义自身角色的态度与个体在家庭中的家务参与具有关联性。传统上,女性参与家务是女性的本职,在外工作则是男性的责任,如果对此性别分工的界限有所逾越,将有损于男女性别角色的形象。两性职业的同质将会促使男性更多地参与家务劳动,从而导致丈夫对妻子的本职角色感到失望,而女性亦会抱怨原有的分工模式,因此两性职业匹配对传统分工模式的冲击引发了两性之间的冲突,最终使得两性之间的主观幸福感降低。(2)利用婚姻梯度理论来解释:婚姻梯度理论表明两性对于性别角色的期待是不同的,婚姻市场的规则表明女性择偶的对象往往是职业层次和社会地位比自己高的男性。这主要是因为在中国传统婚姻习俗的影响下,男性在心理上难以接受妻子比自己的地位相当或更高。当两性之间的职务级别相同时,丈夫的自卑心理既影响了自己的主观幸福感,同时由此产生的情绪扩散效应也使得妻子产生不良情绪。

在两性经济地位上,第一,两性收入匹配能够显著提高居民的主观幸福感,两性收入从不匹配变为匹配,能够使居民感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.06%、0.50%和3.13%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高3.24%和0.45%;第二,双方家庭经济地位匹配能够显著提高居民的主观幸福感,双方的家庭经济从不匹配变为匹配,能够使居民感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.03%、0.24%和1.51%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高1.56%和0.22%。对以上结果可以从以下两个方面进行解释:(1)利用社会交换理论来解释:择偶在本质上是资源交换行为,其目的是为了争取个人福祉的极大化。收入匹配可以使得两性在家庭资源的掌控上达到相对均等化,从而满足女性追求家庭权力支配平等的强烈愿望,进而提高了两性结合后的主观幸福感。(2)从消费具有惯性的角度来解释:习惯的存在决定了消费具有一定的惯性,家庭经济水平较高的个体需要在婚姻市场上搜寻与之家庭经济水平相当的个体作为择偶对象以维持原有的消费水平。因为家庭经济匹配的两性有利于保持原有的消费水平,从而维持双方的主观幸福感。

与现有文献(Knight & Gunatilaka, 2010a, 2010b; Knight et al., 2010; Appleton and Song, 2008; 罗楚亮, 2009; 鲁元平和王韬, 2011)一致的其他显著发现包括:男性的主观幸福感要显著低于女性,具体而言,男性相对于女性而言,可以使得居民感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别提高0.10%、0.85%和5.40%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别降低5.57%和0.78%,在现代社会,男性仍然扮演着绝对重要的家庭角色,是家庭经济的主要来源,因而他们承受的压力更大,因而主观幸福感比女性要低;年龄与主观幸福感呈现出“倒U”型关系,拐点在45岁左右。这与以往众多研究结论是一致的(Blanchflower and Oswald, 2007; Hayo and Seifert, 2003; Clark, 2006);是汉族的居民具有更高的主观幸福感,居民从少数民族变为汉族,能够使其感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.14%、1.14%和6.05%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高6.52%和0.81%。这主要是因为汉族人人生理想目标比少数民族要更多样化,主观幸福感要更加强烈一些。此外,汉族居民要比少数民族居民更能适应环境的变化,从而调整自己的心态,因此汉族具有更强的主观幸福感。是共产党员的居民的幸福感更高,居民从非共产党员变为共产党员,能够使其感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.11%、0.92%和6.81%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高6.77%和1.07%。这表明,共产党员的政治身份会使个体具有更多的社会资源优势,从而获取相对较多的效用(Appleton and Song, 2008)。有宗教信仰的居民要更加幸福,居民从无宗教信仰变为有宗教信仰,能够使其感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.06%、0.50%和2.96%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高3.11%和0.41%。这

