

【国民经济】

教育同质性婚配与家庭收入不平等

潘丽群¹, 李静^{1,2}, 踪家峰³

(1. 厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005;

2. 厦门大学宏观经济研究中心, 福建 厦门 361005;

3. 南开大学周恩来政府管理学院, 天津 300071)

[摘要] 现代婚姻匹配模式如何影响中国的家庭收入不平等?正向选择婚配方式提供了解释收入不平等的新视角。改革开放以来,在工业化进程作用下,中国的婚配观念由旧时的门第家庭等先赋性特征转向现代社会的教育人力资本等自致性特征,教育成为正向选择婚配方式的主要标准。随着初等教育的普及以及高等教育现代化,教育正向匹配在以教育回报率为导向的中国劳动力市场上产生了马太效应,加剧了家庭间的收入不平等。本文利用CHIP数据库,按照夫妻双方的教育程度衡量婚姻的匹配模式,研究表明,在1988—2008年的二十年间,中国婚姻市场上的教育同质性婚配呈现出加强的趋势。通过构建正向选择匹配和随机匹配的基尼系数核算方法发现,正向选择婚配模式下的总体家庭收入不平等程度大于随机婚配模式下的家庭收入不平等程度,教育同质性婚配对总体家庭收入不平等程度的加剧作用逐年增强。如果把按照夫妻双方教育等级划分的每一类型视为一个层级,利用反事实的实验方法发现,不同教育层级间的家庭收入基尼系数显示出教育同质性婚配加剧了不同教育层级间的家庭收入不平等。加强社会保障、倡导多元化婚配,对低教育水平家庭进行技能培训,以及对低收入家庭给予适当补贴等是缓解家庭收入不平等的良策。

[关键词] 正向选择匹配; 教育同质性婚配; 收入不平等

[中图分类号]JF126.2 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)08-0035-15

一、问题提出

日趋严重的收入不平等是社会关注的焦点。中国国家统计局公布的2014年衡量中国个体收入不平等程度的基尼系数为0.469,并且2003年以来的基尼系数值均高于0.4这一国际公认的警戒线。中国的收入不平等状况不容乐观。国内外学者关于收入不平等做了比较深入的研究,影响个体收入不平等的因素主要有性别^[1,2]、教育水平或技能^[3,4]、跨国跨区域的不同^[5-7]、种族歧视、顶端富人

[收稿日期] 2015-06-27

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“经济持续健康发展与收入倍增计划的实现路径研究”(批准号13&ZD029);中央高校基本科研业务费专项资金资助“中国实践背景的现代宏观经济理论与政策”(批准号20720151037);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“地方债发行机制与监管研究”(批准号14JZD011)。

[作者简介] 潘丽群(1986—),女,江西婺源人,厦门大学经济学院博士研究生;李静(1981—),女,江西弋阳人,厦门大学经济学院、厦门大学宏观经济研究中心讲师,经济学博士;踪家峰(1971—),男,江苏沛县人,南开大学周恩来政府管理学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:踪家峰,电子邮箱:jfzong@126.com。

的资本回报^[8]等。其中,影响家庭收入不平等的因素包括已婚女性参与劳动市场比率、家庭所在地区、单亲家庭等^[9]。个体收入不平等是家庭收入不平等的基础,而家庭收入不平等也将通过人力资本投资和社会资本等因素进一步反作用于个体收入不平等。联结个体和家庭最主要的路径之一就是婚姻,那么,婚姻匹配模式会如何影响家庭收入不平等呢?

婚姻匹配模式对收入不平等的影响主要取决于匹配的方式和匹配的标准。Greenwood et al.^[10]认为婚姻中夫妻双方择偶的正向选择(Positive Assortative Matching),即同质性婚姻,是造成收入不平等的重要因素。基于家庭效用函数最大化的假设,个体在婚配时倾向于选择认知、价值观、品味等类似的个体,这种同类型个体的正向选择婚配容易引起家庭收入的马太效应,从而加剧收入不平等^[11-13]。但是,同质性婚姻的匹配标准该如何选择呢? Breen and Salazar^[14]和 Mare^[15]均强调教育是重要的正向选择匹配标准。

教育同质性婚配(Educational Assortative Mating, Educational Homogamy)与收入不平等的关系因研究对象的不同而不同。Breen and Salazar^[14]用美国 CPS(Current Population Survey)研究发现,教育同质性婚配并没有影响总体收入不平等,但却拉大了组间差距。Breen and Andersen^[16]实证发现丹麦教育同质性婚配的增长与收入不平等的加剧正相关,认为规范的劳动力市场以及较高的女性劳动参与率强化了这一正向关系。Kremer^[17]则发现以配偶教育相关系数度量的婚姻匹配对收入和教育分布产生的影响很小。目前对中国的婚姻匹配模式的研究集中于探讨匹配标准的变迁以及对家庭幸福度的影响^[18,19],但婚姻匹配模式对当前收入不平等的影响甚少提及。随着市场化进程的深化,面对一个具有高度不确定性的市场和高度分化的社会环境,中国的婚姻匹配模式在过去几十年里发生了重要变化:择偶双方的自致性匹配(如教育等人力资本)呈现出明显且稳定的上升趋势,而先赋性匹配(如家庭背景)则呈现出倒U型的小幅波动^[20]。教育是最主要的自致性匹配因素,那么,中国是否也存在教育同质性婚配?如果存在,当前教育同质性婚配趋势如何?是否对中国的家庭收入不平等有重要影响呢?

综上所述,从婚姻匹配模式的角度研究中国家庭收入不平等是一个有益的借鉴和尝试。因此,本文以中国为研究对象,验证教育同质性婚配是否存在,以及对当前中国家庭收入不平等的影响。

二、教育同质性婚配加剧收入不平等的机理分析

在婚姻市场上,对配偶的竞争引致了依据财富、教育和其他特征来设定婚姻价值的现象。由于竞争,被认为婚姻价值高的个体往往倾向于选择同样是高婚姻价值的个体,而剩下那些婚姻价值不高的个体只能彼此选择,如此形成的婚姻使得双方有许多相似点。这种婚配方式被定义为正向选择婚配,即在婚配选择中,丈夫和妻子的特征以及婚姻价值均存在正相关关系,或者说匹配同质性。Becker^[13]通过构建家庭效用函数,论证了夫妻双方的正向选择可以使家庭效用最大化。Kremer^[17]归纳了西方婚姻市场上的正向选择匹配的标准,有教育、种族、信仰、职位等,而在这些标准中,或出于对认知、个人兴趣、价值观等的相似追求,或出于对潜在经济能力的追求,人们往往倾向于寻找具有相同或类似教育程度的对象。在婚姻匹配模式中,人们倾向于选择与自己类似或相同教育程度的个体的婚配方式被称为教育正向选择婚配或教育同质性婚配^[21-23]。

教育成为同质性婚配的标准可以用工业化理论来解释。在前工业化时期,家庭是组织生产和消费的基本单位,个人的经济潜力、婚姻价值主要受到家庭的社会经济特征的影响,婚姻匹配侧重于以家庭背景为标准。随着工业化和现代化进程的推进,婚姻匹配模式发生了质的变化。在工业化过程中,劳动力市场出现大量新兴职业和工作机会,打破了原有的以家庭为主要生产单位的社会生产

