

市场化进程、教育同质性婚配与家庭收入差距^{*}

王文涛 曹丹丹

摘要:市场化进程中教育同质性婚配回潮的现象愈发凸显,为诠释现代化过程中家庭收入差距的演化规律提供了新的研究视角。本文基于2015年中国综合社会调查(CGSS)数据,采用再中心化影响函数回归方法(RIF),实证检验了市场化进程与教育同质性婚配影响家庭收入差距的理论假设。研究发现,教育同质性婚配在不同家庭间产生明显的“马太效应”,进而刺激家庭收入差距扩大,而市场化的提升有助于弱化教育同质性婚配对家庭收入差距的拉大效应。通过替换指标、更换样本、分组回归等稳健性检验,本文结论依然成立。因此,政策导向应着力于完善社会保障制度,并继续推进市场化建设。

关键词:市场化 教育同质性婚配 收入差距 再中心化影响函数回归

一、引言与文献综述

正在持续发酵的经济社会转型和变革重塑着整个社会的婚姻匹配关系。在市场化转轨的发展历程中,婚姻市场的匹配状态与模式不再仅仅局限为个人或家庭的生活质量问题,而是越来越成为窥视社会结构与社会流动的重要窗口。因此,基于婚配模式变迁视角重新审视中国家庭收入差距的形成机理,不仅有助于加深对居民收入差距演化过程的理解,而且能够为优化收入分配提供更为细致的微观证据与政策导向。

中国家庭的婚配模式伴随着市场化与现代化的发展经历了一个显著的变迁过程。婚姻匹配在本质上是个体为了获得家庭效用最大化而进行的理性化选择。现有的社会学文献通常将影响个人地位获得与成就的因素划分为以家庭背景为代表的“先赋性因素”和以受教育程度为代表的“自致性因素”,相应的婚姻匹配模式主要包括以先赋性因素为主的婚配模式与以自致性因素为主的婚配模式(Bertrand et al, 2015)。而且,婚配模式在不同的社会结构和发展阶段具有相异的表现形式。在中国传统文化中,以家庭阶层、家族地位的“门当户对”为特征的模式曾主导社会的婚姻匹配,家庭和家族普遍采用“包办制”与“家长制”的方式实现对子女择偶的控制。但是,随着市场化与工业化进程,婚配观念中的先赋性因素的权重逐渐降低,而自致性因素的重要性日益凸显,即婚配标准经历了由先赋性因素向自致性因素不断变迁的过程(齐亚强、牛建林, 2012)。特别地,婚姻市场参与者的性别教育结构发生显著变化是中国社会的一个新的特征化事实。伴随科教兴国战略与高校扩招政策的实施,中国高等教育的普及性不断提升,尤其为女性提供了更多的受教育机会,教育的性别差异逐渐缩小(宋健、范文婷, 2017)^①。随着高学历人口中女性所占比重的持续提高,女性的平均受教育程

^{*} 王文涛,中央财经大学会计学院,邮政编码:100081,电子邮箱:wwt_cufe@163.com;曹丹丹,西南大学教育学部,邮政编码:400715,电子邮箱:cdd302@163.com。本文受中国博士后科学基金第63批面上项目(一等)“中国式‘实业投资率下降之谜’:理论、实证与政策”(2018M630263)资助。感谢西南大学教育学部杨晓萍教授和罗生全教授的悉心指导。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

^①《中国人口普查资料》和《中国统计年鉴》数据显示,中国具有大专及以上学历受教育程度的人口中,男性所占的比重从1998年的62.8%递减到2017年的51.9%,而女性所占的比重由1998年的37.2%不断攀升至2017年的48.1%。

度不断提升,为教育的同质性婚配(即夫妻双方享有相同或相似的受教育程度)提供了重要的先决条件,加上教育在促进人力资本形成与提升社会经济地位方面的独特优势,教育同质性婚配逐渐成为近年来中国婚姻市场中的重要模式(李锋亮等,2016)。

随着婚配模式的变迁以及调查数据的发展,越来越多的学者开始从实证角度考察教育同质性婚配对收入差距的影响。然而,现有文献多以欧美发达国家为研究样本,并得到了较为矛盾的观点。早期研究中,DiNardo et al(1996)提出一种半参数化方法分析了教育机会的普及所带来的劳动力市场变化等因素对美国工资收入分布的影响。Kremer(1997)基于婚姻匹配动态模型的研究发现,20世纪40—90年代教育同质性婚配模式的强化并未显著影响美国家庭的收入不平等程度。但是,Fernández & Rogerson(2001)、Schwartz & Mare(2005)却得到了不同的结论,即教育同质性婚配现象的增加加剧了美国家庭的收入不平等程度。随后研究中,学者多采用反事实模拟分析法和收入不平等分解法研究教育婚配模式的变化对收入差距的影响。有学者指出,不管在美国(Breen & Salazar,2011)还是英国(Breen & Salazar,2010),家庭收入不平等的增长与女性教育获得及其婚配模式之间并不存在显著的相关关系。究其原因,随着高等教育的扩张与普及,低—低学历同类婚配的比例会不断下降,抵消了高一高学历婚配所带来的收入差距的扩大(Breen & Salazar,2011)。但是,Breen & Andersen(2012)基于丹麦家庭数据的考察发现,教育的普及造成了教育同质性婚配增加,并进而加剧了收入不平等的程度。在最新的研究中,Greenwood et al(2016)构建了一个包含婚姻、受教育程度和已婚女性劳动力参与的统一框架,弥补了常规的反事实分析法往往忽视家庭内部分工的缺陷。采用美国普查数据的研究发现,如果2005年的婚配模式是随机的,收入基尼系数会由观测到的0.43下降为0.34(Greenwood et al,2014)。存在相互矛盾的研究结论表明,教育同质性婚配对收入差距的影响会因研究对象不同而在不同国家存在差异(Eika et al,2014)。

相较而言,国内学者关于教育同质性婚配影响家庭收入差距的研究刚刚起步,相关的经验证据仍然是凤毛麟角(朱梦冰,2017)。潘丽群等(2015)利用中国家庭收入调查数据和反事实分析方法的研究发现,教育同质性婚配模式下的收入差距要明显大于随机婚配模式下的收入差距,且教育同质性婚配对家庭收入差距的扩大效应逐年递增。李代(2017)基于反事实分析和模糊置换检验的研究方法同样证实,教育同质性婚配会加剧家庭收入差距,即如果没有教育同质性婚配,中国2012年的工资性收入不平等程度将会下降5.1%~9.3%。此外,中国社会正经历由传统向现代快速变迁的过程,而市场化改革是这一进程中最为突出的特征之一。但是,鲜有文献专门探讨教育同质性婚配对家庭收入差距的影响,以及市场化进程在其中扮演的角色等问题。