表2 婚姻匹配结构对我国居民主观幸福感影响的回归结果报表

被解释变量: 主观幸福感	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	回归系数	边际效果				
		非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
户口匹配	0.0148 (0.0870)	-0.0001 (0.0003)	-0.0005 (0.0029)	-0.0031 (0.0180)	0.0032 (0.0187)	0.0004 (0.0026)
职业匹配	-0.1046* (0.0633)	0.0004* (0.0002)	0.0034* (0.0019)	0.0217* (0.0121)	-0.0225* (0.0136)	-0.0031* (0.0019)
职称匹配	-0.0747 (0.0649)	0.0003 (0.0002)	0.0024 (0.0020)	0.0157 (0.0137)	-0.0161 (0.0140)	-0.0023 (0.0020)
级别匹配	-0.1490** (0.0735)	0.0005** (0.0003)	0.0046** (0.0022)	0.0316** (0.0158)	-0.0320** (0.0158)	-0.0047* (0.0025)
单位类型匹配	-0.1939** (0.0829)	0.0007** (0.0003)	0.0061** (0.0025)	0.0408** (0.0177)	-0.0417** (0.0178)	-0.0060** (0.0027)
单位性质匹配	0.1018 (0.0820)	-0.0004 (0.0003)	-0.0034 (0.0028)	-0.0210 (0.0168)	0.0219 (0.0176)	0.0030 (0.0024)
收入匹配	0.1508*** (0.0552)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0050*** (0.0018)	-0.0313*** (0.0114)	0.0324*** (0.0119)	0.0045*** (0.0017)
家庭经济匹配	0.0724** (0.0343)	-0.0003** (0.0001)	-0.0024** (0.0012)	-0.0151** (0.0079)	0.0156** (0.0080)	0.0022** (0.0010)
男性	-0.2594*** (0.0477)	0.0010*** (0.0002)	0.0085*** (0.0016)	0.0540*** (0.0099)	-0.0557*** (0.0102)	-0.0078*** (0.0015)
年龄	-0.0458*** (0.0124)	0.0002*** (0.0001)	0.0015*** (0.0004)	0.0095*** (0.0026)	-0.0099*** (0.0027)	-0.0014*** (0.0004)
年龄平方	0.0005*** (0.0001)	-0.000002*** (0.0000)	-0.000017*** (0.0000)	-0.000105*** (0.00003)	0.000109*** (0.00003)	0.000151*** (0.00000)
汉族	0.3072*** (0.1067)	-0.0014** (0.0006)	-0.0114** (0.0045)	-0.0605*** (0.0196)	0.0652*** (0.0222)	0.0081*** (0.0025)
党员	0.3162*** (0.0819)	-0.0011*** (0.0003)	-0.0092*** (0.0022)	-0.0681*** (0.0181)	0.0677*** (0.0173)	0.0107*** (0.0032)
有宗教信仰	0.1450** (0.0729)	-0.0006* (0.0003)	-0.0050* (0.0027)	-0.0296** (0.0146)	0.0311** (0.0156)	0.0041** (0.0020)
有工作	-0.0802 (0.0566)	0.0003 (0.0002)	0.0026 (0.0018)	0.0168 (0.0119)	-0.0173 (0.0122)	-0.0024 (0.0018)
预期收入上升	0.3406*** (0.0471)	-0.0013*** (0.0002)	-0.0112*** (0.0016)	-0.0708*** (0.0098)	0.0730*** (0.0101)	0.0103*** (0.0015)
家庭经济状况非常不满意(参考组)						
不太满意	1.0443*** (0.1041)	-0.0039*** (0.0006)	-0.0332*** (0.0035)	-0.2153*** (0.0207)	0.2179*** (0.0205)	0.0346*** (0.0041)
满意	2.4899*** (0.1086)	-0.0107*** (0.0014)	-0.0858*** (0.0053)	-0.4544*** (0.0153)	0.4479*** (0.0142)	0.1030*** (0.0072)
非常满意	3.7386*** (0.1836)	-0.0043*** (0.0005)	-0.0376*** (0.0018)	-0.0525*** (0.0094)	0.0530 (0.0358)	0.5142*** (0.0043)
个人健康状况非常不满意(参考组)						
不太满意	0.4706*** (0.1754)	-0.0016*** (0.0006)	-0.0138*** (0.0046)	-0.1010*** (0.0383)	0.1004*** (0.0367)	0.0160** (0.0068)
满意	1.1324*** (0.1725)	-0.0051*** (0.0011)	-0.0421*** (0.0075)	-0.2194*** (0.0299)	0.2342*** (0.0332)	0.0323*** (0.0051)
非常满意	1.8440*** (0.1835)	-0.0045*** (0.0006)	-0.0383*** (0.0029)	-0.3790*** (0.0312)	0.3158*** (0.0168)	0.1060*** (0.0182)
教育年限	0.0255*** (0.0076)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0008*** (0.0003)	-0.0053*** (0.0016)	0.0055*** (0.0016)	0.0008*** (0.0002)
样本数	8741	—	—	—	—	—
LR chi2(23)	2091.72	—	—	—	—	—
Pseudo R ²	0.1440	—	—	—	—	—