模式,家庭背景影响个人收入的作用下降,个人的自致性特征(如教育等人力资本)成为其成功潜力的重要标志。与工业化过程相一致,现代化进程包括初等教育的普及、大众传媒的发展、城镇化与人口流动、现代交通和通讯技术的革新等,消解了前工业化社会中家庭社会阶层之间泾渭分明的文化壁垒,进一步强化了婚姻选择中自致性特征的重要地位。例如,初等教育普及化,一方面有助于缩小社会阶层之间的文化壁垒,弱化阶层内部的文化传承关系,打破原有的以家庭背景为匹配标准的社会阶层内部的内婚制;另一方面,初等教育普及不能完全消除社会阶层之间的文化差异,这种差异集中体现在高等教育阶段^[15]。社会边界从有没有受过教育向高等教育和较低教育程度转移。由于教育分层体系及其结构的变化,教育同质性婚配现象逐渐增多^[20]。齐亚强和牛建林^[20]实证发现20世纪50年代至90年代初,中国婚姻匹配模式中以父亲职业为代表的家庭背景的匹配程度稳步下降,以个人教育程度、职业等为标志的自致性因素的匹配程度快速上升。所以,跟随工业化和现代化的步伐,人们婚配观念中的匹配标准发生了变化,教育成为主要的婚配标准。

在进行教育正向选择匹配的过程中,当女性接受教育过程中受到歧视或接受不完善教育时,男性受教育程度往往高于女性受教育程度,从而使得教育正向选择匹配不能顺利进行,但初等教育的普及和教育现代化改变了这种不可能性。20世纪80年代以来,中国不同层级的教育均有了长足的发展;90年代九年义务教育普及;2005年高中升学率是1980年的两倍;1999年后高等教育扩招,高等教育进入飞速发展时期,大学毕业生从2003年的190万快速增长到2010年的580万。在这样的扩张性教育环境下,男性和女性都得到了更多的高等教育机会,尤其是女性,从而导致男女平均受教育水平上的差距大幅缩窄。2011年高中男女毛入学率分别是86%和87%;女性(26%)的大学毛入学率甚至高于男性(23%)。因此,在教育的扩张下,女性教育平均水平得到了很大的提升,为教育同质性婚配提供了匹配条件。

一方面,由于人们婚配观念的转变,教育成为婚配价值高的重要标志;另一方面,由于女性受教育程度的提升,与男性相同或类似教育水平的伴侣供给增加,在两者的共同作用下,教育正向选择婚配的趋势增强。教育同质性婚配增多,意味着丈夫和妻子具有同等教育水平的家庭比重上升了,由于马太效应,与婚姻家庭中并没有正向选择匹配,配偶双方具有不同教育水平的随机组合相比,将加剧家庭收入不平等。正如Breen and Salazar^[14]指出,不同类型家庭的收入差异扩大是因为教育正向选择婚配使得同类型的人组成家庭,而不同教育水平的家庭获得的积累财富的能力不一样,容易产生极化现象。具体而言,假设将所有人分为两种类型:高等教育水平和低等教育水平,如果存在教育同质性婚配倾向,高等教育水平倾向于结合高等教育水平,低等教育水平倾向于结合低等教育水平,那么,相同教育水平的家庭将增多,即家庭匹配过程中出现极化现象,其结果是不同家庭间的收入差距被拉大。同时,Firebaugh^[24]认为不同类型家庭的权重改变将影响类型间的收入差距,因为当具有更强收入能力(更高学历)的夫妻比重增加时,整体平均收入随之上升,进而拉大了与低等教育夫妻的收入水平差距,最终加剧不同教育类型间的家庭收入差距。

受教育程度高的家庭与受教育程度低的家庭之间巨大收入差距产生的前提条件是人力资本的收入与受教育程度成正比。Goldthorpe and Jackson^[25]认为在一个新兴或规范的劳动力市场上,教育的人力资本得到了递增的价值。相反,如果教育特征不作为一个最重要的价值指标和市场追求,教育与收入的关系将被其他因素(如社会信仰、种族、性别等)与经济回报之间的关系所取代。在中国的劳动力市场上,教育的回报率随着教育水平的升高而呈递增趋势^[26],同时,随着高等教育的扩张,当受教育程度高的劳动力增加时,为了应对这种高等教育水平劳动力的递增型供给,市场将自动增加对高教育岗位的需求,低教育的人不得不接受收入更为低廉的工作,由此形成了高教育水平家

庭与低教育水平家庭的巨大收入差距的局面。

综上所述,改革开放以来,在工业化进程作用下,婚配观念中自致性匹配因素增强,发生了教育为主要匹配标准的婚配观念变化。同时,女性受教育水平随着中国 20 世纪以来教育扩张而显著提升,几乎与男性相当,为教育正向匹配提供了必要条件。以上两个因素强化了教育同质性婚配的可能性。高等教育与高等教育、低等教育与低等教育的同类结合,极化了家庭的组合,在以教育回报率为导向的中国劳动力市场上,高教育水平和低教育水平家庭的不同经济回报加剧了总体家庭收入不平等程度。

三、数据和分析方法

1. 数据

为了检验婚配中的正向选择是否存在,以及这种正向选择性是否影响了收入差距,本文使用一个全国范围内的劳动力市场调查数据,该数据来自中国收入分配研究院和中华人民共和国国家统计局,收集了中国家庭收入调查(CHIP)中的 1988 年、1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2008 年六个年份的数据信息。CHIP 调查包括三个子样本:城镇住户调查、农村住户调查和流动人口调查,涵盖不同类型的住户信息,由于农村住户家庭和流动人口家庭的信息相对不完善,且由于农村住户和流动人口相对都处于低端教育阶层,以教育层级划分衡量匹配不合理,因此,本文仅使用城镇住户调查。该数据调查采取了两阶段分层随机抽样方法,调查者在第一阶段先选择市和县,在第二阶段从所选的市和县中抽取调查家庭;以家庭为调查单位,包含了家庭中丈夫和妻子的年龄、教育、收入等个人特征信息,便于识别夫妻双方的匹配度及衡量正向选择对收入差距的影响。

CHIP 调查样本中每个家庭的成员包括户主自身、配偶、儿子、孙子女、父母、祖父母、其他亲属、非亲属 8 种身份,选取户主自身及其配偶作为实验样本。这里参照 Schwartz^[27]的做法和中国婚姻法的规定,选取的男性年龄为 22—60 岁,女性为 20—55 岁,目的是控制所选样本属于法定婚配年龄且属于工作年龄段人群。调查中的“收入”包括从事各种劳动报酬、任何形式的工资、奖金、补贴、承包收入、利息、股息及红利、租金、离退休后重新工作工资、离退休金收入、经营或拥有个体或私营企业所得,以及从工作单位得到的其他货币、实物(包括劳务)收入。此项收入调查较好地衡量了个人所得。调查数据中的“文化程度”一项记录了详细的教育水平等级分类。1988 年记录的教育水平是大学毕业或大学毕业以上、大专毕业、中专毕业、高中毕业、初中毕业、小学毕业、三年或三年以上小学学历、少于三年小学,1995 年和 1999 年记录的教育水平是大学或大学以上、大专、中专、中技或职高、高中、初中、小学、小学以下,2002 年、2007 年和 2008 年记录的是未上过学、扫盲班、小学、初中、高中(职高、中技)、中专、大专、大学、研究生,本文教育水平的分类正是基于此项文化程度的详细调查。由于 CHIP 是调查问卷数据,存在调查缺失项和登记错误项,因而剔除了调查数据中的文化程度缺失项、工资缺失项、家庭户主及配偶登记错乱的家庭及问卷中的错误项,最终得到的 1988—2008 年有效个体分别为 14138、10582、5648、10506、6684、6576,即分别为 7069、5291、2824、5253、3342、3288 对夫妻样本。

