

固化还是开放？

——中国学历婚姻匹配的变迁（1978—2018）*

王 杰 李姚军

提 要：婚姻匹配是观测社会结构开放性的重要指标之一。本文利用全国抽样调查数据分析了1978至2018年间我国学历婚姻匹配的变迁。对数线性模型结果显示：相对学历同质婚率呈“先升后降”的“倒U型”变化，1978至2010年间明显上升，2010年以来略有下降。近年来相对学历同质婚率的降低主要由高中与初中学历、初中与小学及以下学历婚配比率上升所致，而大专及以上学历与高中学历婚配比率变化较小。与此同时，女高男低的婚配比率近年来有所上升。学历同质婚率下降有利于消弭家庭间的文化差异，可以在一定程度上避免教育资源在家庭之间形成两极分化。

关键词：学历婚姻匹配 同质婚 社会变迁 社会公平

一、引 言

婚姻匹配不仅关系到人口再生产，而且揭示了社会经济地位的再生产与传递过程（李煜，2011；Schwartz，2013），故婚姻匹配的变迁是观测社会结构开放性的晴雨表。在婚姻匹配的变迁研究中，学者重点关注以下特征的匹配趋势：学历（石磊，2019）、职业（Schwartz et al.，2021）和收入（Shen，2021）。在工业化社会中，学历具有表征潜在经济地位和文化资源的双重功能，是影响择偶的重要因素，因而学历婚姻匹配是婚姻匹配研究的核心。

一般来说，个体倾向选择与自身社会经济地位、文化资源相似的配偶，故学历相同的个体更易缔结婚姻。虽然同质婚是学历婚配模式的主要组成部分，但受婚姻

* 本文初稿曾在“中国社会学会2020年学术年会”的“社会分层与流动”分论坛上进行过报告。感谢刘精明、许琪等与会者的评论与提问。感谢两位匿名评审专家及编辑部提出的宝贵建议。

市场、配偶选择等复杂因素影响,学历异质婚在任何时期均客观存在,构成了婚姻匹配模式的一体两面。与同质婚变迁相比,异质婚变迁能更清晰地揭示不同学历间相对距离与可渗透性的变化(齐亚强、牛建林,2012)。既往研究对我国学历同质婚变迁分析并未形成一致结论,且较少关注学历异质婚变迁,尤其缺少在学历获得性别差异缩小并逆转的背景下对“女高男低”型婚配模式的变迁分析。

二、文献综述

学历婚配的变迁包含绝对婚配流动率和相对婚配流动率的变迁,而后者能更好地表征社会结构开放性的变化。对我国相对同质婚率的研究,不同学者利用不同数据分析得出了不同结论。多数学者利用2000年全国人口普查数据分析发现,新中国成立以来相对同质婚率呈“V”型变化(李煜,2008; Han, 2010; Wang & Wong, 2017)。然而也有学者使用其他数据获得了截然相反的结论:齐亚强、牛建林(2012)使用中国综合社会调查(CGSS)2006的资料研究发现,从1950至2006年,学历同质婚呈上升趋势;史密斯和帕克(Smits & Park, 2009)利用中国1982年全国人口普查数据、1985/1987年生育调查和1997年中国健康与营养调查三个数据研究发现,相对同质婚率不断下降。最近,石磊(2019)使用1996年当代中国生命历程与社会变迁调查和7期CGSS数据研究发现:以不同年份间隔划分同期群的分析结果存在差异,以重要历史事件为间隔的分析发现相对同质婚率呈“V”型变化,而以5年为间隔分析发现呈“N”型变化。综上所述,学界对学历同质婚变迁趋势的分歧虽然可能源于数据源的差异,但更可能由初婚同期群划分方式不同所致。

与相对同质婚率的变迁相比,相对异质婚率的变迁不仅能更清晰地揭示不同学历间相对距离与可渗透性的变化,而且能从另一个侧面揭示学历同质婚变迁的原因,但关于学历异质婚变迁的研究相对较少。对跨相邻(跨一个)学历婚配的研究发现:从1950至2006年,以初中—高中为界,在学历梯度上端,跨学历层级婚配的可能性一直较高;而在学历梯度中下端,初中及以下与高中学历者婚配的可能性较低且随时间推移快速下降,与小学及以下学历者婚配的可能性则经历了先升后降的过程(齐亚强、牛建林,2012)。随后研究进一步发现:从1949至2015年,跨越两个学历层级婚配的可能性并未随着时代变迁发生显著改变,而跨越三个学历层级婚

配的可能性在改革开放后变得越来越低，与此同时，“男高女低”婚配模式未随时代变迁而变化（石磊，2019）。不同学历表征着不同的社会经济地位和文化资源，故个体的学历差距越大，婚配的可能性越低，因而跨相邻学历层级的婚姻比跨更多层级的婚姻更为常见，但过往研究并未对其近些年的变迁趋势做细致分析。

综上所述，尽管过往研究对我国学历婚配趋势的探索取得了丰硕成果，但仍有不足之处：（1）绝大多数研究的时间结点为2006年以前，忽视了近十多年中国社会变迁对婚姻匹配的影响，而近十多年来中国经济的快速发展、社会不平等程度的加剧（Xie & Zhou, 2014）、高等教育的扩招及教育领域性别比例的逆转（李春玲，2016）、初婚年龄的推迟（Yu & Xie, 2015）等诸多因素都会对学历婚配产生重要影响（Schwartz, 2013）；（2）缺乏近十多年跨相邻学历婚配变迁的细致研究，故无法获得不同学历群体间的社会距离与可渗透性变迁的清晰认知；（3）在我国学历获得性别差异缩小和逆转的背景下，缺少对女高男低型婚配的变迁分析。鉴于此，本文主要回答以下三个问题：第一，改革开放以来，学历同质婚呈怎样的变迁趋势？第二，公众平均受教育水平的大幅提升会导致不同学历群体间婚配可能性如何变化？第三，随着学历获得性别差异的缩小和逆转，传统的男高女低婚配倾向是否会随之变化，换言之，学历女高男低的婚配模式是否正逐渐成为更多青年男女的选择？

三、理论分析与研究假设

择偶行为主要受三种因素影响：（1）个体对伴侣特征的偏好，如伴侣的经济资源与文化资源；（2）双方所属社会群体（如家族、种族等）影响，又称“第三方群体”（Third Parties）；（3）婚姻市场的约束，如适婚群体的规模和地域分布等（Kalmijn, 1998；马磊等，2019）。随着工业化的发展，第三方群体的影响逐渐减弱，个体婚姻自主性不断提高，婚姻市场的空间限制逐渐弱化，公众平均学历的提升及学历获得性别差异的缩小和逆转成为影响学历婚姻匹配变迁的重要结构性力量。这些因素影响程度的变化共同形塑了我国学历婚姻匹配的变迁。