注: * :p<0.1, ** :p<0.05, *** :P<0.01, 括号()表示稳健的标准误差

主要是因为宗教信仰可以通过有益信念的宣扬进而改变个体对创伤性事件的看法,从而提高个体的主观幸福感。预期收入上升有利于提高居民的主观幸福感,居民对收入的预期由不上升变为上升,能够使其感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.13%、1.12%和7.08%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高7.30%和1.03%。家庭经济状况和个人健康状况满意度对居民主观幸福感皆有显著的正向影响,这与以往研究结论是一致的((Perneger, Hudelson, & Bovier, 2004; Knight & Gunatilaka, 2010a, 2010b)。教育年限对居民主观幸福感有显著的正向影响,教育年限每增加一个标准差,即348%,能够使其感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.03%、0.28%和1.84%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高1.91%和0.28%。这可能是因为高学历往往意味着较高的收入、较多的机会与较好的社会地位,从而有利于幸福感的提高。其他变量对居民幸福感并不存在着稳定且显著的影响。

表3 婚姻匹配结构对我国城乡居民主观幸福感的影响结果报表

被解释变量: 主观幸福感	农村样本					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	回归系数	边际效果				
非常不幸福		不幸福	一般	幸福	非常幸福	
户口匹配	0.1255 (0.1582)	-0.0006 (0.0009)	-0.0057 (0.0076)	-0.2042 (0.0297)	0.0266 (0.0334)	0.0040 (0.0048)
职业匹配	-0.2532* (0.1428)	0.0012* (0.0007)	0.0105* (0.0057)	0.0508* (0.0291)	-0.0536* (0.0300)	-0.0090* (0.0054)
职称匹配	0.0440 (0.1164)	-0.0002 (0.0006)	-0.0019 (0.0052)	-0.0086 (0.0227)	0.0093 (0.0247)	0.0015 (0.0038)
级别匹配	-0.0380 (0.1349)	0.0002 (0.0006)	0.0016 (0.0057)	0.0075 (0.0269)	-0.0080 (0.0286)	-0.0013 (0.0047)
单位类型匹配	-0.2658 (0.2498)	0.0012 (0.0011)	0.0109 (0.0096)	0.0536 (0.0514)	-0.0562 (0.0534)	-0.0096 (0.0096)
单位性质匹配	0.2891 (0.2409)	-0.0015 (0.0014)	-0.0135 (0.0121)	-0.0550 (0.0440)	0.0610 (0.0504)	0.0090 (0.0071)
收入匹配	0.3023*** (0.0875)	-0.0015*** (0.0005)	-0.0134*** (0.0040)	-0.0591*** (0.0170)	0.0639*** (0.0185)	0.0100*** (0.0029)
家庭经济匹配	-0.2478*** (0.0903)	0.0012*** (0.0005)	0.0105*** (0.0038)	0.0493*** (0.0182)	-0.0525*** (0.0191)	-0.0086*** (0.0033)
个体特征变量(已控制)						
样本数	3788	—	—	—	—	—
LR chi2(23)	776.54	—	—	—	—	—
Pseudo R ²	0.1208	—	—	—	—	—