2. 分析方法

(1) 正向选择匹配。借鉴 Mare^[15]、Breen and Salazar^[14]和 Greenwood et al.^[10]的做法,即在婚配市场上以教育作为正向选择匹配的特征,将教育进行层次分类。结合 1988—2008 年 CHIP 数据库中教育程度的分类,并借鉴 Breen and Salazar^[14]和 Greenwood et al.^[10]的做法,将样本个体文化程度分为 4 类,分别为高中以下(HS-)、高中(HS)、高中以上大学以下(C-)、大学及以上(C),其中,高中以下

包含初中、小学、扫盲班和未上过学,高中包含高中自身及中技、中专和职高这些等同于高中学历类别,高中以上大学以下是指大专毕业,大学及以上包含了大学自身及研究生。需要说明的是,一般而言,大专及大学应该作为一个等级分类,研究生作为另一个等级分类,但根据 CHIP 调查数据中对文化程度度的记录,2002 年、2007 年和 2008 年区分了大学和研究生教育水平,但 1988 年、1995 年和 1999 年没有对大学和研究生水平做出区分,因此,只能将大学及以上视为同一等级学历,但鉴于大专与研究生教育水平的等级跨越度太大,如把三者归为一类颇不合理,因此,将大专,大学和研究生分成两类。根据分类等级,计算出家庭婚姻的教育正向选择匹配度。由于夫妻双方的教育等级都有 4 种可能性 (HS-, HS, C-, C), 4 种类型相互匹配下的家庭类型有 16 种: (HS-, HS-), (HS-, HS), (HS-, C-), (HS-, C), (HS, HS-), (HS, HS), (HS, C-), (HS, C), (C-, HS-), (C-, HS), (C-, C-), (C-, C), (C, HS-), (C, HS), (C, C-), (C, C)。这里定义夫妻双方处于同一教育层级为正向选择匹配类型,即 (HS-, HS-), (HS, HS), (C-, C-), (C, C), 将具有相同教育水平家庭占有所有家庭的比重视为正向选择匹配度。

(2) 收入不平等的衡量。衡量收入不平等的方法主要有洛伦兹曲线和不平等指数, 不平等指数又以基尼系数最为常用。计算基尼系数有多种方法^[28], 本文主要根据 Rao^[29]、Shorrocks^[30]、Greenwood et al.^[10] 构建总体家庭收入基尼系数, 以及教育分类层级下的不同教育层级间的家庭收入基尼系数。

总体家庭收入基尼系数是以单个家庭为基础, 将所有家庭按照收入从低到高进行排序, 依据其相应的累计收入占比画出洛伦兹曲线, 再计算相应的基尼系数。

教育分类情形下的不同教育层级间的家庭收入基尼系数构建如下: 假设样本中不同家庭类型 $i \in \{1, 2, \dots, m\}$ 处在收入分布的不同百分位上, 收入 $j \in J$ 表示收入部分所占比例。定义 f_{ij} 是位于收入 j 的百分位上的类型的家庭比例。定义 r_{ij} 是 (i, j) 的家庭组别的平均收入 y_{ij} 与家庭总体平均收入 y 之比, 在 j 百分位点的收入是 $s_j = \sum_i f_{ij} r_{ij}$ 。洛伦兹曲线是由以 X 轴的累积人口百分比 $p = \sum_j^p \sum_i f_{ij}$ 和 Y 轴的累积收入百分比 $l_p = \sum_j^p s_j$ 构成的趋势图。假定单位间隔被分解成 n 等份, 则 $j \in J = \left\{ \frac{1}{n}, \dots, 1 - \frac{1}{n}, 1 \right\}$ 。基尼系数相当于 $g = \sum_{p=1/n}^{1-1/n} [p l_{p+1/n} - (p+1/n) l_p]$ 。计算得到的基尼系数主要反映了分类后 $m \times J$ 个家庭组别的平均收入之间的收入不平等程度。由于本文是按照教育水平的匹配来进行家庭分类, 如果将每种教育匹配以及家庭收入分位数的每一种组合视为一个层级, 则本文中教育分类情形下的家庭层级间的基尼系数可以理解为不同阶层平均收入之间的不平等程度。

(3) 反事实实验下的随机匹配。在调查样本的家庭组合基础上, 本文通过反事实实验来考察剔除正向选择后收入差距将如何变动, 即通过反向对比来说明正向选择匹配作用对家庭收入不平等的影响。反事实实验主要通过家庭个体的随机匹配和教育分类层级下的家庭个体随机匹配来实现。

假定夫妻结合的匹配是随机而非选择性, 随机匹配对收入分布会产生什么影响呢? 进行该随机实验相当于把观察到的男女选择性匹配方式替换为夫妻结合的自由选择方式。M 代表匹配夫妻的集合, 该实验意味着将 $(i, j) \in M$ 的 $\{f_{ij}\}$ 替换为随机匹配集合, 这里将随机匹配集合定义为对于 $(i, j) \in M$ 的 $\{f_{ij}^*\}$ 。反事实洛伦兹曲线和基尼系数分别表示为 $LORENZ_p(\{f_{ij}^*\}, \{r_{ij}\})$ 和 $GINI(\{f_{ij}^*\}, \{r_{ij}\})$ 。

关于整体家庭的随机匹配。全部单位家庭随机匹配的实现是通过在现有家庭中将丈夫和妻子分离为丈夫组和妻子组, 再按照随机匹配原则组合成新的家庭, 计算出新家庭的总体基尼系数。

关于教育分类不同层级的随机匹配。教育分类不同层级的随机匹配与整体家庭的随机匹配不

同,整体家庭随机匹配在所有家庭中进行随机组合,而教育分类不同层级的随机匹配则将随机组合在以教育分级后的家庭中进行。这意味着随机匹配被用于标有教育层级的家庭间,不同教育层级家庭之间进行随机组合。这里的教育层级如前所述,分为高中以下($HS-$)、高中(HS)、高中以上大学以下($C-$)、大学及以上(C)4类,教育层级之间的随机匹配组成了16种类型。根据前文中基尼系数的算法,随机匹配的反事实实验的基尼系数 $GINI(\{f_{ij}^*\}, \{r_{ij}\})$ 与原始基尼系数 $GINI(\{f_{ij}\}, \{r_{ij}\})$ 的关键不同在于家庭收入分布的变化。