（一）学历同质婚的变迁分析

在同质婚变迁分析中，形成了两个彼此竞争的主要理论：地位固化论和社会开

放论 (Smits et al., 1998)。地位固化论认为:在现代社会的发展过程中,因职业结构及人才选拔规则的变迁,自致性因素(如学历、职业技能等)比先赋性因素(如家庭背景、种族等)在劳动力市场中的重要性不断上升,对婚姻市场中的择偶行为也会造成相似影响。工业化过程中,表征个体社会经济地位与文化资源的主要因素由先赋性因素转化为自致性因素 (Blau & Duncan, 1967; Treiman, 1970),导致自致性特征比先赋性特征在择偶的过程中变得越来越重要 (Ultee & Luijkx, 1990)。迈入工业化社会以来,个人更倾向于选择与自身社会经济地位、文化资源相似的伴侣 (Kalmijn, 1994)。学历具有表征自身潜在经济地位和文化资源的双重功能,因而学历相似的个体更易缔结婚姻。与此同时,社会经济的发展也削弱了父母对子女择偶行为的影响,个体婚姻自主性不断提高 (阎云翔, 2017)。此外,随着我国教育事业的发展,公民学历水平的提升,校园作为一种潜在的婚姻市场,适婚青年更有可能在校园中邂逅自己的伴侣,导致了学历同质婚的增加。

社会开放论认为,工业化所伴随的城市化、更广更快的地理流动、社会福利水平的提升、大众传媒的渗透以及社交圈的扩展,降低了父母对子女择偶的影响力,让自由恋爱的观念深入人心,增加了不同社会地位群体之间的交往,导致学历同质婚的降低。从农业社会向工业社会的转型中,家庭生活与工作场所的逐渐分离弱化了家庭的经济生产功能而提升了情感满足功能,尤其是女性大量进入劳动力市场以及女性社会地位的提高,使其更为看重婚姻的情感满足而非简单的经济功能。随着工业化的发展,爱情在婚姻缔结过程中扮演着越来越重要的角色 (Goode, 1963)。在中国传统社会,婚姻的主要功能是传宗接代,爱情不是缔结婚姻的重要基础 (费孝通, 2007)。但个体婚姻自主性的提高和改革开放后经济文化生活的繁荣,都为婚龄青年对爱情的向往与追求提供了日益充分的基础 (徐安琪, 1997; 阎云翔, 2017)。与此同时,教育扩招、大众传媒的渗透、城市化的推进以及地理流动的增加,弱化了阶层、宗教、种族之间的文化边界,减少了群体间的文化差异以及个体在择偶过程中对文化资源的倚重,扩展了潜在婚姻市场,增加了不同学历地位群体相互接触的机会,可能会降低学历同质婚的程度。

地位固化论与社会开放论均具有解释力,只是在不同时间和地域,两者的解释力有所不同,在工业化早期前者的解释力强于后者,而在工业化后期与之相反 (Smits et al., 1998)。关于我国的诸多研究表明:改革开放初期,学历同质婚快速上升,随后上升速度放缓并在 90 年代以后维持在一个较高水平 (李煜, 2008; Wang & Wong, 2017; 石磊, 2019)。这表明地位固化论对我国改革开放早期学历同质婚

变迁趋势可能具有更强的解释力。基于此,本文提出:

假设1:改革开放以来,学历婚姻匹配的同质性程度会呈上升趋势,且上升速度由快变慢。

(二) 跨学历层级婚配的变迁分析

同质婚与异质婚是婚配模式的一体两面,故同质婚与异质婚的强度变化互为因果,即同质婚程度的增强会导致异质婚程度的减弱,反之亦然。依据上述对改革开放以来同质婚程度增强的预期,由此推测学历异质婚会逐渐减弱。

然而,不同学历间婚配可能性会存在差异。依据地位固化论,随着工业化的发展,学历逐渐成为表征个体经济和文化资源的重要指标。不同学历群体在文化资源、经济潜力等方面的差异程度决定了他们之间的相对社会距离和婚配可能性的高低(齐亚强、牛建林,2012),因此学历层级越高,该学历群体的相对开放性、可渗透性越弱,跨越该学历婚配的可能性越低。此外,不仅学历婚配会影响社会不平等的程度,社会不平等的程度也会影响学历婚配。地位固化论与社会开放论,都忽视了社会不平等对择偶行为的重要影响。改革开放以来,中国收入不平等程度不断增加(Xie & Zhou, 2014),这不仅直接降低了不同学历间通婚的经济诱因并增加了不同学历间的文化障碍,而且间接增强了不同婚姻市场(如:居住、学习和工作区域)间的隔离程度,从而降低了跨不同学历婚配的可能性(Torche, 2010; Schwartz, 2013)。基于此,本文提出:

假设2:横向来看,学历差距越大,步入婚姻殿堂的可能性就越低;纵向来看,改革开放以来,跨相邻学历婚配可能性均会逐渐降低。

(三) “男高女低”和“女高男低”婚配的变迁分析

传统上,男性比女性有学历优势,且有男高女低的择偶偏好,导致了“男高女低”婚配模式的盛行,但随着女性教育水平的快速提升,学历获得的性别差异已逐渐缩小甚至产生了逆转,从而导致了“女高男低”的择偶偏好。2010年,在占全球人口86%的139个国家和地区中,25—29岁受过高等教育的女性比例已超过男性(Esteve et al., 2016)。随着女性教育水平和劳动参与率的逐渐增高,男性对女性市场劳动能力的偏好也逐渐凸显(Oppenheimer, 1997)。依据婚姻挤压理论,当学历获得性别差异出现逆转时,男性和女性都可能改变自己的择偶偏好,男性会更加关注女性的市场劳动能力,女性也会更加注重男性的家务劳动能力(Van Bavel et al.,

2018)。因此无论在市场劳动或在家务劳动中,“男女平等”的趋势会增强,甚至“女高男低”的择偶偏好也会逐步增加(De Hauw et al., 2017)。

改革开放以来,我国学历获得的性别差异也逐渐缩小甚至逆转。在普婚仍是我国婚姻特点的背景下(翟振武、刘雯莉,2020),女性学历的快速提升,导致了适婚青年中女方学历高于男方的比例逐渐增多。2009年以来,学历“女高男低”婚配模式的比例已超过“男高女低”的比例(王杰、李姚军,2021)。虽然学历获得的性别差异逐渐缩小甚至逆转,但劳动力市场中的性别收入差异仍在扩大(朱斌、徐良玉,2020)。在家庭劳动领域,“男主外、女主内”的传统性别角色观念仍在发挥作用,女性依然承担着比男性更多的家务劳动(佟新、刘爱玉,2015)。在此背景下,女高男低型婚配比例的增加可能主要受学历婚配机会结构的影响,而个体可能仍倾向选择学历相同或男高女低的婚姻模式。换言之,女高男低型婚配比例的增加,是婚姻市场中女性学历优势的反映,即越来越多的受过更高教育的女性找不到比自身学历更高或相似的配偶,从而选择了比自身学历低但其他条件(如:家庭背景、收入等)优越的配偶。本文提出:

假设3:改革开放以来,适婚青年仍倾向选择“男高女低”的婚配模式,而“女高男低”婚配比例增加更多受女性学历优势的结构性影响。

四、数据、变量与分析策略

(一) 数据

为增加样本量并涵盖更长的时间跨度,本文合并三项大型全国抽样调查数据:1996年的“当代中国生命历程与社会变迁调查”(Life History and Social Change, LHSC1996)、2005—2017年的“中国综合社会调查”(Chinese General Social Survey, CGSS)和2018年的“中国家庭追踪调查”(China Family Panel Studies, CFPS2018)。^①这三项调查对受访者的性别、婚姻状况、是否初婚、初婚年份、自身和配偶当前的最高学历均有收集。

^① LHSC、CGSS和CFPS的抽样框虽有差异,但将其合并使用具有一定的合理性:一是这三项数据都是具有公信力的全国抽样调查数据,每一项数据都可进行全国层次的推断统计;二是国内外学者也进行过类似的数据汇总分析(李路路等,2018)。

LHSC1996 由中国人民大学社会学系负责收集,共收集了 6090 份年龄为 20—69 岁的抽样样本。CGSS 由中国人民大学中国调查与数据中心负责执行,每期调查均采用多阶分层 PPS 抽样,抽取一位年龄为 18 岁以上的家庭成员作为访问对象。本文使用 CGSS2005—2017 的 9 期数据,共有样本 90679 个。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心实施,调查采用内隐分层、多阶段、多层次的 PPS 抽样。CFPS2018 为第五轮全国调查,因 CFPS 对 5 个省市进行了过度抽样,另外由于在追踪过程中有样本的退出与增加,故使用全国再抽样样本 24456 个。

本文的样本筛选条件:(1)为避免重复计算,CFPS 调查中每对夫妻仅作为一个单元列入分析样本;(2)为考察改革开放以来学历婚姻匹配的变迁,筛选出初婚年份在 1978 至 2018 年间的在婚样本;(3)因初婚者与再婚者所面临的潜在婚姻市场的差异,相比初婚者,再婚者更易形成学历异质婚(Hu & Qian, 2019),故剔除再婚者。最后剔除含变量缺失值的样本,剩余 61565 对夫妻样本。

(二) 变量

学历婚配模式。本文将夫妻学历划分为四类:大专及以上、高中/中专/技校、初中、小学及以下(包括私塾),分别编码为 1、2、3、4。据此,将学历婚姻匹配模式划分:(1)男高女低型,指妻子学历低于丈夫,占 30.7%;(2)女高男低型,指妻子学历高于丈夫,占 13.9%;(3)同质婚,夫妻学历相同,占 55.4%。

初婚期。本文将初婚年份划分为四个初婚同期群,分别为改革开放初期:1978—1991 年;社会主义市场经济体制的初建期:1992—2002 年;社会主义市场经济体制的逐渐完善期,细分两个时期:2003—2010 年、2011—2018 年。

(三) 分析策略

首先依据夫妻学历分四个初婚期建立 64 个单元格的婚配方形列联表,计算绝对婚配流动率。绝对婚配流动率受男女学历分布结构影响,为此本文使用列联表标准化分析和检验这一结构性影响,随后为了更好地控制这一影响,以便展现个体择偶偏好变化,本文使用对数线性模型,获得相对婚配流动率。为回答本文所关注的三个问题,我们使用以下五种对数线性模型:

1. 条件独立模型

$$\log F_{ijk} = \mu + \lambda_i^W + \lambda_j^H + \lambda_k^C + \lambda_{ik}^{WC} + \lambda_{jk}^{HC} \quad (1)$$

式(1)中,上标W、H、C分别表示妻子学历、丈夫学历以及初婚期,取值分别对应下标*i*、*j*、*k*。 F_{ijk} 表示*k*时期结婚的夫妻所在的婚配方形表中,妻子学历为*i*对应丈夫学历为*j*的期望频数。 μ 为平均效应参数, λ_i^W 、 λ_j^H 分别为行、列主效应, λ_k^C 、 λ_{ik}^{WC} 、 λ_{jk}^{HC} 分别为初婚期主效应及其与妻子学历、丈夫学历的交互效应。

2. 行列交互效应模型:

$$\log F_{ijk} = \mu + \lambda_i^W + \lambda_j^H + \lambda_k^C + \lambda_{ik}^{WC} + \lambda_{jk}^{HC} + \lambda_{ij}^{WH} \quad (2)$$

式(2)是在式(1)上加入了 λ_{ij}^{WH} , λ_{ij}^{WH} 表示夫妻学历的交互效应,即假定在控制了夫妻学历在不同初婚期的分布结构后,夫妻学历存在相关关系,但两者的相关性并不随初婚期的变化而变化。为进一步检验相对同质婚率在不同初婚期是否发生变化,本文引入统一差异模型(Uniform Difference Model)。

3. 统一差异模型:

$$\log F_{ijk} = \mu + \lambda_i^W + \lambda_j^H + \lambda_k^C + \lambda_{ik}^{WC} + \lambda_{jk}^{HC} + \lambda_{ij}^{WH} + \beta_k X_{ij} \quad (3)$$

式(3)中, X_{ij} 代表着夫妻学历存在普遍关联模式。 β_k 表示在不同初婚期夫妻学历的关联方向与强度,以最早初婚期(1978—1992)为参照组,若 β_k 值越大,则表明夫妻学历的关联程度越强。夫妻学历关联度的变化不仅包涵了相同学历婚配程度(局部相对同质婚率)的变化,而且包括了不同学历间婚配关联强度的变化,故反映了整体学历婚配相似性程度(整体相对同质婚率)的变迁趋势。^①

4. 跨层效应模型:

$$\log F_{ijk} = \mu + \mu_i^W + \mu_j^H + \mu_k^C + \mu_{ik}^{WC} + \mu_{jk}^{HC} + \mu_{ij}^{WH} + v_{ij}^{RC} \quad (4)$$

式(4)中, v_{ij}^{RC} 为跨层效应参数,反映跨学历婚配可能性随初婚期的变化而变化。不同学历间的社会距离是不同的,表现在两个方面:一是学历相差越大,彼此间的社会距离会越远,故婚配遭遇的障碍越大;二是跨越的绝对学历地位相同而相对学历地位不同,婚配可能性也会不同,比如,初中与小学及以下学历婚配可能性不等于大专及以上与高中学历婚配可能性,故跨层效应参数由式(4.1)表示。

$$v_{ij}^{RC} = \begin{cases} \sum_{\mu=j}^{i-1} v_{\mu} & \text{for } i > j \\ \sum_{\mu=i}^{j-1} v_{\mu} & \text{for } j > i \\ 0 & \text{for } j = i \end{cases} \quad (4.1)$$