被解释变量: 主观幸福感	城市样本					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	回归系数	边际效果				
非常不幸福		不幸福	一般	幸福	非常幸福	
户口匹配	-0.0517 (0.1110)	0.0002 (0.0003)	0.0012 (0.0026)	0.0113 (0.0243)	-0.0113 (0.0243)	-0.0014 (0.0030)
职业匹配	-0.2333** (0.0988)	0.0008** (0.0004)	0.0060** (0.0028)	0.0496** (0.0205)	-0.0506** (0.0212)	-0.0058** (0.0023)
职称匹配	-0.1130 (0.0816)	0.0003 (0.0002)	0.0027 (0.0019)	0.0247 (0.0180)	-0.0247 (0.0178)	-0.0030 (0.0023)
级别匹配	-0.2051** (0.0910)	0.0006** (0.0003)	0.0047** (0.0020)	0.0452** (0.0204)	-0.0448** (0.0199)	-0.0057** (0.0027)
单位类型匹配	-0.1546 (0.0944)	0.0005 (0.0003)	0.0037 (0.0022)	0.0337 (0.0207)	-0.0337 (0.0206)	-0.0041 (0.0026)
单位性质匹配	0.1010 (0.0940)	-0.0003 (0.0003)	-0.0025 (0.0024)	-0.0218 (0.0201)	0.0220 (0.0204)	0.0026 (0.0024)
收入匹配	0.0961 (0.0751)	-0.0003 (0.0002)	-0.0023 (0.0019)	-0.0207 (0.0163)	0.0209 (0.0164)	0.0025 (0.0020)
家庭经济匹配	0.2728*** (0.0748)	-0.0009*** (0.0003)	-0.0066*** (0.0018)	-0.0591*** (0.0162)	0.0594*** (0.0162)	0.0072*** (0.0020)
个体特征变量(已控制)						
样本数	4953	—	—	—	—	—
LR chi2(23)	1498.89	—	—	—	—	—
Pseudo R ²	0.1721	—	—	—	—	—

3.2 婚姻匹配结构对我国城乡居民主观幸福感的影响

这一部分根据户口状况的不同,将总体样本拆分农村样本和城市样本(包括蓝印户口)分别进行回归。基于城乡比较的目的,城乡各自回归均采用与表2相同的解释变量(户口因素除外)。由于篇幅的限制,本研究结果只给出了主要解释变量(匹配结构)的回归结果。个体特征变量皆已被控制。具体结果见表3。

从表3汇报的结果可知,在两性社会地位方面,职业匹配对居民主观幸福感的负面影响程度并不存在明显的城乡差异,而级别匹配对居民主观幸福感的影响存在着明显的城乡差异,具体表现在级别匹配对城市居民主观幸福感的负向影响比较显著,而对农村居民主观幸福感的负面影响并不明显。在两性经济地位方面,收入匹配对农村居民主观幸福感有显著的

正向影响,而对城市居民主观幸福感的正向影响并不明显;家庭经济匹配对农村居民主观幸福感有显著的负面影响,而对城市居民主观幸福感有显著的正向影响。

对于上述数据分析的结果可以从以下两个方面进行解释:(1)城乡二元经济结构使得农村的社会开放性程度要明显低于城市,因此农村居民在择偶过程中仍然遵从阶梯婚配模式,即农村女性往往会上嫁婚(hyperamy),而男性往往会选择下嫁婚(hypogamy)。当打破这种阶梯婚配模式时,农村两性就会因为农村社会的认同度低而导致其对婚姻的适应越差。由此可知,农村家庭经济条件相当的两性结合在一起时,他们的主观幸福感往往会降低。对于城市社会而言,社会开放性程度的提高更加强调了婚配过程中经济地位的平等性。城市居民在择偶过程中,更加注重家庭经济实力的对等性。因为一方面他们需要选择与之对等的家庭经济条件以维持原有的消费习惯;另一方面,女性为了追求权力的平等更愿意选择与之家庭经济实力相当的男性作为自己的择偶对象。因此在城市社会,家庭经济匹配的两性结合在一起的主观幸福感会更强烈一些。(2)在农村社会,传统的婚配观念仍然起着主导作用,即收入仍然是决定两性社会地位、经济支配权和家庭决策权的重要因素。不对等的收入会导致农村两性之间处在不平等的权力支配地位,而两性之间的沟通会因为权力地位的不平等而缺乏有效的沟通渠道,最终致使农村社会中收入不匹配的两性结合在一起的主观幸福感要更弱一些。而在城市社会,女性的经济独立性更强,在婚姻市场上,女性考虑择偶的条件中更注重的是男性的心性以及潜在的能力。