按照如下方法构建每一教育类型的随机匹配家庭收入分布。 $\{f_{ij}\}$ 是按照收入百分比的家庭分布,根据家庭的夫妻组合按照丈夫和妻子的教育程度予以划分,让集合 M_{E_H} 包含所有家庭中丈夫的教育水平指数,教育水平 $E_H \in \{HS-, HS, C-, C\}$ 。同样地,集合 M_{E_W} 包含了家庭中妻子的不同教育水平 E_W 。所有家庭的丈夫和妻子的混合教育水平集合为 $M_{E_H, E_W} = M_{E_H} \cap M_{E_W}$ 。 M 代表包含所有不同教育类型组合的家庭集合, $M = \cup_{E_H, E_W} (M_{E_H} \cap M_{E_W})$ 。以表1中的第一要素为例,其家庭组合是丈夫和妻子的教育水平都是 $HS-$, 1988年这种婚姻组合的概率是0.4008,即

$$\frac{\sum_{i \in M_{HS-, HS-}} \sum_{j=0.1}^1 f_{ij}^{1988}}{\sum_{i \in M} \sum_{j=0.1}^1 f_{ij}^{1988}} = 0.4008$$

把自由匹配加在这种婚姻组合上,这种婚姻匹配是随机组合的概率为0.3032。定义反事实实验在1988

年的分布为 f_{ij}^{*1988} , 得到 $\frac{\sum_{i \in M_{HS-, HS-}} \sum_{j=0.1}^1 f_{ij}^{*1988}}{\sum_{i \in M} \sum_{j=0.1}^1 f_{ij}^{*1988}} = 0.3032$ 。表1中的列表示的是所有家庭中某一教育类

型的丈夫和妻子的组合。表格中的每一个元素也是这种类型所有收入百分位的总和。 f_{ij} 表示的是类型 i 的家庭在收入 j 百分位点的占比。因此,列表中的元素是基于收入百分位点的累积加总。类型

($HS-, HS-$)的婚姻组合在随机匹配下发生的概率与实际发生的组合概率之比,即 $\frac{\sum_{i \in M_{HS-, HS-}} \sum_{j=0.1}^1 f_{ij}^{*1988}}{\sum_{i \in M_{HS-, HS-}} \sum_{j=0.1}^1 f_{ij}^{1988}} =$

$\frac{0.3032}{0.4008}$, 所以,类型为($HS-, HS-$)的婚姻组合在随机匹配下的数目减少了。假定这种减少均匀地发

生在每一收入百分位点 j 上。当实施自由随机匹配实验时 $f_{ij}^{*1988} = \frac{0.3032}{0.4008} f_{ij}^{1988}$, 对于 $i \in M_{HS-, HS-}$ 和所有的 j 。同样的操作运用在其他15种类型的匹配上。

四、实证结果分析

1. 教育同质性婚配趋势

根据前文定义,夫妻双方的教育水平处于同一层级被视为正向选择匹配类型,中国家庭婚配中教育正向选择匹配度如何呢?通过CHIP数据库1988—2008年的6个调查年份的家庭夫妻双方教育水平的组合概率显示夫妻双方的匹配度情况。

实验数据展示了调查样本中家庭夫妻不同教育水平的事实婚配比率和反事实随机匹配下的婚配概率(见表1)。表1中对角线数据为夫妻双方相同等级教育水平的婚配率,其他数据则是不同教育等级混合型婚配率。从对角线数据看,每一小格中前者的事实数据均大于后者的反事实随机匹配数据,也就是说,在夫妻双方同一教育等级的匹配度上,事实匹配比率大于反事实随机概率,如1988年,丈夫教育程度为高中以下($HS-$),其配偶教育程度为($HS-$)的概率是0.4008,但如果进行随机匹配,二者结合的概率为0.3032。调查样本的事实概率大于反事实随机匹配的概率反映了婚姻

家庭中存在婚配的正向选择性。按照中国的婚配观,一般认为男性比女性学历高且差距不太大被认为是合理匹配,表 1 中 1988 年的数据显示存在男高于女的跨级正向匹配情况,男女教育水平为(C, C-)、(C, HS)、(C, HS-)、(C-, HS)的 4 种匹配类型的事实匹配概率均高于随机匹配概率,说明存在男高于女的跨级匹配;2008 年在男高于女的跨级匹配类型中,只有(C, C-)类型的事实匹配概率高于随机匹配概率,说明男高于女的跨级匹配趋势在持续弱化。同时,1988 年男女教育水平相同等级的正向匹配概率之和为 0.5914,而男高于女的跨级匹配概率之和为 0.1140,2008 年这两个数据分别为 0.5584 和 0.0560。可见,事实数据表明教育水平相同的正向匹配模式占大部分比重,而男高于女的越级匹配模式不仅在时间趋势上有所弱化,而且占比低。因此,从两方面的比较看,实验样本的统计信息说明了家庭中存在教育的正向选择性匹配。

表 1 家庭夫妻双方教育匹配概率

年份	类型	HS-		HS		C-		C	
		(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
1988	HS-	0.4008	0.3032	0.0878	0.1560	0.0052	0.0214	0.0013	0.0145
	HS	0.1516	0.1938	0.1500	0.0997	0.0110	0.0137	0.0038	0.0093
	C-	0.0321	0.0547	0.0371	0.0281	0.0182	0.0039	0.0018	0.0026
	C	0.0279	0.0607	0.0402	0.0312	0.0088	0.0043	0.0224	0.0029
1995	HS-	0.2533	0.1600	0.0856	0.1367	0.0112	0.0397	0.0015	0.0152
	HS	0.1393	0.1634	0.1805	0.1396	0.0318	0.0405	0.0076	0.0155
	C-	0.0444	0.0832	0.0833	0.0711	0.0486	0.0206	0.0064	0.0079
	C	0.0181	0.0485	0.0393	0.0414	0.0214	0.0120	0.0278	0.0046
1999	HS-	0.2436	0.1474	0.0981	0.1415	0.0142	0.0525	0.0014	0.0159
	HS	0.1076	0.1344	0.1781	0.1290	0.0333	0.0479	0.0067	0.0145
	C-	0.0464	0.0858	0.0875	0.0823	0.0641	0.0305	0.0099	0.0093
	C	0.0149	0.0450	0.0322	0.0432	0.0354	0.0160	0.0266	0.0049
2002	HS-	0.2147	0.1246	0.0998	0.1356	0.0126	0.0517	0.0011	0.0164
	HS	0.1173	0.1346	0.1944	0.1464	0.0388	0.0558	0.0040	0.0177
	C-	0.0385	0.0788	0.0864	0.0858	0.0699	0.0327	0.0129	0.0104
	C	0.0091	0.0416	0.0326	0.0453	0.0362	0.0173	0.0318	0.0055
2007	HS-	0.1927	0.0916	0.0811	0.1135	0.0057	0.0480	0.0021	0.0285
	HS	0.1038	0.1165	0.2124	0.1444	0.0347	0.0611	0.0072	0.0362
	C-	0.0200	0.0615	0.0748	0.0762	0.0748	0.0323	0.0194	0.0191
	C	0.0087	0.0557	0.0347	0.0690	0.0554	0.0292	0.0724	0.0173
2008	HS-	0.1846	0.0827	0.0776	0.1099	0.0058	0.0482	0.0018	0.0290
	HS	0.0961	0.1090	0.2153	0.1448	0.0374	0.0635	0.0067	0.0383
	C-	0.0189	0.0606	0.0793	0.0805	0.0794	0.0353	0.0201	0.0213
	C	0.0070	0.0543	0.0350	0.0721	0.0560	0.0316	0.0791	0.0191