本文采用2015年中国综合社会调查(CGSS)数据,实证检验市场化进程和教育同质性婚配对居民收入差距的作用机理。与已有文献相比,本文的增量贡献主要表现为:(1)基于市场化进程中的婚配模式变迁角度探索家庭收入差距的形成机理,为诠释现代化过程中家庭收入差距的演化规律提供新的研究视角,拓展了收入差距理论的研究范畴;(2)采用新近发展起来的再中心化影响函数回归方法,不仅能够更为稳健地反映解释变量对家庭收入分布的边际影响,而且能够有效弱化由遗漏变量等引起的内生性问题;(3)验证了市场化进程和教育同质性婚配对家庭收入差距的不同影响,为降低经济社会变迁背景下的收入差距找到了新的经验证据和决策依据。

二、理论机制与研究假设

(一)教育同质性婚配与家庭收入差距

婚姻匹配在现代社会中具有丰富的理论内涵。婚姻不仅仅代表男女双方的结合,更意味着夫妻双方家庭地位、社会资本等关系网络的交融与重构,并由此影响到宏观社会结构的演化。研究表明,无论在发达国家还是发展中国家,“随机婚配”假设并不符合婚姻市场运行的现实,人们在择偶过程

中往往倾向于选择与自身特征相同或相似的异性结合,即“同质性婚配”^①越来越成为婚姻行为中的主要模式(Gunaydin et al,2018)。与传统社会注重家庭背景的“门当户对”不同的是,现代社会的婚姻标准越来越以婚姻双方的个人能力与努力为主。其中,婚姻双方的教育匹配尤为为重要。因此,在现代化进程的推动下,婚姻观念发生了向以受教育程度为主要匹配标准的变迁。

教育同质性婚配指个体在择偶过程中倾向于选择与自己的受教育程度相同或相似的异性结合(Breen & Salazar,2011)。近年来,教育同质性婚配模式不断强化,成为中国婚姻行为中的显著特征之一。这种现象与趋势有其特殊的现实背景。其一,中国的家庭规模日益缩小,为家庭增加对子女特别是女孩的教育投资提供了条件。随着子女数量的减少,家庭配置给女孩的教育支出日益增加,从而提升女性的整体受教育程度。其二,高校扩招政策的实施增加了女性接受高等教育的机会,进一步收窄了教育的性别差异。随着高等教育进入大众化阶段,持续、大幅的教育资源扩张为女性带来更多的受教育机会,促使高等教育的性别平等化日益成为现实(张兆曙、陈奇,2013)。其三,科教兴国战略的施行加速了性别平等观念在全社会的传播,进而不断缩小男女的教育差异。在中国传统文化中,家庭的“门当户对”一直主导择偶规则。然而,随着国家对教育的重视以及促进男女平等化的努力,人们的择偶观和价值观出现明显改变,越来越多的人开始采用基于个体特征的婚配标准,尤其是以受教育程度为代表的人力资本因素在婚配中的重要性不断提升。

作为社会流动性与社会开放性的重要体现,教育同质性婚配具有影响家庭收入差距的内在机制,具体表现为以下几个方面:

首先,教育同质性婚配本身也是社会不平等自我复制与再生产的过程。婚姻在本质上是一种匹配行为,人们的婚配不仅是个人自由意志的体现,同时更受到社会结构与社会文化的影响。婚姻匹配在本质上也是社会结构进行自我复制、建构与重塑的过程(李煜,2011)。因此,婚姻市场中的婚配模式能够对社会结构的形成与延续产生实质性的影响。如果是随机匹配模式,即婚姻的缔造完全由当事人双方随机结合而成,那么,这样的婚配结果并不会对社会不平等产生显著的影响。但是,在同质性婚配模式下,男女双方倾向于选择与自己的特征相同或相似的异性,这会强化社会阶层的经济优势与劣势,并加剧各个社会阶层之间的分割程度。因此,教育同质性婚配会对不同教育层次的家庭产生明显的“马太效应”,进而加剧家庭的收入差距(潘丽群等,2015)。

其次,教育同质性婚配是“阶层内婚制”在现代化进程当中的维系与延续。“阶层内婚制”指的是人们通常遵循在与自己的阶层相同或相近的群体中选择配偶的习惯(张翼,2003)。“阶层内婚制”一方面激励来自上层阶层的个体倾向于在本阶层内婚配,另一方面歧视跨阶层婚配的“攀高枝”或“下嫁”行为。因此,“阶层内婚制”成了一种维持并加剧社会结构固化的婚配模式(李静等,2015)。随着现代社会对教育与人力资本重视程度的提高,教育的经济社会功能不断强化,越来越成为个人或家庭实现社会流动的重要途径(陈建伟,2015)。可以说,在现代社会中,个体受教育程度日益成为社会阶层的重要表征^②。因此,在教育同质性婚配模式驱动下,越来越多的个体在自己所属教育阶层的群体中选择婚配对象,并由此带来新的社会结构固化态势。

最后,教育回报率的升高扩大了不同教育层次间的收入差距。据测算,中国教育回报率高达10%~20%,并且增速要远远高于同期 OECD 国家的水平(Barro & Lee,2013;Awaworyi & Mishra,2014)。在教育存在“工资溢价”的情况下,理性的父母将增加对子女婚前的教育投资,以增强子女尤其是女儿在婚姻上的竞争力与吸引力。此外,高等教育资源供给的增加也不断提升女性的平

①李代(2017)区分了“同质性婚配”与“同质性婚姻”两个概念的差异:“同质性婚配”指的是一种“择偶机制”,而“同质性婚姻”指的是一种“择偶结果”;并非只有“同质性婚配”才能导致“同质性婚姻”,事实上,“择优婚配”也能通过竞争机制导致“同质性婚姻”的结果。但是,在现代社会“一夫一妻制”的情况下,实际上很难从结果中对这两种机制进行精确区分。因此,遵循现有文献的常规做法,本文并未对“同质性婚配”与“同质性婚姻”进行明确区分。