3.3 婚姻匹配结构对我国不同性别居民主观幸福感的影响

这一部分根据居民性别不同,将总体样本拆分男性样本和女性样本分别进行回归。基于性别差异比较的目的,不同性别样本的各自回归均采用与表2相同的解释变量(性别因素除外)。由于篇幅的限制,本研究结果只给出了主要解释变量(匹配结构)的回归结果。个体特征变量皆已被控制。具体结果见表4。从表4汇报的结果可知,在两性社会地位方面,职业匹配和单位类型匹配对居民主观幸福感的影响皆存在着明显的性别差异,具体表现在职业匹配对女性主观幸福感的负向影响比较显著,而对男性主观幸福感的负面影响并不显著,单位类型匹配对男性主观幸福感具有显著的负面影响,而对女性主观幸福感的影响并不显著。

在两性经济地位方面,收入匹配对居民主观幸福感的影响程度并不存在显著的性别差异^①。家庭经济匹配对居民主观幸福感的影响则存在着显著的性别差异,具体表现在家庭经济匹配对男性主观幸福感的正向影响比较显著,而对女性主观幸福感的影响并不显著。

对于上述数据的分析结果可以从以下三个方面来解释:(1)互补需求论表明,两性在寻找伴侣的过程中,会选择可以弥补自己所短与不足的对象,因为在交换的过程中,人们习惯获取所需以及较高的报酬。换言之,在职业上和单位类型上,两性会寻找不同职业和不同单位类型的伴侣来弥补自己的不足,共创双方较高的报酬。(2)收入匹配在一定程度上决定了两性家庭决策权力和支配权的平等性。随着社会开放性程度的增加,两性的主观幸福感往往来自于由收入匹配所决定的平等地位和自由准则。因为夫妻关系的和谐共存必须仰仗收入匹配所决定的家庭权力支配的平等性。

4 研究结论

本研究采用2006年中国社会综合调查数据实证地验证了婚姻匹配结构对居民主观幸福感的影响。随着我国社会性开放程度的提高,夫妻双方一方面承袭了中国传统文化下的婚姻观和两性观,另一方面亦接受现代化下的婚姻观和两性观的洗礼。两种不同婚姻观和两性观对婚姻匹配结构的影响具体反映在两性婚后的互动中,婚姻中的诸多冲突、协调和磨合,可能皆与夫妻婚前匹配结构的契合息息相关。本研究的结果表明,婚姻匹配结构中,家庭收入匹配、收入匹配对居民主观幸福感有着重要的影响,而职业匹配、单位类型匹配和级别匹配却对居民主观幸福感有着显著的负面影响。同时婚姻匹配结构对居民主观幸福感的影响存在了城乡差异和性别差异。城乡差异具体体现在:(1)夫妻婚前级别匹配会恶化城市居民