注:每一并列数值中(a)为样本中事实统计数据婚配概率,(b)为反事实随机婚配概率。

资料来源:作者计算。

为了进一步测量这种正向选择匹配度的趋势,本文借鉴 Greenwood et al.^[10]的方法,运用下式测算:

$$EDU_{my}^w = \alpha + \beta EDU_{my}^h + \sum_{t \in \tau} \gamma_t \times EDU_{my}^h \times YEAR_{ty} + \sum_{t \in \tau} \theta_t \times YEAR_{ty} + \varepsilon_{my} \quad (1)$$

其中, EDU_{my}^h 和 EDU_{my}^w 分别代表着丈夫和妻子在年份为 y 家庭为 m 的组合中的教育水平。变量 $YEAR_{ty}$ 是一个时间虚拟变量,当 $t=y$ 时, $YEAR_{ty}=1$; 当 $t \neq y$ 时, $YEAR_{ty}=0$, 这里的 $t \in \tau \equiv \{1995, 1999, 2002, 2007, 2008\}$ 。当 $y=1988$ 时,对所有的 t 值, $YEAR_{ty}=0$, 所以,系数 β 衡量的是基年(1988年)丈夫教育水平对妻子教育水平的影响。系数 γ_t 衡量的是相比较于基年,随着年份的变化,丈夫教育水平对妻子教育水平的影响。 γ_t 反映了随着时间的演变选择性匹配程度的变化。同时,回归中也包含了每年的固定效应 α 和 θ_t 。 θ_t 控制了在家庭中教育水平的长期增长。

表 2 显示了方程的回归结果。从回归结果看,系数 γ_t 统计上都通过 1% 的显著水平,且基于基期(1988年)的系数 γ_t , 1995—2008 年的正向选择性匹配系数分别是 0.4016、0.4250、0.4670、0.5926、0.6072,系数的变化显示了夫妻教育的正向选择匹配随年份呈快速上升趋势。

表 2 家庭中妻子教育水平受到丈夫教育水平及年份影响的回归结果

变量	系数	变量	系数	变量	系数
EDU^h	0.3498*** (0.0086)	$EDU^h \times YEAR_{2007}$	0.2428*** (0.0143)	$YEAR_{2002}$	0.0350 (0.0285)
$EDU^h \times YEAR_{1995}$	0.0518*** (0.0130)	$EDU^h \times YEAR_{2008}$	0.2574*** (0.0144)	$YEAR_{2007}$	-0.1482*** (0.0334)
$EDU^h \times YEAR_{1999}$	0.0752*** (0.0157)	$YEAR_{1995}$	0.0607** (0.0310)	$YEAR_{2008}$	-0.1608*** (0.0339)
$EDU^h \times YEAR_{2002}$	0.1172*** (0.0130)	$YEAR_{1999}$	0.0819** (0.0348)	常数项	0.8625*** (0.0174)
R ²	0.3499	样本数	27067		

注:括号内数值为稳健标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

资料来源:作者计算。

2. 正向选择匹配对总体家庭收入不平等的影响

已经证实了调查样本的家庭婚配中存在教育正向选择性,且教育正向选择匹配的趋势在 1988—2008 年的二十年间呈加强趋势,那么,正向选择性匹配如何影响收入不平等呢?这里通过总体家庭收入不平等和不同教育层级下的家庭间收入不等的变化来衡量。

关于总体家庭收入不平等。按照总体家庭收入不平等基尼系数的计算方法,以整体样本中的家庭为单位,计算 1988—2008 年 6 个调查年份的总体基尼系数。表 3 列出正向选择匹配下的总体家庭收入基尼系数,可见 1988—2008 年家庭收入差距一直在扩大,家庭基尼系数从 1988 年的 0.2008 上升至 2008 年的 0.3548。正向选择的婚姻匹配是日益增长的家庭收入差距的原因之一吗?针对这个问题,对整体样本进行反事实随机匹配试验来考察其影响。

表 3 正向选择下的总体家庭基尼系数

年份	1988	1995	1999	2002	2007	2008
基尼系数(正向选择)	0.2008	0.2529	0.2866	0.3036	0.3372	0.3548

资料来源:作者计算。

根据反事实实验随机匹配的实施条件,将所有家庭划分为男、女两个组,再进行无放回随机匹配,得到新的家庭匹配的组合,据此计算新家庭组合的总体基尼系数。这种无放回随机匹配操作进行 400 次,得到一个平均的基尼系数值,可以认为是对总体均值有效无偏的一个估计。

由表 4 可见,所有年份的反事实实验组的随机匹配下的家庭基尼系数均小于事实实验组的正向选择下的家庭基尼系数。1988 年的正向选择匹配下的基尼系数为 0.2008,进行随机匹配实验后,基尼系数从 0.2008 下降到 0.1779,下降了 11.4%。而且这种变化的幅度呈递增趋势,2008 年下降比例达到 15.2%,基尼系数从 0.3548 下降到 0.3010。这说明剔除正向选择匹配后,当男女双方进行随机匹配组合家庭时,总体家庭收入不平等程度将下降。需要指出的是,这里的事实实验组和反事实实验组的基尼系数之差衡量的是正向选择匹配的作用,不仅主要包含了教育的正向选择匹配,也可能包含其他如地域等的正向选择匹配。

表 4 正向选择和随机匹配的总家庭基尼系数对比

年份	1988	1995	1999	2002	2007	2008
基尼系数(正向选择)	0.2008	0.2529	0.2866	0.3036	0.3372	0.3548
基尼系数(控制地区)	0.1955	0.2393	0.2609	0.2793	0.3068	0.3170
基尼系数(随机匹配)	0.1779	0.2174	0.2433	0.2637	0.2886	0.3010
地域正向作用	0.0176	0.0219	0.0176	0.0156	0.0182	0.0160
教育正向作用	0.0053	0.0136	0.0257	0.0243	0.0304	0.0378

资料来源:作者计算。

地域相近个体的匹配可能性往往大于地域远的个体,为了衡量教育的正向选择作用,本文在完全随机匹配的基础上实施地域限制,即个体只能与自身所属城市内个体进行婚配,不得跨区域通婚。实施地域限制的随机匹配过程与上述完全随机匹配过程类似,在不同城市内进行随机匹配,随机匹配进行 400 次,得到平均家庭基尼系数值。从控制地区的随机匹配家庭基尼系数看,其数值大于完全随机匹配下的基尼系数,小于实际的家庭基尼系数,且三种基尼系数的变化趋势一致,逐年提高。控制地区的家庭基尼系数与完全随机匹配的家庭基尼系数之差衡量的是地域正向匹配的效应,该效应先增后减;实际家庭基尼系数与控制地区的家庭基尼系数之差是教育正向匹配所导致的收入不平等效应,该效应逐年增加,且与地域正向匹配效应相比,从弱到强,有力地证明了改革开放以来婚姻匹配模式的变迁,以及教育同质性婚配对家庭收入不平等的加剧作用。