① 整体相对同质婚率比局部相对同质婚率能更好表征社会结构开放性的变化,故本文所指相对同质婚率均指前者。

v_{ij}^{RC} 的值越大, 表明具有 j 学历的丈夫与具有 i 学历的妻子婚配可能性越高, 即学历 j 与 i 之间的社会经济距离更小, 彼此更易渗透。

为分析“男高女低”型和“女高男低”型婚配模式的变迁, 与式(3)和式(4)相似, 我们在式(2)上添加男高女低型婚配参数: λ_p^{PC} ($=1$, 如果 $i > j$, 否则为 0) 或女高男低型婚配参数: λ_y^{YC} ($=1$, 如果 $i < j$, 否则为 0)。

$$\log F_{ijk} = \mu + \mu_i^W + \mu_j^H + \mu_k^C + \mu_{ik}^{WC} + \mu_{jk}^{HC} + \mu_{ij}^{WH} + \lambda_p^{PC} (or \lambda_y^{YC}) \quad (5)$$

式(5)中, λ_p^{PC} 、 λ_y^{YC} 分别表示男高女低型和女高男低型婚配模式会随初婚期的变化而变化。

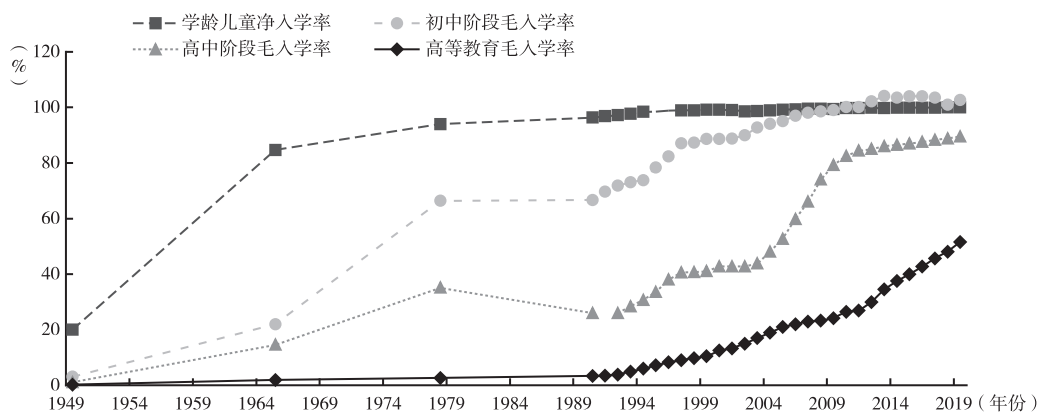
五、分析与结果

(一) 绝对婚配流动率的变迁

1. 不同学历婚配类型的变迁分析

表1内不同初婚期列联表的边际分布反映了夫妻学历结构的变化, 揭示了我国公民学历水平及其性别差异的深刻变化。一方面, 新中国成立以来各阶段学校入学率的快速提升(见图1), 极大地改善了夫妻的学历水平。如表1所示, 在1978—1991年, 小学及以下学历的丈夫与妻子所占比例分别为27%、42.9%, 而仅8.6%的丈夫和5%的妻子能够获得大专及以上学历; 到2011—2018年时, 小学及以下学历的丈夫与妻子所占比例减少到了7%左右, 超过39%的夫妻双方具有了大专及以上学历。另一方面, 改革开放之初丈夫之于妻子所拥有的结构性学历优势已逐渐消弭, 近年来甚至呈逆转迹象。1978—1991年, 具有大专及以上学历的丈夫比妻子高3.6个百分点; 而到2011—2018年时, 妻子高等教育获得的比例反而比丈夫高1.8个百分点。2015年全国1%人口抽样调查资料也显示: 越晚出生的世代学历越高, 且学历获得的性别差异逐渐缩小, 1989—1996年出生的人口中, 女性在高等教育获得上已超过男性0.8个百分点(见表2)。^①

^① 1980年的《中华人民共和国婚姻法》规定, 男女的法定婚龄分别为22岁和20岁, 由此以男性的法定婚龄为依据, 推算出四个初婚世代所大致对应的出生世代, 分别为: 1956—1969年、1970—1980年、1981—1988年和1989—1996年。



注：1990—2001 年的数据来源于《中国教育统计年鉴（2001）》，其他年份的数据来源于中国教育部公布的 2002—2019 年历年《全国教育事业统计公报》。

图 1 我国各阶段学校入学率的变迁趋势（1949—2019）

表 1 不同初婚期学历婚配的描述性统计分析：1978—2018（单元格百分比）

妻子的最高学历	丈夫的最高学历（%）				
	大专及以上	高中	初中	小学及以下	合计
1978—1991；					
大专及以上	3.3	1.2	.5	.0	5.0
高中	3.3	10.0	5.4	1.1	19.8
初中	1.6	7.9	17.7	5.1	32.2
小学及以下	.4	5.4	16.3	20.8	42.9
合计	8.6	24.6	39.9	27.0	100.0
N					(30523)
1992—2002；					
大专及以上	10.1	2.6	.8	.0	13.5
高中	4.7	8.8	4.6	.6	18.7
初中	1.8	7.7	22.8	4.9	37.2
小学及以下	.3	2.1	13.2	15.1	30.7
合计	16.9	21.2	41.3	20.6	100.0
N					(18354)
2003—2010；					
大专及以上	20.9	4.0	1.2	.2	26.3
高中	5.3	10.4	5.3	.5	21.4

续表

妻子的最高学历	丈夫的最高学历（%）				
	大专及以上学历	高中	初中	小学及以下	合计
初中	1. 6	8. 3	24. 4	3. 9	38. 2
小学及以下	. 3	1. 2	6. 6	6. 0	14. 1
合计	28. 1	23. 9	37. 4	10. 6	100. 0
N					(9250)
2011—2018：					
大专及以上学历	32. 6	6. 3	2. 2	. 4	41. 5
高中	5. 3	9. 7	6. 3	1. 1	22. 4
初中	1. 6	6. 5	18. 2	3. 2	29. 5
小学及以下	. 3	. 6	2. 9	2. 9	6. 6
合计	39. 7	23. 0	29. 6	7. 6	100. 0
N					(3438)

注：（1）数据来源：LHSC1996、CGSS2005—2017 和 CFPS2018；（2）括号内为各初婚期的样本量。

表 2 2015 年不同出生世代的男女学历获得百分比分布（%）

出生世代	小学及以下		初中		高中		大专及以上学历		合计
	男	女	男	女	男	女	男	女	
1956—1969	13. 3	20. 4	24. 7	20. 2	8. 6	6. 3	4. 1	2. 4	100. 0
1970—1980	7. 4	10. 4	26. 9	25. 1	9. 5	7. 6	7. 3	5. 9	100. 0
1981—1988	3. 3	4. 1	23. 4	23. 5	11. 5	9. 9	12. 3	12. 0	100. 0
1989—1996	1. 9	2. 0	18. 1	16. 2	12. 9	10. 7	18. 7	19. 5	100. 0