^①通过构造联合性t检验得出收入匹配对主观幸福感影响的两性样本回归系数没有明显差异。

表4 婚姻匹配类型对不同性别居民幸福感的影响结果报表

被解释变量: 主观幸福感	男性样本					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	回归系数	边际效果				
非常不幸福		不幸福	一般	幸福	非常幸福	
户口匹配	-0.0428 (0.1356)	0.0002 (0.0006)	0.0014 (0.0044)	0.0086 (0.0274)	-0.0091 (0.0289)	-0.0011 (0.0035)
职业匹配	-0.0507 (0.0957)	0.0002 (0.0004)	0.0017 (0.0032)	0.0101 (0.0190)	-0.0107 (0.0203)	-0.0013 (0.0024)
职称匹配	-0.1579 (0.1008)	0.0006 (0.0004)	0.0051 (0.0031)	0.0321 (0.0210)	-0.0337 (0.0216)	-0.0042 (0.0028)
级别匹配	-0.1408 (0.1136)	0.0006 (0.0004)	0.0045 (0.0035)	0.0287 (0.0236)	-0.0300 (0.0244)	-0.0037 (0.0302)
单位类型匹配	-0.4032*** (0.1380)	0.0016*** (0.0006)	0.0125*** (0.0040)	0.0831*** (0.0293)	-0.0860*** (0.0295)	-0.0111*** (0.0042)
单位性质匹配	0.2025 (0.1371)	-0.0009 (0.0007)	-0.0071 (0.0051)	-0.0394 (0.0260)	0.0426 (0.0285)	0.0048 (0.0031)
收入匹配	0.1491* (0.0829)	-0.0006* (0.0004)	-0.0050* (0.0029)	-0.0296* (0.0163)	0.0316* (0.0175)	0.0037* (0.0021)
家庭经济匹配	0.1519* (0.0817)	-0.0006* (0.0004)	-0.0051* (0.0027)	-0.0302* (0.0163)	0.0322* (0.0173)	0.0038* (0.0021)
个体特征变量(已控制)						
样本数	4520	—	—	—	—	—
LR chi2(22)	1223.76	—	—	—	—	—
Pseudo R ²	0.1507	—	—	—	—	—
被解释变量: 主观幸福感	女性样本					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	回归系数	边际效果				
非常不幸福		不幸福	一般	幸福	非常幸福	
户口匹配	0.0482 (0.1134)	-0.0002 (0.0004)	-0.0016 (0.0038)	-0.0103 (0.0241)	0.0103 (0.0243)	0.0017 (0.0039)
职业匹配	-0.2130** (0.0914)	0.0007** (0.0004)	0.0069** (0.0030)	0.0454** (0.0194)	-0.0455** (0.0195)	-0.0075** (0.0032)
职称匹配	0.0175 (0.0852)	-0.0001 (0.0003)	-0.0006 (0.0027)	-0.0037 (0.0182)	0.0037 (0.0182)	0.0006 (0.0030)
级别匹配	-0.1418 (0.0965)	0.0005 (0.0003)	0.0043 (0.0028)	0.0306 (0.0210)	-0.0301 (0.0204)	-0.0053 (0.0038)
单位类型匹配	-0.0252 (0.1037)	0.0001 (0.0004)	0.0008 (0.0033)	0.0054 (0.0222)	-0.0054 (0.0222)	-0.0009 (0.0037)
单位性质匹配	0.0815 (0.1024)	-0.0003 (0.0004)	-0.0026 (0.0034)	-0.0174 (0.0218)	0.0174 (0.0219)	0.0029 (0.0036)
收入匹配	0.2094*** (0.0792)	-0.0007** (0.0003)	-0.0067*** (0.0026)	-0.0448*** (0.0169)	0.0447*** (0.0169)	0.0075*** (0.0029)
家庭经济匹配	-0.0702 (0.0815)	0.0002 (0.0003)	0.0022 (0.0026)	0.0151 (0.0175)	-0.0150 (0.0174)	-0.0025 (0.0029)
个体特征变量(已控制)						
样本数	4221	—	—	—	—	—
LR chi2(22)	941.08	—	—	—	—	—
Pseudo R ²	0.1366	—	—	—	—	—

婚后的主观幸福感,而农村则不然;(2)农村居民主观幸福感的提升更可能来源于夫妻婚前收入的匹配,而城市则不然;(3)夫妻婚前家庭经济匹配恶化了农村居民婚后的主观幸福感而提升了城市居民的主观幸福感。实际上,婚姻匹配结构对居民主观幸福感影响的城乡差异主要来源于中国城乡二元经济结构导致的城乡社会开放性程度的差异。性别差异具体体现在:(1)夫妻婚前职业匹配会恶化女性婚后的主观幸福感,而男性则不然;(2)夫妻婚前单位类型匹配会恶化男性婚后的主观幸福感,而女性则不然;(3)家庭经济匹配会给男性主观幸福感带来改善效果。实际上,婚姻匹配结构对居民主观幸福感影响的性别差异主要来源于男女择偶过程中的互补需求的差异以及女性更愿意通过收入匹配来改善传统婚配中女性的家庭地位。