②现代化进程推进的一个显著特征在于逐渐打破传统的基于血缘或血统的“贵族式”社会阶层结构,而日益呈现出以经济实力或潜力作为新的阶层划分的标准。

均受教育程度,进一步提高了教育同质性婚配的概率。而且,教育回报率的递增趋势无形中导致不同教育层次间“分割”现象的出现,受到高等教育的女性“下嫁”的成本不断增加,这促使教育同质性婚配模式日益蔓延(朱梦冰,2017)。高等教育领域发生的“性别革命”深刻改变了女性在传统婚姻和家庭中的角色定位,高学历的女性匹配高学历的男性、婚后的女性不退出竞争性劳动力市场的现象屡见不鲜^①。因此,教育同质性婚配不断削弱社会的整体流动性与开放性,使家庭收入差距扩大。

基于此,本文提出第一个研究假说:

假说1:教育同质性婚配引起家庭收入差距扩大。

(二)市场化进程与家庭收入差距

中国社会正经历由传统向现代快速变迁的进程,而市场化改革是这一过程中最为突出的特征之一。尽管教育投资与婚姻选择主要是家庭层面的微观决策,但是,宏观经济社会属性规定了家庭决策所依赖的资源、观念与文化等要素,并最终影响到家庭的教育投资与婚姻匹配行为。因此,作为现阶段中国最显著的时代特征,市场化进程能够发挥影响婚姻匹配与收入分配的作用,具体表现为以下几个方面:

首先,市场化改革丰富了风险管理手段,稀释了婚姻的抗风险功能。在市场化进程相对滞后时期,人们应对不确定性的手段比较匮乏,此时的婚姻不仅仅意味着男女双方的结合,更兼具抵抗社会风险的机制与功能,成为社会欠发达过程中风险分担的次优选择。西方国家的现代化理论指出,教育同质性婚配模式随着现代化进程的推进呈现出“倒U”型的发展趋势,即当经济发展到一定程度之后,伴随社会财富的积累与社会保障制度的完善,个体通过婚姻维系社会经济地位的动机不断弱化(Smits et al,1998)。也就是说,市场机制的完善能够为人们提供包括金融保险、社会保障等在内的多样化的风险分散手段,削弱了通过婚姻构筑的抗风险机制。因此,婚姻的经济优势主要在贫困地区存在用武之地,而在市场化程度相对发达的地区并不存在显著的影响(雷晓燕等,2015)。

其次,市场化改革带来了择偶观念的变迁,有助于打破阶层内婚配所导致的社会结构固化现象。传统社会中“门当户对”择偶观念的盛行滋生了家长式和包办式的婚姻制度安排,不仅强调和鼓励阶层内婚配模式,而且对下层社会成员的“高攀”行为无形中设置了难以逾越的鸿沟,成为阶层代际传递和社会不平等再生产的主要机制(李煜,2011)。但是,与市场化改革加速推进相伴生的是社会流动性的不断提高,传统的择偶模式在快速变迁的市场化进程中越来越难以奏效。因此,传统择偶观念将在市场化潮流的冲击下日渐式微,这有助于打破阶层内婚姻的桎梏,并带来阶层间融合的不断崛起。

最后,市场化改革改变了家庭分工模式,弱化了对婚姻的经济功能的预期。在传统的“男主外、女主内”的家庭分工模式下,女性往往被限定在家庭事务之中,因此婚后的女性通常会直接退出劳动力市场,或从事即便退出劳动力市场也不会对人力资本产生过度负面影响的职业(Goldin & Katz, 2016)。但是,市场化改革同时也是市场化原则日益嵌入到经济社会活动中的过程,深刻改变了传统的婚姻匹配观念与家庭分工模式,女性的经济潜力不断被释放,越来越多的女性开始从事更具竞争性的工作,并获得不低于男性同行的经济回报(Bertrand et al,2010)。因此,受到良好教育的女性能够从劳动力市场中获取较高的收入回报,从而削弱了婚姻经济收益的重要性。

综上所述,市场化进程通过丰富家庭风险管理手段、促进择偶观念变迁、改变家庭分工模式等三个机制,弱化了教育同质性婚配对家庭收入差距的拉大效应。具体作用机制如图1所示。

据此,本文在假说1的基础上进一步提出:

假说2:市场化进程能够弱化教育同质性婚配对家庭收入差距的拉大效应。

^①美国国家统计局发布的一组关于世界各国劳动参与率的数据显示,中国的劳动力总量与劳动参与率双双位列全球第一。其中,中国女性的劳动参与率高达近70%,相比而言,同期美国女性的劳动参与率仅为58%,法国为50%,印度更是只有28%。引自腾讯财经网站, <https://finance.qq.com/a/20170708/026197.htm>。

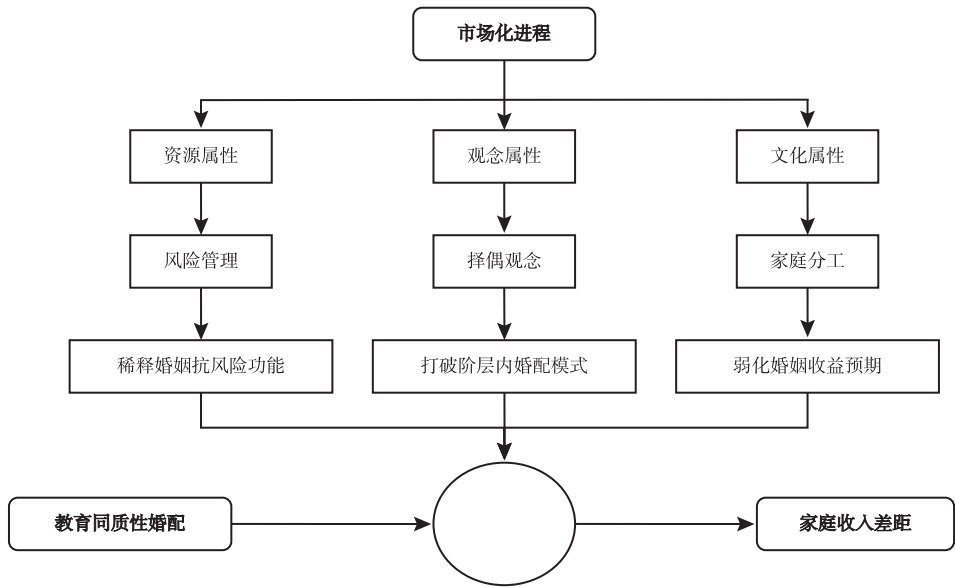


图1 市场化进程弱化教育同质性婚配对家庭收入差距拉大效应的作用机制

三、实证研究设计

(一)数据来源与样本筛选

本文所采用的实证数据来源于由中国人民大学中国调查与数据中心组织实施的中国综合社会调查(CGSS)2015年的数据。目前,CGSS数据已成为探讨家庭收入及收入差距等中国经济社会问题最权威的调查数据之一。