注：数据来源于《2015 年 1% 全国人口抽样调查资料》。

民众学历水平的提升和学历获得性别差异的逆转，导致了学历婚配的变迁。受学历提升的影响，学历同质婚逐渐上升，由 1978—1991 年的 51.7%，上升到 2011—2018 年的 63.4%。伴随着学历获得性别差异的逆转，男高女低型比例由 34.9% 降到 17.1%；而女高男低型比例由 13.3% 上升至 19.5%。因受学历梯度结构影响，学历顶端的女性无法形成男高女低的婚配模式，学历底端的女性无法形成女高男低型的婚配模式，故这两类婚配比例变化（尤其后者）主要受学历获得性别差异逆转的结构性影响。

2. 学历婚配机会结构的影响

我们使用迭代比例拟合算法（Iterative Proportional Fitting Algorithm），或称列联

表的标准化 (Deming & Stephan, 1940; Mosteller, 1968), 分析学历婚配机会结构的影响。列联表的标准化是在维持每个列联表的比率比结构不变 (相对婚配流动率) 的条件下, 获得边际分布完全一样的列联表。由此, 我们使用列联表的标准化将四个不同初婚期列联表的边际分布调整到与最早初婚期 (1978—1991 年) 的边际分布一致, 从而获得不同初婚期标准化的各类婚配类型比例。因此标准化的各类婚配类型比例的变化反映了维持各初婚期学历婚配机会结构不变后, 个人择偶偏好的变化, 而不同初婚期实际观测和标准化的各类婚配类型比例之间的差异大小则反映了学历婚配机会结构影响的强弱。

由图 2 可知: 三类学历婚配类型的观测比例与标准化比例的差异大小随着时代变迁逐渐扩大^①, 这表明学历婚配机会结构对绝对婚配流动率的影响逐步增强。具体而言, 男高女低型的观测比例逐渐下降, 而标准化比例基本“保持不变” (维持在 34% 左右); 女高男低型的观测比例逐渐上升, 而标准化比例“先降后升”; 同质婚的观测比例逐渐上升, 而标准化比例“先升后降”。观测比例与标准化比例呈不同演变趋势, 是婚配机会结构和择偶偏好对个体择偶行为产生差异化的影响所致 (Schwartz et al., 2021)。然而, 因 1978—1991 年的三类学历婚配的标准化比例包含了学历婚配机会结构与个体择偶偏好的共同影响, 故为更好地探究我国改革开放以来择偶偏好变化, 接下来我们使用对数线性模型来分析和检验相对婚配流动率的变迁。

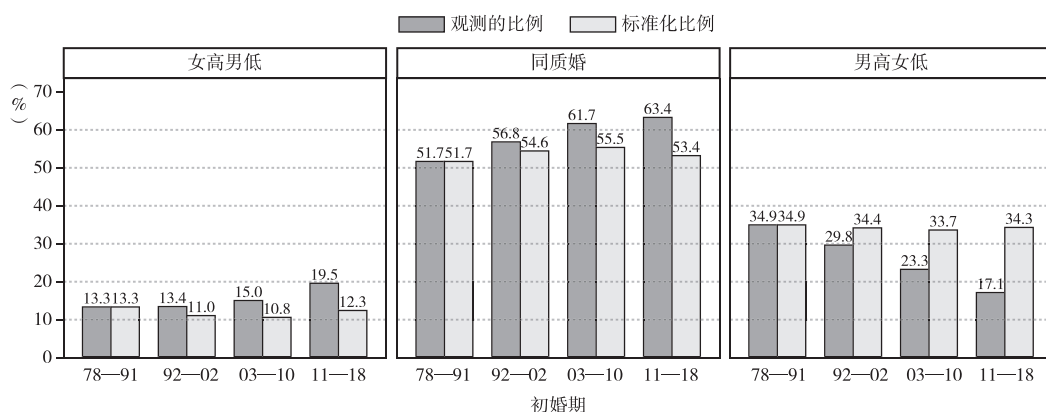


图 2 实际观测和标准化的婚配类型的变迁 (1978—2018)

① 似然比卡方检验显示, 随时代变迁, 学历同质婚、男高女低型和女高男低型婚配的观测比例和标准化比例差在各初婚期 (除 1978—1991 年外) 均存在显著差异 (p 值均小于 0.05)。

(二) 相对婚配流动率的变迁

表3展示了对数线性模型的拟合统计值。^①因分析样本量大,本文依据贝叶斯信息准则(BIC)对模型的拟合优度进行判断,模型的BIC值越小对数据的拟合度越高。^②模型2相比模型1对数据的拟合更好。与模型2相比,模型3对数据拟合更好,表明相对同质婚率在不同初婚期存在显著差异。模型4比模型2对数据的拟合有显著改善,说明跨学历婚配可能性(障碍)随初婚期的变迁而变化。模型5比模型2的拟合优度没有显著改善,表明传统的男高女低型的择偶偏好随初婚期的变迁并未发生显著变化,与既有研究一致(石磊,2019)。模型6比模型2拟合优度有显著改善,表明女高男低型的择偶偏好随初婚期的变迁而改变。为进一步探究相对同质婚率、跨相邻学历婚配比率和女高男低型婚配比率如何随时期变迁而变化,接下来我们分别对模型3、4和6的估计参数作进一步的分析。

表 3		对数线性模型的拟合统计值				
模型	简称	df	L^2	rL^2	BIC	p
1	[HC] [WC]	36	33934.3	—	33537.3	—
2	M1 + [WH]	27	284.1	99.2	-13.7	0.000
3	M2 + [$\beta_k X_{ij}$]	24	100.6	99.7	-164.1	0.000
4	M2 + [RC]	18	95.6	99.7	-102.9	0.000
5	M2 + [PC]	24	257.5	99.2	-7.2	0.000
6	M2 + [YC]	24	159.0	99.5	-105.7	0.000

注:(1)H表示丈夫的学历,W表示妻子的学历,C表示初婚期,R表示跨越参数,P表示男高女低型,Y表示女高男低型;(2) L^2 为模型的似然比卡方, rL^2 表示 L^2 减少的百分比;(3) $BIC = L^2 - [df * \ln(N)]$, $N = 61565$;(4)模型2的p值是模型2与模型1的 L^2 卡方检验的显著性水平,模型3、4、5和6的p值分别是模型3、4、5和6与模型2的 L^2 卡方检验的显著性水平;(5)数据来源:同表1。