参考文献:

- 高旭繁、陆洛. 夫妻传统型/现代性的契合与婚姻适应之关联[J]. 本土心理学研究, 2006, (25): 47 - 100.
- 罗楚亮. 绝对收入、相对收入与主观幸福感[J]. 财经研究, 2009, 35(11): 79 - 91.
- 鲁元平、王韬. 收入不平等、社会犯罪与国民幸福感: 来自中国的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(4): 1437 - 1458.
- 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): 1 - 17.
- 陆益龙. “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[J]. 人口研究, 2009, 33(2): 81 - 91.
- Appleton, S. and Song, L. Life Satisfaction in Urban China: Components and Determinants, *World Development*, 2008, 36: 2325 - 2340.
- Bachrach, C., Hindin, M., & Thomson, E. The changing shape of ties that bind: An overview and synthesis. In L. J. Waite, C. Bachrach, M. Hindin, E. Thomson, & A. Thornton (Eds.), *The ties that bind: Perspectives on marriage and cohabitation* (pp. 3 - 16). Hawthorne, NY: Aldine De Gruyter. 2000.
- Becker, G. S. A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 1974, 81: 813 - 846.
- Blanchflower, D. G., Oswald, A. J. Is Well - being U - Shaped Over the Life Cycle? University of Warwick, Department of Economics, The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS), 2007.
- Blossfeld, Hans - peter and Timm, A., eds. Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies. *European Studies of Population*. Vol. 12. The Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 2003.
- Blossfeld, Hans - peter. Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective. *Annual Review of Sociology*, 2009, 35: 513 - 530.
- Clark, A. E. Born To Be Mild? Cohort Effects Don't Explain Why Well - Being is U - shaped in Age (vol. Working Paper N°2006 - 35). Centre National de la Recherche Scientifique - École des Hautes Études en Sciences Sociales, École Nationale des Ponts et Chaussées - École Normale Supérieure, 2006.
- Coursolle, K. M., Sweeney, M. M., Raymo, J. M., and Ho, J. H. The Association between Retirement and Emotional Well - Being: Does Prior Work - Family Conflict Matter? *Journal of Gerontology, Social Sciences*, 2010, 65: 609 - 620.
- Hayo, B., Seifert, W. Subjective economic well - being in Eastern Europe. *Journal of Economic Psychology*, 2003, 24(3): 329 - 348.
- Kalmijn, M. Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational Homogamy. *American Sociological Review*, 1991, 56: 786 - 800.
- Kalmijn, M. and Flap, H. Assortative Meeting and Mating: Unintended Consequences of Organized Settings for Partner Choices. *Social Forces*, 2001, 79: 1289 - 1312.
- Knight, J., Deng, Q., & Li, S. The puzzle of migrant labour shortage and rural labour surplus in China. University of Oxford, Department of Economics, Discussion Paper Series, No. 494, 2010.
- Knight, J., & Gunatilaka, R. Great expectations? The subjective well - being of rural - urban migrants in China. *World Development*, 2010a, 38(1): 113 - 124.
- Knight, J., & Gunatilaka, R. The rural - urban divide in China: Income but not happiness?. *Journal of Development Studies*, 2010b, 46(3): 506 - 534.
- Lichter, D. T. and Carmalt, J. Religion and Relationship Quality among Low Income Couples. *Social Science Research*, 2009, 38: 188 - 200.
- Luo, S. H and Klohnen, E. C. Assortative Mating and Marital Quality in Newlyweds: A Couple - Centered Approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2005, 88: 304 - 26.
- Mare, R. Five Decades of Educational Assortative Mating. *American Sociological Review*, 1991, 56: 15 - 32.
- Myers, J. E., Madathil, J., & Tingle, L. R. Marriage satisfaction and wellness in India and the U. S.: A preliminary comparison of arranged marriages and marriages of choice. *Journal of Counseling and Development*, 2005, 83: 183 - 190.
- Ono, H. and Raymo, J. M. Housework, Market Work and 'Doing Gender' When Marital Quality Declines. *Social Science Research*, 2006, 35: 823 - 850.
- Perneger, Th. V., Hudelson, P. M., & Bovier, P. A. Health and happiness in young Swiss adults. *Quality of Life Research*, 2004, 13: 171 - 178.
- Poppel, F. V., Liefbroer, A. C., Vermunt, J. K. and Smeenk, W. Love, Necessity and Opportunity: Changing Patterns of Marital Age Homogamy in the Netherlands, *Population Studies*, 2001, 55: 1 - 13.