为了进一步剔除缺省值、无效值等对实证结果可能带来的干扰,本文依据以下的步骤对样本进行筛选:(1)剔除家庭收入、夫妻双方受教育程度存在缺失的样本;(2)保留男性年龄在22~60岁之间且女性年龄在20~55岁之间的样本^①。经过上述的筛选过程,本文最终得到的有效样本量为5015个家庭,覆盖除海南、西藏、新疆之外的28个省份。

(二)模型构建与变量设定

与传统的OLS回归相比,由Firpo et al(2018)提出的再中心化影响函数回归方法(RIF)的估计结果更加稳健,而且能够有效弱化由遗漏变量等引起的内生性问题。此外,RIF能够反映解释变量对被解释变量分布统计量(均值、方差、基尼系数等)的边际影响,在对群体收入分布的影响因素研究中具有其他方法无法比拟的优势(谢家智、王文涛,2016)。其中,基尼系数是度量收入差距最为常用的指标,其计算公式^②如下:

$$\nu^{Gini}(F_Y) = 1 - 2\mu^{-1}R(F_Y)$$

满足:

$$R(F_Y) = \int_0^1 GL(p; F_Y) dp$$

$$GL(p; F_Y) = \int_{-\infty}^{F^{-1}(p)} z dF_Y(z)$$

^①年龄划分的下限是中国的法定婚龄,上限是通常的退休年龄。这一条件保证了所选的样本都有资格进入婚姻和劳动力市场,从而弱化了外生的制度性因素的影响(李代,2017)。

^②参见 Firpo et al(2018)。

$$p = F_Y(y) \tag{1}$$

定义基尼系数的影响函数如下:

$$IF(y; \nu^{Gini}) = A_2(F_Y) + B_2(F_Y)y + C_2(y; F_Y)$$

满足:

$$A_2(F_Y) = 2\mu^{-1}R(F_Y)$$

$$B_2(F_Y) = 2\mu^{-2}R(F_Y)$$

$$C_2(y; F_Y) = -2\mu^{-1}[y[1 - p(y)] + GL(p(y); F_Y)] \tag{2}$$

在式(1)和式(2)的基础上可以得到基尼系数的再中心化影响函数为:

$$RIF(y; \nu^{Gini}) = 1 + B_2(F_Y)y + C_2(y; F_Y) \tag{3}$$

在式(1)~(3)中, ν^{Gini} 为收入分布 F_Y 所对应的基尼系数; μ 为总体收入的期望; GL 为广义洛伦兹曲线; R 为广义洛伦兹曲线在 $[0, 1]$ 上的积分; p 为收入分布 F_Y 对应的不高于收入水平 y 的累积人口比例; IF 为基尼系数 ν^{Gini} 所对应的影响函数; A_2 、 B_2 、 C_2 是通过广义洛伦兹曲线构造出的函数形式。

将家庭收入的基尼系数作为被解释变量,以教育同质性婚配等为解释变量进行 RIF 回归,可以找出影响居民收入差距的主要因素。因此,在 RIF 回归方法的框架下,本文借鉴 Breen & Andersen (2012)、李代(2017)等文献的做法,构建家庭收入差距基准模型如下:

$$Gini(Income) = \alpha + \beta_1 Edu + \beta X + \mu_j + \varepsilon \tag{4}$$

上式中, $Gini(Income)$ 为家庭人均收入对数的基尼系数, Edu 为教育同质性婚配, X 为一系列控制变量, μ_j 为省份虚拟变量。其中,遵循潘丽群等(2015)、李代(2017)等文献的做法,本文将教育层次划分为以下四种类型:高中以下(包括文盲、私塾、扫盲班、小学、初中)、高中(包括职业高中、普通高中、中专、技校)、大学(包括大学专科、大学本科)、研究生及以上。定义夫妻双方处于同一教育层次的为教育同质性婚配,即 Edu 赋值为 1,否则赋值为 0。通过回归得到教育同质性婚配(Edu)的估计系数 β_1 ,可以对本文的研究假说 1 进行验证。

为了验证本文的研究假说 2,即市场化进程能够弱化教育同质性婚配对家庭收入差距的拉大效应,本文在基准模型式(4)的基础上进一步引入市场化进程变量(Mar)以及教育同质性婚配与市场化进程的交叉项($Edu \cdot Mar$),从而得到:

$$Gini(Income) = \alpha + \beta_1 Edu + \beta_2 Mar + \beta_3 Edu \cdot Mar + \beta X + \mu_j + \varepsilon \tag{5}$$

其中,市场化程度(Mar)通过王小鲁等(2017)提出的“市场化指数”进行量化。此外,为了减弱异常值可能产生的计量偏差问题,本文将各地区 2008—2014 年市场化指数的平均值作为该地区市场化程度(Mar)的指标^①。如果本文的研究假说成立,即教育同质性婚配扩大家庭收入差距,而市场化进程有助于弱化这种拉大效应,那么,预期 β_1 将显著为正,而 β_3 为显著的负值。变量的具体设定与赋值方法如表 1 所示。

表 1 主要变量的设定与赋值方法

变量	符号	描述	赋值
家庭收入	<i>Income</i>	家庭人均收入的对数值	具体数值
教育同质性婚配	<i>Edu</i>	夫妻双方最高受教育程度比较	夫妻双方教育层次相同=1,否则=0

①需要指出的是,一方面,采用王小鲁等(2017)构建的“市场化指数”作为地区层面的市场化进程量化指标,在学术界具有较高的认可度;另一方面,由于本文使用的实证数据 CGSS 在发布过程中并未披露省级以下地址的有效信息,因此我们无法将样本与城市或区县进行匹配,进而难以构造出市级或县(区)级的市场化度量指标。

变量	符号	描述	赋值
市场化进程	<i>Mar</i>	2008—2014年市场化指数平均值	具体数值
房产数量	<i>Est</i>	您家现拥有几处房产?	具体数值
金融投资	<i>Fin</i>	您家是否从事金融投资活动?	是=1,否=0
户主年龄	<i>Age</i>	户主的年龄	2015—出生年份
社会信任	<i>Tru</i>	总的来说,您是否认为社会上绝大多数人都是可信任的?	非常不同意=1, ..., 非常同意=5
政治面貌	<i>Pol</i>	您目前的政治面貌是?	党员=1,非党员=0
宗教信仰	<i>Rel</i>	您是否有宗教信仰?	是=1,否=0
户主受教育程度	<i>Edu_h</i>	户主的最高受教育程度	没有受过任何教育=1, ..., 研究生及以上=13
户主职业	<i>Work</i>	户主是否有过非农工作经历	是=1,否=0
劳动分工	<i>Labor</i>	对“男人以事业为重,女人以家庭为重”的认可程度	完全不同意=1, ..., 完全同意=5
地区经济社会发展	<i>DLI</i>	2008—2014年地区发展与民生指数的平均值	具体数值