1. 相对同质婚率的变迁

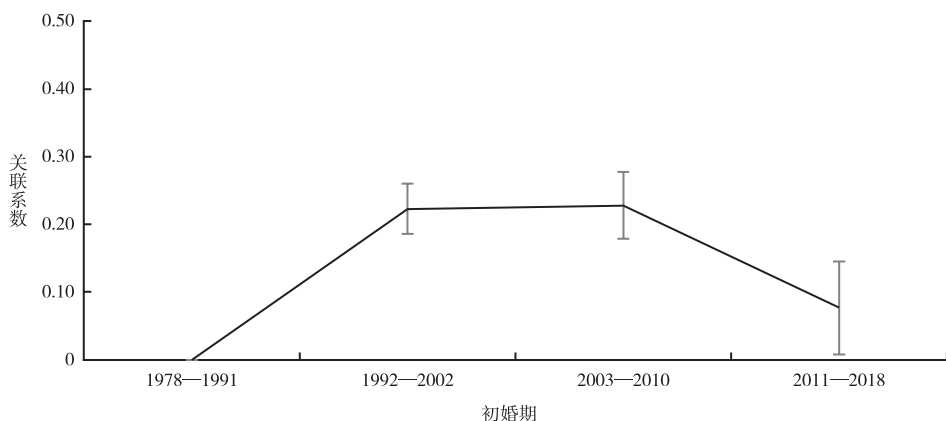
图3展示了模型3估计的夫妻学历的关联参数以及95%的置信区间。改革开放以来,相对同质婚率呈“先升后降”的“倒U型”变化,假设1部分获得支持。具体来说,从1978至2010年,学历同质婚不断上升,但上升的速度存在较大差异。1978至2002年间,学历同质婚快速上升(1992—2002年的关联系数为0.223),随后上升速度

① 因使用多期截面数据导致了样本的过度重叠,故各初婚期样本量差异较大,这可能会对模型选择产生偏误,借鉴既有研究(Ultee & Luijckx, 1990; Raymo & Xie, 2000),我们对各初婚期的样本量标准化为3000,调整后的总样本为12000,对此做了敏感性分析,分析结果与本文基本一致。

② 若BIC相差在0—2之间表示两个模型孰优孰劣的证据很弱,相差2—6表示有一定证据,相差6—10表示有较强证据,相差10以上表示有“很强”证据(Raftery, 1995)。

趋于平缓(2003—2010年的关联系数为0.228),与已有研究一致(石磊,2019)。

值得注意的是,近年来学历同质婚呈下降趋势(2011—2018年的关联系数为0.077),与已有研究不一致(石磊,2019)。这可能有三方面的原因。一是高等教育扩招所产生的文凭贬值,削弱了文凭的社会经济价值,从而降低了学历在择偶中的重要性;^①二是近年来国家经济快速发展、大众传媒的渗透、城市化的加速以及地理流动的加快,使青年人的婚恋择偶观发生了改变:学历不再是青年择偶的首要标准。陆峥、刘梦琴(2016)使用2010至2014年广州市青年发展调查数据显示:青年群体在择偶时更看重对方的道德品质、性格、感情和相貌。三是初婚年龄的推迟,扩大了毕业年龄与初婚年龄的间距,使适婚青年更倾向于在职场上寻觅配偶,因职场上群体的学历异质性较大,故降低了学历同质婚。夫妻学历婚配关联程度与家庭资源(社会资本、经济资本、文化资本)不平等之间存在正向关系(Bourdieu,1986),故近年来相对学历同质婚率的降低,有利于减少家庭间在教育资源方面的不平等程度。



数据来源:同表1。

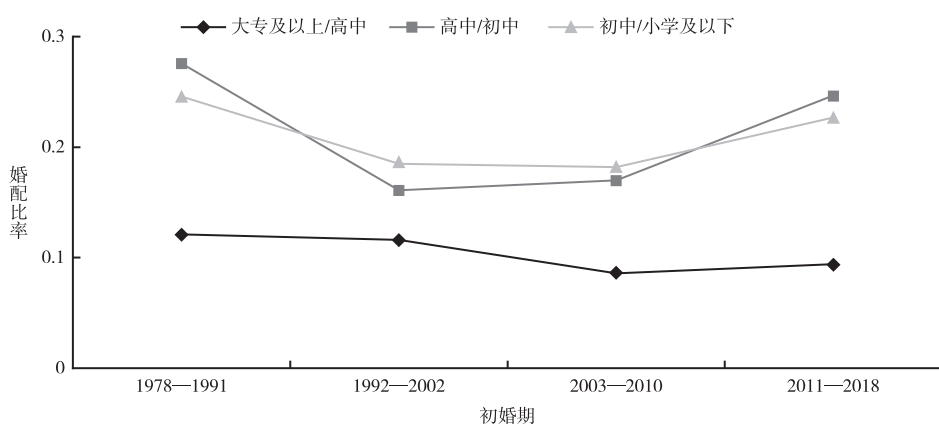
图3 夫妻学历匹配关联程度的变迁(1978—2018)

2. 跨相邻学历婚配比率的变迁

我们将模型4估计的跨相邻学历婚配的参数值(对数比率)转化为比率值

① 1999年以来,在大学扩招政策实施早期,由于高等教育毛入学率仍偏低,故大专及以上学历的人数仍偏少,因此这段时期对学历婚配的影响甚微。随着高等教育毛入学率不断提高,具有大专及以上学历的人数急剧增加,教育的收益率增长放缓甚至在2007年以后呈下降趋势(李实、张钰丹,2020),从而对学历同质婚产生了更大的削弱作用。与此同时,婚龄的推迟也在一定程度上延缓了高等教育扩招对学历婚配的影响。

(odds), 以便更好地解释跨相邻学历婚配可能性的变迁 (见图 4)。^① 在 1978—1991 年, 大专及以上与高中、高中与初中、初中与小学及以下学历群体婚配可能性分别是同质婚的 12.1%、27.6%、24.6%, 此后三类跨相邻学历婚配比率呈“先降后升”的变迁趋势。与其他两类跨相邻学历婚配相比, 大专及以上与高中学历婚配比率不仅较低, 而且变迁幅度较小, 假设 2 部分获得支持。改革开放后, 市场经济对高学历人才的需求提高了高学历的经济回报率, 也加大了不同学历间的社会经济距离, 是造成这段时期上述现象产生的主要原因。



数据来源: 同表 1。

图 4 跨相邻学历婚配比率的变迁 (1978—2018)

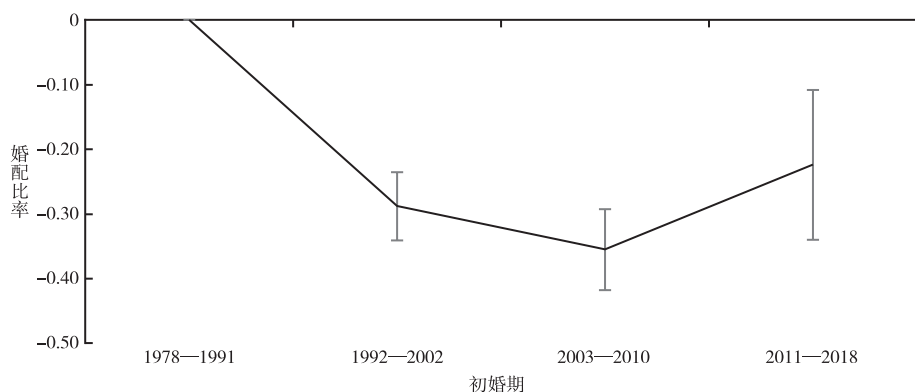
2010 年以来, 与同质婚相比, 三类跨相邻学历婚配可能性增加, 但高中与初中、初中和小学及以下学历婚配可能性上升幅度更大。具体而言, 从 2003 到 2018 年, 大专及以上与高中学历婚配的比率由同质婚的 8.6% 上升到 9.4%, 增长了 0.8 个百分点, 高中与初中、初中与小学及以下学历婚配比率分别增加了 7.7 个百分点、4.5 个百分点。2000 年以来, 我国各级教育取得了长足的发展, 平均受教育年限得到了大幅提升, 因而降低了不同学历持有者之间的社会经济距离, 提高了其结婚的可能性。从 2003 至 2018 年来看, 大专及以上与高中学历的婚配比率的升速慢于其他两类, 可能有两个方面的原因: 一是与其他学历的群体相比, 大学校园作为一种