虑;需要认真思考“一刀切”的合理性,需要鼓励符合实际的创新。落实“以人为本”,不断满足服务管理对象的政策,将会不仅更加科学、有效地实现政策目标,而且获得服务全体的认可与支持,实现“双赢”的良性循环。

本次调查,主要依托人口计生部门开展。但是,其研究结果不仅对人口计生部门有用,对其他部门同样具有参考。因为,解决流动人口难题,为流动人口提供科学有效的服务管理,需要的是各级政府、相关部门的通力合作,形成合力。

引文文献:

- [1]段成荣等. 改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势[J]. 人口研究,2008,(6).
- [2]王培安. 中国流动人口发展报告 2010[R]. 北京:中国人口出版社,2010.
- [3]国家人口和计划生育委员会流动人口服务管理司. 中国流动人口发展报告 2011[R]. 北京:中国人口出版社,2011
- [4]邹湘江. 基于“六普”数据的我国人口流动与分布分析[J]. 人口与经济,2011(6).
- [5]王桂新,毛新雅,张伊娜. 中国东部地区三大都市圈人口迁移与经济增长极化研究[J]. 华东师范大学学报,2006,(5).
- [6]流动人口计划生育服务管理模式研究——以江苏省为例[EB/OL]. (2010-03-31) [2011-11-2] http://www.chinapop.gov.cn/stjzz/ldrkwfgls/yjbg/201003/t20100331_199513.html
- [7]田雅. 别忽视新生代流动人口的新需求[N]. 光明日报,2011-03-01(06).
- [8]国家统计局课题组. 城市农民工生活质量状况调查报告[J]. 调研世界,2007,(1).
- [9]孙鹃娟,杜鹏,唐健. 中国流动人口的养老保险状况及主要问题[J]. 北京行政学院学报,2011,(5).
- [10]2009年全省人口和计划生育工作总结(2010-11-24) [EB/OL]. [2012-02-15] <http://www.jsfpc.gov.cn/xxgk/jhzi/glzj/2010/11/24202021438.html>
- [11]周秦生. 新时期大城市流动人口服务管理模式设计[J]. 公安研究,2011,(4).
- [12]蔡旭昶,严国萍,任泽涛. 社会组织在流动人口管理服务中的作用——基于浙江省慈溪市和谐促进会的研究[J]. 经济社会体制比较,2011,(5).

[责任编辑:庞丽华,刘岚,顾鉴塘]

(上接第 65 页)

- Raymo, J. M., and Xie, Y. Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy. *American Sociological Review*, 2000, 65: 773 - 781.
- Sassler, S. A. C., and Lichter, D. T. Intergenerational Patterns of Union Formation and Relationship Quality. *Journal of Family Issues*, 2009, 30: 757 - 786.
- Schwartz, C. R., and Mare, R. Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 2005, 42, 621 - 646.
- Schwartz, C. R. Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses, Earnings. *American Journal of Sociology*, 2010, 115: 1524 - 1557.
- Torche, F. Educational Assortative Mating and Economic Inequality: A Comparative Analysis of Three Latin American Countries. *Demography*, 2010, 47: 481 - 502.

[责任编辑:刘岚,张蕾]