3. 教育正向选择匹配对不同教育层级间家庭收入不平等的影响

通过计算按照教育水平分类的组间基尼系数,测算教育正向选择匹配对不同教育层级间家庭收入不平等的影响。①如前所述,将家庭分为 $(HS-, HS-)$ 等 16 种类型,计算出不同教育层级下的家庭组间的基尼系数。按照不同层级间基尼系数的算法,样本中不同家庭类型 $i \in \{1, 2, \dots, m\}$,处在收入分布的不同百分位 $j \in J$,这里的 i 有 16 种类型, j 按照十分位数来设定,那么,家庭 (i, j) 共有 160 个组别,即 160 个教育学历类型/家庭收入十分位数组别,每一个组别既包含了家庭的教育水平信息,又反映了收入水平的分布。每一个组别可被视为一个阶层,综合考量教育学历和个人收入能力的状况。不同教育层级间的家庭基尼系数反映了阶层间收入不平等的大小。②根据教育等级进行阶

层分组下的反事实实验操作,将家庭组按照教育随机匹配,计算随机匹配后的不同层级间家庭收入基尼系数。表5中列出了调查数据正向选择匹配的不同层级间的家庭基尼系数和反事实实验下随机匹配的不同层级间的家庭基尼系数。

基尼系数	1988	1995	1999	2002	2007	2008
正向选择	0.0363	0.0644	0.1228	0.1306	0.1446	0.1682
随机匹配	0.0354	0.0564	0.1075	0.1058	0.1273	0.1424

资料来源:作者计算。

通过表5的横向和纵向对比,可以观察到:①无论是正向选择匹配还是随机匹配,不同教育层级间的家庭收入不平等逐年增大。在正向选择匹配下,1988年的家庭基尼系数为0.0363,2008年增长到0.1682,上涨了近5倍;在随机选择匹配下,1988年的家庭基尼系数为0.0354,2008年增长到0.1424,上涨了近4倍。阶层间收入差距逐年增大的可能原因是,1988—2008年人力资本的教育回报率逐渐递增,不同教育层级的家庭收入因为人力资本的教育回报率的差异而被拉大。②在1988—2008年的每一个样本年份,正向选择匹配下层级间的家庭基尼系数都大于随机匹配下的家庭基尼系数,也就是说,如果剔除正向选择匹配,层级间的收入不平等在各个年份将均有所下降。1988年不同教育层级间的家庭基尼系数从正向选择匹配下的0.0363下降到随机匹配下的0.0354,下降了2.54%,2008年从0.1682下降到0.1424,不同教育层级间的家庭收入不平等程度急剧下降幅度达到18.12%。家庭基尼系数的显著变化说明了正向选择匹配拉大了不同教育层级间的收入差距。图1绘制了1988—2008年6个年份教育正向选择匹配及随机匹配下的不同教育层级的家庭收入不平等洛伦兹曲线图,从洛伦兹曲线与对角虚线的面积大小可以看出,不同教育层级间的家庭收入不平等趋势增强及教育正向选择匹配对不同教育层级间家庭收入不平等的加剧作用。

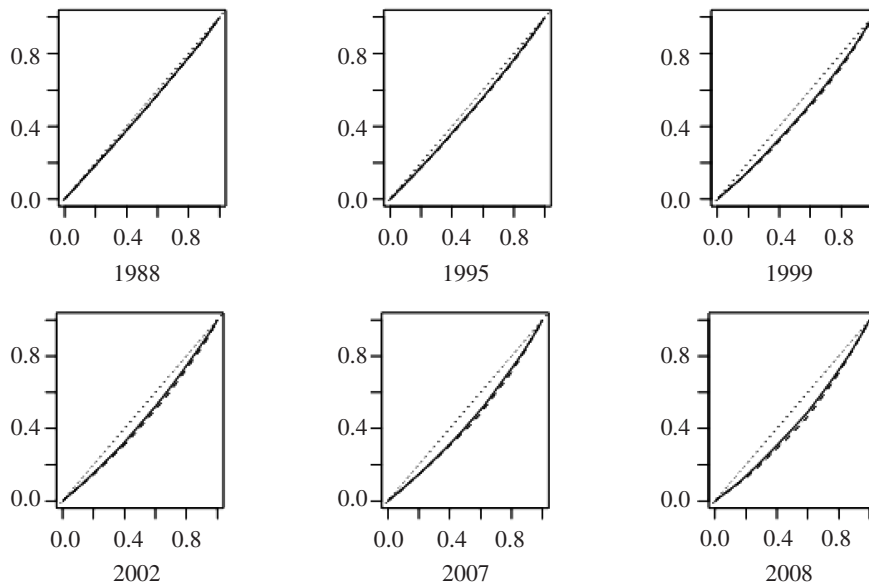


图1 1988—2008年教育正向选择匹配与随机匹配洛伦兹曲线

注:图中虚线为45度线,虚曲线为正向选择匹配下的洛伦兹曲线,实曲线为随机匹配下的洛伦兹曲线。
资料来源:作者绘制。

4. 稳健性检验

本文从两个方面对实证结果进行稳健性检验：①采用泰尔指数对家庭总体收入不平等程度和不同教育组间家庭收入不平等程度进行测算，检验本文构建基尼系数测算结论是否稳健；②对教育组别进行重新划分，检验教育分组方式是否会影响不同教育层级间家庭收入不平等的计算结果。

(1)泰尔指数。用基尼系数测算收入差距时，存在余项，易干扰其稳健性，而泰尔第二指数不存在余项，可以完全分解^[1]。为此，利用泰尔第二指数来检验家庭总体收入基尼系数和组间基尼系数的结论稳健性。

由表6可见，用泰尔指数来测算总体家庭收入的不平等程度的数值比基尼系数有所下降，控制地区的随机匹配和完全随机匹配的总家庭收入泰尔指数的变化趋势与表4中的变化趋势一致，教育的正向选择作用逐年增强，证实了结论的稳健性。

由表7可见，经过泰尔指数分解后，与基尼系数相比，组内占比大幅增加，组间占比大幅减少，但组间泰尔指数及其占比均逐年增强，趋势与基尼系数计算的结论一致，所以，用组间基尼系数或组间泰尔指数测算所得的结果支持不同教育层级间的家庭收入差距增加的结论。

表 6 总体家庭收入泰尔指数

年份	1988	1995	1999	2002	2007	2008
泰尔指数(正向选择)	0.0770	0.1067	0.1427	0.1558	0.1939	0.2131
泰尔指数(控制地区)	0.0706	0.0962	0.1184	0.1334	0.1583	0.1683
泰尔指数(随机匹配)	0.0630	0.0789	0.1044	0.1188	0.1454	0.1564
地域正向作用	0.0076	0.0173	0.0140	0.0146	0.0129	0.0119
教育正向作用	0.0064	0.0105	0.0243	0.0224	0.0356	0.0448

资料来源：作者计算。

表 7 不同教育层级下的家庭收入泰尔指数

泰尔指数	组内	组间	总体	组间占比(%)
1988	0.0693	0.002	0.0770	2.60
1995	0.0999	0.0067	0.1067	6.28
1999	0.1189	0.0238	0.1427	16.68
2002	0.1289	0.0269	0.1558	17.27
2007	0.1612	0.0327	0.1939	16.86
2008	0.1686	0.0445	0.2131	20.88