① 因模型 4 包含了丈夫学历与妻子学历的交互项 (HW), 故模型 4 产生的参照组初婚期 (1978—1991 年) 的跨相邻学历婚配的比率不能产生好解释系数, 因而本文采用修正模型, 即使用同质婚参数替换夫妻学历的交互参数 (HW), 估计参照组的跨相邻学历婚配比率, 不同初婚期跨相邻学历婚配比率的变化参数仍由模型 4 估计, 然后添加到参照组中 (Schwartz & Mare, 2005)。

潜在的婚姻市场,适婚青年更有可能在大学校园中邂逅自己的伴侣(Ford, 2020);二是大专及以上学历作为经济资源价值在择偶过程中虽有降低,但作为文化资源的价值仍然发挥着作用,因此大专及以上学历群体更易形成同质婚,这在一定程度上抵消了文凭贬值对高等教育群体同质婚的削弱作用。

3. 女高男低型婚配比率的变迁

图5展示了模型6估计的女高男低型婚配比率以及95%的置信区间:1978至2010,女高男低型婚配比率逐步下降,而2010年以来有所上升。与1978—1991年相比,1992—2002年、2003—2010年与2003—2018年女高男低型婚配比率分别降低了28.8%、35.5%和22.4%。因而女高男低型婚配比例的逐渐上升主要受女性学历快速提升和学历获得性别差异逆转的影响,而控制这一影响后,女高男低型婚配可能性先呈下降势态,尔后在2010年后略有上升,这与前文列联表的标准分析结果一致。



数据来源:同表1。

图5 女高男低型婚配比率的变迁(1978—2018)

1978至2010年,女高男低型婚配比率的下降,可能与劳务市场中的性别不平等上升有关。改革开放以来,虽学历获得性别差异逐渐缩小,但劳动力市场中的性别收入差距仍不断扩大;在家庭劳动领域,女性依然承担比男性更多的家务劳动。女性在劳动力市场中所遭遇的弱势地位,以及在面临生育和家庭责任压力的情况下,更易退出劳动力市场(於嘉,2019)。在此背景下,男高女低型比女高男低型婚配产生更大的婚姻收益,故女高男低型婚配比率不断降低,而同质婚不断上升,男高女低型婚配仍受欢迎而得以维持。近些年女高男低型婚配比率增加,可能由高等教育性别关系逆转、文凭贬值、择偶文化变迁和人口结构变化共同作用所致,其中高

等教育性别关系逆转导致的婚姻市场供求关系变化是最重要的原因。对欧洲 28 个国家的研究发现：高等教育性别关系逆转致使更高学历的女性更倾向于选择女高男低的婚配模式（De Hauw et al., 2017）。综上，女高男低型婚配比率的变迁可能是宏观因素共同作用的结果。^①

六、结论与讨论

本文使用三项全国抽样调查数据全面系统地分析了改革开放以来年我国不同学历婚姻匹配类型的变迁，主要研究发现如下。第一，相对学历同质婚率呈“先升后降”的“倒 U 型”变化。改革开放以来，市场经济的发展，国家对学历的重视，学历在个体择偶过程中的重要性日益彰显，学历匹配的同质性程度快速上升，并在 2000 年初维持着较高水平。而因高校扩招，近半年轻人获得高等学历，使得学历的“含金量”下降，而其他因素，如人品、魅力、社交能力等“个人能力”比单纯的“人力资本”（学历）在婚姻市场上展现出更大优势。此外，婚龄推迟也可能在一定程度上造成了相对学历同质婚率的下降，这有利于降低家庭之间的不平等程度，可以在一定程度上避免教育资源在家庭之间形成两极分化。

第二，跨相邻学历婚配变迁趋势更细致地揭示了不同学历间的社会距离与可渗透性的变化。1978 至 2010 年，三类跨相邻学历婚配比率整体上呈下降趋势，随后有所上升，但大专及以上学历与高中学历婚配比率的上升速度慢于其他两类（高中与初中、初中与小学及以下）。故近年相对同质婚率的降低主要是由高中与初中学历、初中与小学及以下学历婚配的可能性上升所致。改革开放后，大专及以上学历与其他学历婚配可能性要远低于其他学历者间婚配的可能性，表明高学历群体与其他学历群体间的社会距离仍较大，彼此间较难渗透。

第三，改革开放以来，随着性别差异在学历获得方面逐渐缩小和逆转，学历“女高男低”婚配模式的比例已超过“男高女低”的比例，但控制各初婚期学历婚配机会结构的影响后，传统的男高女低型婚配比率并未发生显著变化，而女高男低

^① 借鉴相关研究，我们剔除学历梯度底端的妻子样本后（Lin et al., 2020），使用 logistic 回归模型对女高男低型婚配的微观影响因素做了初步分析，研究发现：即使控制了妻子的初婚年龄、夫妻年龄差和妻子学历后，女高男低型婚配比率仍呈“先降后升”趋势（因篇幅有限，未在文中展示）。

型婚配比率从1978至2010年不断降低,随后略有回升。这揭示中国学历婚配模式变迁趋势的多面性:一方面,可能受劳务市场中性别收入差距不断扩大和传统性别观念的影响,传统“男高女低”的择偶倾向仍在延续;另一方面,近年来,随着女性学历优势的逐渐凸显,“女高男低”型的婚配模式正逐渐被更多青年男女接纳。

中国学历婚姻匹配的变迁既未完全支持地位固化论,也未完全支持社会开放论。地位固化论认为:随着工业化的发展,学历在个人择偶中的重要性逐渐凸显,导致学历同质婚上升。社会开放论则认为:工业化所伴随的城市化、更广更快的地理流动、社会福利水平的提升、大众传媒的渗透、社交圈的扩展以及女性社会经济地位的提高,爱情逐渐成为婚姻大厦的基石,伴随着潜在婚姻市场的扩大,学历同质婚程度将不断降低。本文研究结论表明这两个理论对我国不同工业化阶段的学历婚配趋势具有不同的解释力:地位固化论对我国2010年之前的学历婚配趋势有更强的解释力,而社会开放论对2010年之后的时期具有更强的解释力。