(三)描述性统计

表 2 汇总的是本文主要变量的描述性统计结果。家庭人均收入的对数值(*Income*)的平均值为 9.5346,但不同家庭之间存在明显的差异,其最小值为 0,而最大值达到 15.4159;平均而言,近 74.3%的家庭是教育同质性婚配模式,即夫妻的受教育程度相同,这说明现阶段中国的婚姻以教育同质性婚配模式为主导;各地区的市场化进程(*Mar*)存在显著差异,市场化程度最低的为 2.6871,而最高的市场化程度达到了 9.0271。

表 2 本文主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Income</i>	5015	9.5346	1.4353	0.0000	15.4159
<i>Edu</i>	5015	0.7426	0.4373	0.0000	1.0000
<i>Mar</i>	5015	6.3732	1.3847	2.6871	9.0271
<i>Est</i>	5015	1.1220	0.6027	0.0000	14.0000
<i>Fin</i>	5015	0.0923	0.2895	0.0000	1.0000
<i>Age</i>	5015	43.1121	9.2186	22.0000	62.0000
<i>Tru</i>	5015	3.4259	0.9738	1.0000	5.0000
<i>Pol</i>	5015	0.0875	0.2826	0.0000	1.0000
<i>Rel</i>	5015	0.1129	0.3165	0.0000	1.0000
<i>Edu_h</i>	5015	5.2044	2.9341	1.0000	13.0000
<i>Work</i>	5015	0.7396	0.4389	0.0000	1.0000
<i>Labor</i>	5015	3.3709	1.1750	1.0000	5.0000
<i>DLI</i>	5015	61.2487	9.3622	47.1617	86.9117

表 3 汇报的是各地区的人均收入对数值(*Income*)、教育同质性婚配(*Edu*)、市场化进程(*Mar*)的平均值。结果显示,上海的人均收入对数值最高,达到了 10.8405,而云南的人均收入水平最低。教育同质性婚配的家庭比例最高的地区为云南,受调查样本中有近 87.4%的家庭为教育同质性婚配模式;而湖南家庭的教育同质性婚配比例最低,仅有约 63.2%的家庭为教育同质性婚配模式。江苏享有最高的市场化程度(9.0271),而青海的市场化程度最低(2.6871)。

表3 本文核心变量平均值的区域差异

省份	<i>Income</i>	<i>Edu</i>	<i>Mar</i>	省份	<i>Income</i>	<i>Edu</i>	<i>Mar</i>
安徽	9.4609	0.8090	6.4629	江西	9.3994	0.7573	5.8557
北京	10.3973	0.6750	8.0214	辽宁	9.7466	0.7345	6.5971
福建	10.0911	0.6838	7.0986	内蒙古	9.4383	0.7174	4.9457
甘肃	9.1323	0.7264	3.6614	宁夏	8.8607	0.8305	4.3800
广东	10.1798	0.6987	8.1686	青海	9.1921	0.6786	2.6871
广西	8.7400	0.7143	5.8229	山东	9.6456	0.7404	7.2571
贵州	9.6861	0.8142	4.2529	山西	9.4824	0.7071	4.7343
河北	9.2396	0.6786	5.6014	陕西	9.3202	0.7797	4.8871
河南	9.1190	0.7652	6.3943	上海	10.8405	0.6645	8.7486
黑龙江	9.1477	0.7811	5.4514	四川	9.3408	0.8233	6.0500
湖北	9.4544	0.7212	6.1257	天津	10.0620	0.6571	7.8129
湖南	9.4438	0.6321	5.7600	云南	8.7049	0.8736	4.7500
吉林	9.4371	0.7830	5.9443	浙江	10.1646	0.7459	8.7186
江苏	9.8425	0.7040	9.0271	重庆	8.9232	0.8584	6.6057

四、实证结果与分析

(一)教育同质性婚配影响家庭收入差距的估计结果

本文采用 Firpo et al(2018)提出的再中心化影响函数回归方法(RIF),实证检验教育同质性婚配对家庭收入差距的影响。此外,为了进一步增强统计推断的效能,本文在回归过程中均进行 200 次 Bootstrap 重复抽样。表 4 是以基尼系数作为收入差距衡量指标的家庭收入差距模型的 RIF 估计结果。教育同质性婚配(*Edu*)的估计系数在所有模型中均为正,并都通过 1% 的显著性水平检验,这表明教育同质性婚配模式的盛行产生了“富者愈富、贫者愈贫”的“马太效应”,刺激了家庭收入差距的扩大,即验证了本文的假说 1。

控制变量中,金融投资(*Fin*)的估计系数均在 1% 的水平上显著为正,这说明家庭从事金融投资活动的差异影响到了家庭财富的积累速度,并由此带来了居民收入的异化(王文涛、谢家智,2017)。户主年龄(*Age*)的估计系数显著为正,显示出年龄是一个扩大家庭收入差距的因素。由于个体的年龄在一定程度上代表了个体参与劳动的“经验”(Jeong et al,2015),因此,这一结果表明现阶段中国劳动力市场中存在以经验优势代替学历劣势的现象。社会信任(*Tru*)与政治面貌(*Pol*)的估计系数均显著为负,说明培育社会的信任氛围以及拥有党员身份有利于缩减家庭之间的收入不平等程度。地区经济社会发展(*DLI*)的估计系数显著为负,显示出促进各地区经济社会高质量发展和民生改善有助于收窄家庭收入差距状况。

表4 教育同质性婚配影响家庭收入差距的估计结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
<i>Edu</i>	0.0091*** (2.85)	0.0092*** (2.86)	0.0095*** (3.01)	0.0092*** (3.00)	0.0091*** (2.66)	0.0091*** (2.64)	0.0093*** (2.86)	0.0095*** (2.84)
<i>Est</i>		0.0022 (1.04)	0.0014 (0.61)	0.0018 (0.82)	0.0018 (0.84)	0.0018 (0.75)	0.0019 (0.81)	0.0020 (0.78)
<i>Fin</i>			0.0122*** (2.72)	0.0138*** (3.20)	0.0137*** (3.49)	0.0136*** (2.87)	0.0135*** (3.22)	0.0136*** (3.10)
<i>Age</i>			0.0004** (2.33)	0.0004** (2.42)	0.0004** (2.51)	0.0004*** (2.77)	0.0004*** (2.68)	0.0004** (2.45)
<i>Tru</i>				-0.0037* (-1.87)	-0.0037** (-1.97)	-0.0037** (-1.97)	-0.0037** (-2.06)	-0.0037** (-2.35)