资料来源：作者计算。

(2)不同分类的教育层级。对于不同的层级划分，层级内的个体特征随之变化，层级间的差异也会相应变化。因此，不同的教育等级的划分可被用于验证教育正向选择匹配对不同教育层级间家庭收入不平等作用是否稳健。将家庭中丈夫和妻子的教育水平由4种类型重新划分为3种类型和5种类型来检验，具体做法是：3种类型是在4种类型的基础上将高中以上及大学以下与大学及以上合并，归为大学等同类型，因而划分的3种类型是高中以下、高中、大学等同类型；5种类型是在4种类型的基础上进一步将高中以下划分为初中和初中以下，因而划分的5种类型是初中以下、初中、高中、高中以上大学以下、大学及以上。

表8列出了3种教育类型下正向选择匹配和随机匹配的不同层级间家庭基尼系数。可以看出，

随机匹配下的基尼系数均小于正向选择匹配下的基尼系数,这与表4中的趋势一致,教育正向选择匹配作用加剧家庭收入不平等得到了验证。分为3种教育类型后,层级间的收入差距相比4种类型下的收入差距相应的缩小了。可以解释为,教育类型减少为3种,夫妻结合产生9种类型,相比于16种类型而言,层级范围更宽泛,因而组间的差距缩小。

表8 三种教育类型下的正向选择匹配和随机匹配的家庭基尼系数

基尼系数	1988	1995	1999	2002	2007	2008
正向选择	0.0345	0.0624	0.1188	0.1274	0.1352	0.1599
随机匹配	0.0340	0.0551	0.0986	0.1063	0.1028	0.1232

资料来源:作者计算。

表9列出了5种教育类型下正向选择匹配和随机匹配的层级基尼系数。可以看出,①随机匹配下的基尼系数均小于正向选择匹配下基尼系数,这与表5和表8的结果一致,证实了教育正向选择匹配对加剧家庭收入差距不平等作用的稳健性。②随着划分类型的增多,正向选择匹配和随机匹配下的两种层级间家庭基尼系数都增大了,划分类型增多,层级范围更小,组间差距扩大,与表8中划分类型减少所显示的趋势恰好相反,反映了不同教育层级间收入差距与划分教育层级的范围大小相关。值得注意的是,对于2007年和2008年,正向选择匹配和随机匹配下的家庭基尼系数相差不大,且2008年的家庭基尼系数没有在2007年基础上进一步增长,原因是随着划分类型的增多,没有最低类型和最高类型匹配的结合。从匹配数据观察到,2007年和2008年均不存在初中以下学历的男性和高中以上学历的女性相结合的家庭;同样地,一般认为的女高攀现象也并未出现,高中以上学历的男性和初中以下学历女性相结合的家庭也不存在。总的来看,3种和5种教育类型的划分证实了正向选择作用的稳健性,但也说明,对于家庭匹配的随机性试验而言,更细分的划分未必有利于试验,因为违背了现实,最高级教育水平与最低级教育水平相互匹配结合的家庭的可能性为0。

表9 五种教育类型下的正向选择和随机匹配的家庭基尼系数

基尼系数	1988	1995	1999	2002	2007	2008
正向选择	0.0607	0.0663	0.1224	0.1328	0.1605	0.1336
随机匹配	0.0556	0.0621	0.1139	0.1127	0.1603	0.1323

资料来源:作者计算。

五、结论及建议

在中国的婚姻市场上,以家庭社会经济地位为代表的先赋性特征的重要性不断下降,个人的自致性特征(教育等人力资本)成为重要的婚配因素。本文用CHIP1988—2008年的6次调查数据,检验婚配中的正向选择匹配观念的趋势性以及教育同质性婚配家庭收入差距的影响。测算发现,正向选择的婚配观不仅存在而且呈加强的趋势,1988—2008年教育正向选择性匹配程度指数从0.4016上升到0.6072。对于家庭总体收入差距,1988—2008年正向选择匹配的基尼系数分别为0.2008、0.2529、0.2866、0.3036、0.3372和0.3548,而反事实随机匹配下的基尼系数分别为

0.1779、0.2174、0.2433、0.2637、0.2886 和 0.3010,考虑空间因素后,随机匹配下的总体基尼系数分别为 0.1955、0.2393、0.2609、0.2793、0.3068 和 0.3170。反事实随机匹配下的总体家庭收入不平等基尼系数显著下降了,1988 年下降了 11.4%,2008 年下降比例达 15.2%;即便考虑空间因素后,1988 年和 2008 年也分别下降了 2.6%和 10.7%,教育的正向选择作用从 1988 年的 0.0053 逐期上升到 2008 年的 0.0378。同时,采用教育分级下的不同教育层级的家庭收入不平等来检验教育正向选择匹配作用,对于以教育分级的层级间收入差距,1988—2008 年正向选择匹配下的不同教育层级家庭基尼系数为 0.0363、0.0644、0.1228、0.1306、0.1446 和 0.1682,而随机选择匹配下的不同教育层级家庭基尼系数为 0.0354、0.0564、0.1075、0.1058、0.1273 和 0.1424。也就是说,进行反事实实验,在剔除了教育正向选择匹配的作用后,1988 年层级间收入差距下降 2.5%,2008 年阶层间收入差距显著下降 18%。总之,中国教育同质性婚配呈现加强趋势,这种教育同质性婚配不但加剧了中国家庭的总体收入不平等程度,而且加剧了不同教育层级间的家庭收入不平等程度。

教育同质性婚配匹配的出现是由于工业化进程下婚姻匹配标准发生质的变化、女性受教育水平随着教育的扩张而得到显著的提升,以及竞争劳动力市场下的高等教育回报率的增长三大因素促成的。这种婚配方式下的高等教育和高等教育、低等教育和低等教育的结合造成了极化家庭的增多,最高家庭收入和最低家庭收入存在显著差异,进而拉大了整体家庭收入差距和不同教育层级间的家庭收入差距。当然,也有不少学者^[32,33]认为,教育的正向选择性匹配可以让夫妻双方都得益于来自对方的帮助,教育正向选择下的相互促进作用使家庭中的夫妻双方成为更具潜力的人力资本,增加了个人创造财富的能力,家庭收入也就相应增加。

本文的研究证实了变化中的人口学行为——家庭的嫁娶行为这一紧密联系中国社会经济状态的社会因素对收入不平等的影响。教育同质性婚配与中国当前的工业化进程、教育获得性、劳动力回报等社会变化紧密相关。针对这种教育正向选择婚姻匹配引起的家庭收入不平等,本文提出以下建议:

(1)加强社会保障制度,进一步减弱个体收入对家庭背景的依附,倡导多元化的婚姻观。婚姻在某种程度上可被认为是个体为了应对各种生存风险,对个人安全和财产的一种保障行为。随着市场化进程的深化,面对一个高度不确定性的市场和高度分化的社会环境,加强社会保障制度,降低个人生存风险,个人得到普适教育,病有所医,老有所养,那么,家庭的成立将不单是以家庭背景的先赋性和个人经济条件来考量,将更多从个人生理和心理需求出发。提倡以真情实意、兴趣爱好、文艺特长为导向的婚恋观,促进匹配标准多元化的家庭组合,从而缩小家庭收入差距。