囿于数据,本文仅使用了学历作为个人社会经济地位的测量指标,但在高等教育不断扩招以及婚龄不断推迟的背景下,职业和收入在择偶过程中的重要性会日益凸显,因此接下来的研究需更多地关注职业、收入等其他维度的婚姻匹配趋势,以便更好地检验上述两种理论的解释力。此外,高等教育的扩招可能会导致学校档次在择偶过程中变得越来越重要,因此未来需要对高等教育群体内部的婚姻匹配给予更多的关注。最后,学历婚姻匹配受教育扩招、择偶文化变迁和人口结构变化等诸多因素的影响,这些结构性因素对学历同质婚的影响程度和方向也会存在差异,而限于篇幅本文未对近年来学历婚配新趋势的具体原因做实证检验。

参考文献:

- 费孝通,2007,《乡土中国》,上海:上海人民出版社。
- 李春玲,2016,《“男孩危机”“剩女现象”与“女大学生就业难”——教育领域性别比例逆转带来的社会性挑战》,《妇女研究论丛》第2期。
- 李路路、石磊、朱斌,2018,《固化还是流动?——当代中国阶层结构变迁四十年》,《社会学研究》第6期。
- 李实、张钰丹,2020,《人力资本理论与教育收益率研究》,《北京大学教育评论》第1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。
- 2008,《婚姻的教育匹配:50年来的变迁》,《中国人口科学》第3期。
- 陆峥、刘梦琴,2016,《青年择偶观现状研究》,《当代青年研究》第5期。
- 马磊、袁浩、顾大男,2019,《婚姻匹配研究:理论与实证》,《人口与经济》第3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。
- 石磊, 2019, 《新中国成立以来教育婚姻匹配的变迁》, 《人口研究》第6期。
- 佟新、刘爱玉, 2015, 《城镇双职工家庭夫妻合作型家务劳动模式——基于2010年中国第三期妇女社会地位调查》, 《中国社会科学》第6期。
- 王杰、李姚军, 2021, 《教育婚姻匹配与婚姻满意度》, 《中国人口科学》第2期。
- 徐安琪编, 1997, 《世纪之交中国人的爱情和婚姻》, 北京: 中国社会科学出版社。
- 阎云翔, 2017, 《私人生活的变革: 一个中国村庄里的爱情、家庭与亲密关系(1949—1999)》, 龚小夏译, 上海: 上海人民出版社。
- 於嘉, 2019, 《性别差异》, 谢宇、张晓波、涂平、任强、黄国英等著《中国民生发展报告2018—2019》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 翟振武、刘雯莉, 2020, 《中国人真的都不结婚了吗——从队列的视角看中国人的结婚和不婚》, 《探索与争鸣》第2期。
- 朱斌、徐良玉, 2020, 《市场转型背景下性别收入差距的变迁》, 《青年研究》第2期。
- Blau, P. M. & O. D. Duncan 1967, *The American Occupational Structure*. New York: Wiley Free Press.
- Bourdieu, P. 1986, “The Forms of Capital”, in H. Lauder, P. Brown, J. Dillabough & A. H. Halsey (eds.) (2006) *Education, Globalization & Social Change*. Oxford: OUP.
- De Hauw, Y., A. Grow & J. V. Bavel 2017, “The Reversed Gender Gap in Education and Assortative Mating in Europe.” *European Journal of Population* 33 (4).
- Deming, W. E. & F. F. Stephan 1940, “On a Least Squares Adjustment of a Sampled Frequency Table When the Expected Marginal Totals are Known.” *Annals of Mathematical Statistics* 11 (4).
- Esteve, A., R. S. Christine, J. Van Bavel, I. Permanyer, M. Klesment. & J. García-Román 2016, “The End of Hypergamy Global Trends and Implication.” *Population and Development Review* 42 (4).
- Ford, K. S. 2020, “Marring Within the Alma Mater: Understanding the Role of Same-University Marriages in Educational Homogamy” *Sociological Research Online* 25 (2).
- Goode, W. J. 1963, *World Revolution and Family Patterns*. Glencoe, IL: Free Press.
- Han, H. 2010, “Trends in Educational Assortative Marriage in China from 1970 to 2000.” *Demographic Research* 22 (3).
- Hu, Y. & Y. Qian 2019, “Educational and Age Assortative Mating in China: The Importance of Marriage Order.” *Demographic Research* 41 (3).
- Kalmijn, M. 1994, “Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status.” *American Journal of Sociology* 100 (2).
- 1998, “Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends.” *Annual Review of Sociology* 24.
- Lin, Z., S. Desai. & F. Chen 2020, “The Emergence of Educational Hypogamy in India.” *Demography* 57 (4).
- Mosteller, F. 1968, “Association and Estimation in Contingency Tables.” *Journal of the American Statistical Association*

- 63 (321).
- Oppenheimer, V K. 1997, "Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model." *Annual Review of Sociology* 23.
- Raftery, A. E. 1995, "Bayesian Model Selection in Social Research." *Sociological Methodology* 25.
- Raymo, J. M. & Y. Xie 2000, "Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy." *American Sociological Review* 65 (5).
- Schwartz, C. R. 2013, "Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences." *Annual Review of Sociology* 39.
- Schwartz, C. R. & R. D. Mare 2005, "Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003." *Demography* 42 (4).
- Schwartz, C. R. Y. Wang, & R. D. Mare 2021, "Opportunity and Change in Occupational Assortative Mating." *Social Science Research* 99.
- Shen, Y. 2021, "The Nonlinear Linkage Between Earnings Homogamy and Earnings Inequality Among Married Couples." *Demography* 58 (2).
- Smits, J. & H. Park 2009, "Five Decades of Educational Assortative Mating in 10 East Asian Societies." *Social Forces* 88 (1).
- Smits, J., W. Ultee & J. Lammers 1998, "Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables." *American Sociological Review* 63 (2).
- Torche, F. 2010. "Educational Assortative Mating and Economic Inequality: A Comparative Analysis of Three Latin American Countries." *Demography* 47 (2).
- Treiman, D. J. 1970, "Industrialization and Social Stratification." *Sociological Inquiry* 40 (2).
- Ultee, W. C. & R. Luijckx 1990, "Educational Heterogamy and Father-to-Son Occupational Mobility in 23 Industrial Nations." *European Sociological Review* 6 (2).
- Van Bavel, J., R. S. Christine & A. Esteve 2018, "The Reversal of the Gender Gap in Education and Its Consequences for Family Life." *Annual Review of Sociology* 44.
- Wang, F. Y. & R. S. Wong 2017, "From Reds to Riches: Contemporary of Educational Assortative Mating in China." *Research in Social Stratification and Mobility* 50.
- Xie, Y. & X. Zhou 2014, "Income Inequality in Today's China." *Proceedings of the National Academy of Sciences* 111 (19).
- Yu, J. & Y. Xie 2015, "Changes in the Determinants of Marriage Entry in Post-Reform Urban China." *Demography* 52 (6).

作者单位：西安交通大学人文社会科学学院实证社会科学研究so (王杰)
西安交通大学人文社会科学学院实证社会科学研究so、
英国曼彻斯特大学社会科学学院 (李姚军)

责任编辑：赵晓航