续表 4

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
<i>Pol</i>				-0.0097*** (-3.35)	-0.0095*** (-3.38)	-0.0096*** (-2.97)	-0.0096*** (-3.46)	-0.0089*** (-2.97)
<i>Rel</i>					0.0030 (0.58)	0.0029 (0.58)	0.0030 (0.60)	0.0025 (0.52)
<i>Edu_h</i>					0.0000 (0.06)	-0.0002 (-0.35)	-0.0000 (-0.02)	0.0005 (0.69)
<i>Work</i>						0.0042 (1.15)	0.0049 (1.30)	0.0067* (1.77)
<i>Labor</i>							0.0024* (1.77)	0.0025* (1.73)
<i>DLI</i>								-0.0005*** (-3.74)
<i>Cons</i>	0.0629*** (20.38)	0.0604*** (17.62)	0.0427*** (5.41)	0.0541*** (5.72)	0.0539*** (5.30)	0.0520*** (5.44)	0.0420*** (3.57)	0.0713*** (4.84)
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.0009	0.0009	0.0026	0.0040	0.0036	0.0037	0.0041	0.0058
F 统计量	3.37**	2.50***	3.62***	3.85***	3.03***	2.85***	2.88***	3.44***
样本量	5015	5015	5015	5015	5015	5015	5015	5015

注:***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为相应变量的 t 统计量,下同。

(二) 市场化进程的影响

为了对假说 2 进行验证,即市场化进程能够弱化教育同质性婚配对家庭收入差距的拉大效应,本文引入教育同质性婚配与市场化进程的交叉项(*Edu · Mar*),相应的 RIF 回归结果如表 5 所示。结果显示,教育同质性婚配(*Edu*)的估计系数依然显著为正,而教育同质性婚配与市场化进程的交叉项(*Edu · Mar*)的估计系数显著为负。这表明教育同质性婚配刺激了家庭收入差距的扩大,但市场化进程的提升有助于减弱教育同质性婚配对家庭收入差距的这种拉大效应,这证实了假说 2。为了进一步明晰市场化进程的作用机制,本文按照市场化指数的构成,将“市场化总指数”分解为“政府与市场的关系指数”“非国有经济的发展指数”“产品市场的发育程度指数”“要素市场的发育程度指数”“市场中介组织的发育和法律制度环境指数”等五个分指数,分别考察各个分项指数的影响,相应的估计结果分别汇总为如模型(10)~(14)所示。结果显示,教育同质性婚配(*Edu*)的估计系数在大部分模型中依然是显著的正值,而教育同质性婚配与市场化进程的交叉项(*Edu · Mar*)的估计系数在“政府与市场的关系指数”“非国有经济的发展指数”“产品市场的发育程度指数”三个分指数的结果中显著为负,而在“要素市场的发育程度指数”“市场中介组织的发育和法律制度环境指数”两个分指数的结果中不显著。这说明市场化进程改善教育同质性婚配扩大家庭收入差距主要依托于良好的政府与市场关系、快速的非国有经济发展、完善的产品市场发育。

表 5 市场化进程的影响的估计结果

变量	市场化总指数	市场化指数的各项分指数				
	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)
<i>Edu</i>	0.0503*** (3.08)	0.0519** (2.49)	0.0542*** (4.24)	0.0854** (2.47)	0.0043 (0.41)	0.0198*** (2.90)
<i>Mar</i>	0.0027 (0.92)	0.0024 (0.81)	0.0025 (1.54)	0.0027 (0.78)	0.0000 (0.02)	0.0017 (1.63)
<i>Edu · Mar</i>	-0.0063** (-2.48)	-0.0062** (-2.01)	-0.0065*** (-3.40)	-0.0095** (-2.20)	0.0010 (0.53)	-0.0019 (-1.62)

续表 5

变量	市场化总指数	市场化指数的各项分指数				
	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)
<i>Est</i>	0.0021 (0.89)	0.0021 (0.96)	0.0023 (1.04)	0.0017 (0.81)	0.0020 (0.88)	0.0020 (0.92)
<i>Fin</i>	0.0137*** (2.89)	0.0134*** (2.87)	0.0127*** (2.80)	0.0124*** (2.79)	0.0133*** (2.97)	0.0130*** (3.20)
<i>Age</i>	0.0004*** (2.65)	0.0004*** (2.64)	0.0004** (2.36)	0.0004*** (2.62)	0.0004** (2.28)	0.0004*** (2.37)
<i>Tru</i>	-0.0037* (-1.85)	-0.0037** (-2.10)	-0.0037** (-2.02)	-0.0038** (-2.24)	-0.0037* (-1.88)	-0.0037** (-1.98)
<i>Pol</i>	-0.0087*** (-2.94)	-0.0091*** (-3.10)	-0.0092*** (-3.01)	-0.0095*** (-3.13)	-0.0090*** (-3.07)	-0.0085*** (-3.05)
<i>Rel</i>	0.0020 (0.41)	0.0019 (0.41)	0.0022 (0.45)	0.0022 (0.44)	0.0028 (0.54)	0.0026 (0.51)
<i>Edu_h</i>	0.0005 (0.74)	0.0005 (0.83)	0.0004 (0.65)	0.0004 (0.66)	0.0005 (0.69)	0.0005 (0.78)
<i>Work</i>	0.0066* (1.73)	0.0067* (1.73)	0.0069* (1.66)	0.0069* (1.84)	0.0067* (1.74)	0.0066* (1.76)
<i>Labor</i>	0.0025 (1.61)	0.0025* (1.88)	0.0025 (1.65)	0.0025* (1.79)	0.0025 (1.63)	0.0025* (1.77)
<i>DLI</i>	-0.0005*** (-3.90)	-0.0005*** (-3.93)	-0.0005*** (-3.65)	-0.0005*** (-4.23)	-0.0005*** (-3.93)	-0.0005*** (-4.07)
<i>Cons</i>	0.0522** (2.31)	0.0540** (2.46)	0.0519*** (3.22)	0.0489 (1.63)	0.0717*** (4.37)	0.0628*** (4.50)
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.0070	0.0067	0.0091	0.0085	0.0055	0.0061
F 统计量	3.51***	3.40***	4.30***	4.07***	2.98***	3.19***
样本量	5015	5015	5015	5015	5015	5015