(2)对低等教育水平的家庭提供恰当技能培训,增强技能,增加收入。在当前中国的劳动力市场上,由于高等教育水平人力资本的高回报,同时随着高等教育的扩张,新的高等教育水平劳动力挤占低等教育水平劳动力,低教育水平的劳动者只能从事更低水平的职业。提供实用性、专业化的技能培训,让低教育水平的劳动者增强职业竞争力,增加职业收入,从而缩小与高等教育水平家庭的收入差距。

(3)采取措施促进公共服务均等化,可以有效降低家庭养育成本的投入,弱化婚姻正向选择匹配过程中的经济因素。高等教育人力资本的职业回报总体上高于低等教育人力资本的职业回报,政府通过贫困家庭补贴、福利性物品发放、申请贷款免息等多种方式对低收入家庭进行恰当补贴,缩小贫困家庭与富裕家庭的差距。

本文的研究是基于 CHIP 数据库,由于 CHIP 数据库对农村住户调查的局限性,农村家庭收入差距在此不能得以验证,这是本文的一个缺憾之处。在未来的研究中,找到更好的数据来测算正向

选择匹配的婚配方式对农村家庭收入差距的影响, 以及考察正向选择婚配方式对城乡收入差距的影响将是一个努力的方向。

[参考文献]

- [1]Gordon, R. J., and I. Dew-Becker. Controversies about the Rise of American Inequality: A Survey [R]. NBER Working Paper, 2008.
- [2]Bertrand, M., C. Goldin, and L. Katz. Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in Financial & Corporate Sectors[J]. *Applied Economics*, 2010,(2):228-255.
- [3]Duranton, G., and D. Puga. Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies[A]. Henderson, J. V., and J. f. Thisse. *Handbook of Urban & Regional Economics*[C]. Amsterdam:Elsevier, 2004.
- [4]Baum-Snow, N., and R. Pavan. Inequality & City Size[J]. *The Review of Economics & Statistics*, 2004,95(5): 1535-1548.
- [5]Acemoglu, D. Cross-country Inequality Trends[J]. *The Economic Journal*, 2003,113(485):121-149.
- [6]Moretti, E. Human Capital Externalities in Cities[A]. Henderson, J. V., and J. f. Thisse. *Handbook of Urban & Regional Economics*[C]. Amsterdam: North-Holland, 2004.
- [7]Glaeser, E. L., and D. C. Maré. Cities and Skills[J]. *Journal of Labor Economics*, 2001,19(2):316-342.
- [8]Lang, K., and J. Lehmann. Racial Discrimination in the Labor Market: Theory and Empirics [J]. *Journal of Economic Literature*, 2012,50(4):959-1006.
- [9]Esping-Andersen, G. Sociological Explanations of Changing Income Distributions [J]. *American Behavioral Scientist*, 2007,50(5),639-658.
- [10]Greenwood, J., N. Guner, G. Kocharkov, and C. Santos. Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality[J]. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 2014,104(5):3-5.
- [11]Koopmans, T. C., and M. Beckmann. Assignment Problems and the Location of Economic Activities[J]. *Econometrica*, 1957,25(1):53-76.
- [12]Shapley, L., and M. Shubik. The Assignment Game I: The Core [J]. *International Journal of Game Theory*, 1972,(1):111-130.
- [13]Becker, G. A Theory of Marriage: Part I[J]. *Journal of Political Economy*, 1973,81(4):813-846.
- [14]Breen, R., and L. Salazar. Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States[J]. *American Journal of Sociology*, 2011,117(3):808-843.
- [15]Mare, R. D. Five Decades of Educational Assortative Mating [J]. *American Sociological Review*, 1991,56(1): 15-32.
- [16]Breen, R., and S. H. Andersen. Educational Assortative Mating and Income Inequality in Denmark [J]. *Demography*, 2012,49(3):867-887.
- [17]Kremer, M. How Much Does Sorting Increase Inequality [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997,112(1):115-139.
- [18]Song,L. The Effect of the Cultural Revolution on Educational Homogamy in Urban China [J]. *Social Forces*, 2009,88(1):257-270.
- [19]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(季刊)*, 2014,(1): 31-50.
- [20]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):106-129.
- [21]Pagnini, D. L., and S. P. Morgan. Intermarriage and Social Distance among U.S. Immigrants at the Turn of the Century[J]. *American Journal of Sociology*, 1990, 96(2):405-432.
- [22]Choo,E., and A. Siow. Who Marries Whom and Why[J]. *Journal of Political Economy*, 2006,114(1):175-201.

- [23]Epstein, E., and R. Guttman. Mate Selection in Man: Evidence, Theory and Outcome [J]. *Social Biology*, 1984,31(4):243–278.
- [24]Firebaugh, G. *The New Geography of Global Income Inequality*[M]. MA: Harvard University Press, 2003.
- [25]Goldthorpe, J. H., and M. Jackson. *Education-based Meritocracy: The Barriers to Its Realization* [A]. A. Lareau, A., and D. Conley. *Social Class: How Does It Work*[C]. New York: Russell Sage Foundation, 2008.
- [26]Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song. Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988–2001[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(4):730–752.
- [27]Schwartz, C. Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses Earnings [J]. *American Journal of Sociology*, 2010,115(5):1524–1557.
- [28]徐宽. 基尼系数的研究文献在过去八十年是如何拓展的[J]. *经济学(季刊)*, 2003,(4):757–778.
- [29]Rao, V. M. Two Decompositions of Concentration Ratio [J]. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1969,132(3):418–425.
- [30]Shorrocks, A. F. Inequality Decomposition by Population Subgroup[J]. *Econometrica*, 1984,52(6):1369–1385.
- [31]万广华. 不平等的度量 and 分解[J]. *经济学(季刊)*, 2009,(1):347–368.
- [32]Huang, C., H. Li, P. W. Liu, and J. Zhang. Why Does Spousal Education Matter for Earnings? Assortative Mating and Cross-Productivity[J]. *Journal of Labor Economics*, 2009,27(4):633–652.
- [33]Lefgren, L., and F. McIntyre. The Relationship between Women’s Education and Marriage Outcomes [J]. *Journal of Labor Economics*, 2006,24(4):787–830.

Educational Homogamy Marriages and Households Income Inequality

PAN Li-qun¹, LI Jing^{1,2}, ZONG Jia-feng³

- (1. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
 2. Center for Macroeconomic Research, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
 3. Zhou Enlai School of Government, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Do the mating patterns impact on the inequality of households? Positive assortative mating provides a new perspective to analyze this phenomenon. Since the reform, under the process of industrialization, the mating pattern have changed from ascribed features to achieved characteristics, especially the educational homogamy marriages. With the popularization of primary education and modernization of higher education, educational homogamy marriage leads to Matthew by higher return in labor market. In this paper, we investigate the relationship between assortative mating and income inequality using the data of CHIP. Firstly, according to the educational level of the household head and his/her partner, data suggests there has been a rise in assortative matching from 1988 to 2008. Furthermore, assortative mating affects household income inequality with the fact that the Gini coefficient of assortative matching is higher than that of random matching. Additionally, if we set the educational level and income percentile of the household head and his/her partner as a certain stratification, the Gini coefficient of stratification also reveals assortative matching increase the gap of income during different stratification. It’s a good way to reduce the income inequality by giving career training support for the low educational families and advocating diversified marriage.

Key Words: positive assortative mating; educational homogamy marriages; income inequality

JEL Classification: I31 J00 R13

[责任编辑:章毅]