注:模型(9)~模型(14)中的市场化进程(*Mar*)的度量指标分别为“市场化总指数”“政府与市场的关系指数”“非国有经济的发展指数”“产品市场的发育程度指数”“要素市场的发育程度指数”“市场中介组织的发育和法律制度环境指数”。

(三) 稳健性检验

为了增强本文研究结论的可靠性,本文进行以下多种稳健性检验:

(1)在教育婚配模式的研究中,对受教育水平的划分标准是一个非常关键的问题(Wong,2003)。因此,借鉴 Hu & Qian(2015)的做法,本文通过以下两种方式对个体的教育层次进行重新划分:其一,将个体的最高受教育程度划分为三种,即高中以下(包括文盲、私塾、扫盲班、小学、初中)、高中(包括职业高中、普通高中、中专、技校)、大学及以上(包括大学专科、大学本科、研究生及以上);其二,将个体的最高受教育程度划分为六种,即小学及以下(包括文盲、私塾、扫盲班、小学)、初中、高中(包括职业高中、普通高中、中专、技校)、专科、本科、研究生及以上。分别定义夫妻双方处于同一教育层次的为教育同质性婚配,即将 *Edu* 赋值为 1,否则赋值为 0。

(2)在婚姻决策具有选择性这一事实前提下,未婚样本将不再是总体的随机性样本。因此,本文进一步加入未婚样本进行回归。

(3)考虑到家庭消费规模经济的存在,本文借鉴 Breen & Salazar(2011)、Breen & Andersen(2012)等文献的做法,采用等值折算因子对不同规模家庭的收入进行调整。

(4)为了控制地区信息化发展程度差异对婚姻匹配模式与家庭收入差距可能产生的内生性影响,本文采用国家统计局统计科研所信息化统计评价研究组(2011)提出的“信息化发展指数”作为区

域分组的依据。以信息化发展指数的中位数作为临界点,高于该临界值的省份划归为信息化程度高的区域,IDI赋值为1;反之则为信息化程度低的区域,IDI赋值为0。

(5)为了消除只使用单一年份数据可能产生的选择性偏误问题,本文采用中国综合社会调查(CGSS)2013年的数据重新进行估计。其中,样本筛选、变量设定、估计技术等与前文保持一致。

相应的稳健性检验结果汇总为如表6所示。结果显示,教育同质性婚配(*Edu*)的估计系数在所有模型中均显著为正,而教育同质性婚配与市场化进程的交叉项(*Edu · Mar*)的估计系数在所有模型中均为显著的负值。这表明教育同质性婚配存在“马太效应”,刺激了家庭收入差距的恶化,但市场化程度的提高有利于弱化这种扩大效应。也就是说,本文的研究结论是稳健的。

表6 稳健性检验的估计结果

组别	教育层次分为三种	教育层次分为六种	加入未婚样本	等值折算因子调整	控制信息化程度	使用2013年数据
变量	模型(15)	模型(16)	模型(17)	模型(18)	模型(19)	模型(20)
<i>Edu</i>	0.0403** (2.42)	0.0271* (1.87)	0.0739*** (3.37)	2.7337* (1.92)	0.0501*** (2.65)	0.0158** (2.17)
<i>Mar</i>	0.0013 (0.53)	0.0002 (0.08)	0.0056 (1.46)	0.3207 (1.52)	0.0031 (1.15)	0.0007 (0.59)
<i>Edu · Mar</i>	-0.0044* (-1.75)	-0.0037* (-1.66)	-0.0073** (-2.10)	-0.3851* (-1.79)	-0.0063** (-2.10)	-0.0022** (-2.17)
<i>Est</i>	0.0021 (0.82)	0.0021 (0.82)	0.0010 (0.29)	0.0982 (0.44)	0.0020 (0.96)	0.0064*** (3.28)
<i>Fin</i>	0.0138** (2.49)	0.0134** (2.43)	0.0129 (1.57)	0.5846 (1.22)	0.0138*** (3.17)	0.0164*** (5.52)
<i>Age</i>	0.0004*** (2.56)	0.0004*** (2.67)	-0.0024*** (-9.30)	0.0280* (1.93)	0.0004*** (2.57)	0.0002** (2.07)
<i>Tru</i>	-0.0037** (-2.36)	-0.0037** (-2.33)	-0.0012 (-0.52)	-0.4105*** (-3.00)	-0.0037** (-2.09)	0.0012 (1.54)
<i>Pol</i>	-0.0088 (-1.58)	-0.0096* (-1.74)	-0.0087 (-1.38)	-0.6500 (-1.36)	-0.0084*** (-3.07)	-0.0024 (-0.94)
<i>Rel</i>	0.0019 (0.39)	0.0025 (0.52)	-0.0056 (-1.01)	-0.0161 (-0.04)	0.0019 (0.40)	0.0023 (0.79)
<i>Edu₆</i>	0.0005 (0.76)	0.0005 (0.76)	0.0103*** (10.41)	0.0448 (0.87)	0.0005 (0.73)	0.0004 (1.12)
<i>Work</i>	0.0067* (1.75)	0.0065* (1.69)	-0.0694*** (-9.91)	0.6665** (2.00)	0.0065* (1.66)	-0.0171*** (-6.67)
<i>Labor</i>	0.0025* (1.86)	0.0024* (1.77)	-0.0031 (-1.53)	0.1798 (1.53)	0.0025* (1.79)	0.0015* (1.91)
<i>DLI</i>	-0.0005*** (-3.08)	-0.0005*** (-3.01)	-0.0003 (-0.65)	-0.0476*** (-3.14)	-0.0005*** (-3.82)	-0.0001 (-0.67)
<i>IDI</i>					-0.0028 (-0.73)	
<i>Cons</i>	0.0593*** (2.82)	0.0731*** (3.84)	0.1594*** (5.55)	1.4626 (0.81)	0.0514** (2.38)	0.0436*** (4.61)
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.0070	0.0050	0.0829	0.0040	0.0069	0.0233
F统计量	3.53***	2.81***	37.96***	2.43***	3.31***	10.06***
样本量	5015	5015	5724	5015	5015	5321

五、结束语

本文的研究结论对于理解家庭收入差距的演变具有丰富的参考价值。家庭收入差距的形成与演变应关注市场化进程中人们婚姻观念的转变,特别要注重市场化机制的完善。首先,完善社会保障制度。教育同质性婚配扩大家庭收入差距的内在机制在于,婚姻往往承担了应对外部风险、保障

经济安全的作用。因此,政府应该不断完善社会保障的体制机制,加强公共服务均等化建设,并着力促进教育的普惠性发展,降低家庭的生存风险与生活成本。其次,倡导多元婚姻观念。现代化进程中婚配观念的重塑需要文明新风的感化,一些不合时宜的传统婚配观念也要逐渐摒弃。学校应强化树立正确的个人、家庭发展观的教育,市场化进程中也要通过社会媒介积极传递、宣传这些价值观。最后,推进市场文化建设。建立在市场化机制基础上的文化属性有助于打破传统的家庭分工模式,对女性生产能力与创新能力的释放大有助益。因此,政府应从制度层面逐步消除劳动力市场中的性别歧视现象,建立并完善女性职工生育保险制度,切实保障女性的受教育权利和平等竞争的劳动权利。

参考文献:

- 陈建伟,2015:《教育的婚姻回报:“学得好”与“嫁得好”》,《上海财经大学学报》第6期。
- 国家统计局统计科研所信息化统计评价研究组,2011:《信息化发展指数优化研究报告》,《管理世界》第12期。
- 雷晓燕 许文健 赵耀辉,2015:《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1期。
- 李代,2017:《教育的同型婚姻与中国社会的家庭工资收入不平等:1996—2012》,《社会》第3期。
- 李锋亮 徐舜平 付新宇,2016:《匹配效应与溢出效应:基于夫妻教育匹配对收入影响的实证发现》,《教育与经济》第1期。
- 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。
- 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。
- 潘丽群 李静 踪家峰,2015:《教育同质性婚配与家庭收入不平等》,《中国工业经济》第8期。
- 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。
- 宋健 范文婷,2017:《高等教育对青年初婚的影响及性别差异》,《青年研究》第1期。
- 王小鲁等,2017:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
- 王文涛 谢家智,2017:《预期社会化、资产选择行为与家庭财产性收入》,《财经研究》第3期。
- 谢家智 王文涛,2016:《社会结构变迁、社会资本转换与农户收入差距》,《中国软科学》第10期。
- 张翼,2003:《中国阶层内婚制的延续》,《中国人口科学》第4期。
- 张兆曙 陈奇,2013:《高校扩招与高等教育机会的性别平等化——基于中国综合社会调查(CGSS2008)数据的实证分析》,《社会学研究》第2期。
- 朱梦冰,2017:《婚姻匹配问题研究进展》,《经济学动态》第6期。
- Awaworyi, S. & V. Mishra(2014), “Returns to education in China: A meta-analysis”, Monash University Working Paper, No. 41/14.
- Barro, R. J. & J. W. Lee(2013), “A new data set of educational attainment in the world, 1950—2010”, *Journal of Development Economics* 104(C):184—198.
- Bertrand, M. et al(2010), “Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors”, *American Economic Journal: Applied Economics* 2(3):228—255.
- Bertrand, M. et al(2015), “Gender identity and relative income within households”, *Quarterly Journal of Economics* 130(2):571—614.
- Breen, R. & L. Salazar(2010), “Has increased women’s educational attainment led to greater earnings inequality in the United Kingdom? A multivariate decomposition analysis”, *European Sociological Review* 26(2):143—157.
- Breen, R. & L. Salazar(2011), “Educational assortative mating and earnings inequality in the United States”, *American Journal of Sociology* 117(3):808—843.
- Breen, R. & S. H. Andersen(2012), “Educational assortative mating and income inequality in Denmark”, *Demography* 49(3):867—887.
- DiNardo, J. et al(1996), “Labor market institutions and the distribution of wages, 1973—1992: A semiparametric approach”, *Econometrica* 64(5):1001—1044.
- Eika, L. et al(2014), “Educational assortative mating and household income inequality”, NBER Working Paper, No. 20271.
- Fernández, R. & R. Rogerson(2001), “Sorting and long-run inequality”, *Quarterly Journal of Economics* 116(4):1305—1341.

- Firpo, S. P. et al (2018), "Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions", *Econometrics*, <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>.
- Goldin, C. & L. F. Katz(2016), "A most egalitarian profession: Pharmacy and the evolution of a family-friendly occupation", *Journal of Labor Economics* 34(3):705—746.
- Greenwood, J. et al(2014), "Marry your like: Assortative mating and income inequality", *American Economic Review* 104(5):348—353.
- Greenwood, J. et al(2016), "Technology and the changing family: A unified model of marriage, divorce, educational attainment, and married female labor-force participation", *American Economic Journal: Macroeconomics* 8(1):1—41.
- Gunaydin, G. et al(2018), "I have, therefore I love: Status quo preference in mate choice", *Personality and Social Psychology Bulletin* 44(4):589—600.
- Hu, A. & Z. Qian(2015), "Educational homogamy and earnings inequality of married couples: Urban China, 1988—2007", *Research in Social Stratification and Mobility* 40(C):1—15.
- Jeong, H. et al(2015), "The price of experience", *American Economic Review* 105(2):784—815.
- Kremer, M. (1997), "How much does sorting increase inequality?", *Quarterly Journal of Economics* 112(1):115—139.
- Schwartz, C. R. & R. D. Mare(2005), "Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003", *Demography* 42(4):621—646.
- Smits, J. et al(1998), "Educational homogamy in 65 countries: An explanation of differences in openness using country-level explanatory variables", *American Sociological Review* 63(2):264—285.
- Wong, L. Y. (2003), "Structural estimation of marriage models", *Journal of Labor Economics* 21(3):699—727.

Marketization Process, Educational Assortative Mating and Household Income Inequality

WANG Wentao¹ CAO Dandan²

(1. Central University of Finance and Economics, Beijing, China; 2. Southwest University, Chongqing, China)

Abstract: The resurgence of educational assortative mating in Chinese marriage market provides a new research perspective for interpreting the evolution of household income inequality in the process of modernization. Based on data from the 2015 Chinese General Social Survey and the recentered influence function regression approach, the influence of marketization process and educational assortative mating on household income inequality is examined. The results show that educational assortative mating has a significant "Matthew effect" among different families, which in turn leads to the widening of income inequality. However, the promotion of the marketization process tends to weaken the widening effect of educational assortative mating on income inequality. Different indices and samples as well as additional control variable are tried as robustness tests, the results of which indicate that the conclusions still hold. Therefore, the policy focus should be on improving the social security system and continuing to promote the marketization construction.

Keywords: Marketization; Educational Assortative Mating; Income Inequality; Recentered Influence Function Regression

(责任编辑:何伟)

(校对:孙志超)