国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

教育获得对初婚年龄的影响研究

杨克文[1],李光勤[2]
(1.西南财经大学 公共管理学院,四川 成都 611130;
2.浙江农林大学 暨阳学院,浙江 绍兴 311800)

【摘 要】伴随着世界多数工业化国家出现晚婚和不婚现象,中国年轻一代的婚恋观也在发生巨变。在中国老龄化问题日益严重的背景下,考察居民个体的晚婚现象显得尤为必要。本文使用2016年的中国劳动力动态调查(CLDS)数据,考察教育获得与居民初婚年龄的关系。研究发现教育获得对居民初婚年龄具有显著的正向影响,受教育程度每增加1年,居民初婚年龄上升0.11年;通过改变教育获得的度量方法后的稳健性检验,结论仍然成立。考虑教育获得的测量不准确、初婚年龄与教育获得之间可能存在反向因果关系以及可能存在的遗漏变量等问题,采用工具变量进行两阶段最小二乘法估计结果仍然成立。分性别的研究发现教育获得对女性初婚年龄存在正面影响,但是对男性的影响并不稳健。分年代样本的回归发现出生于20世纪50年代之前的个体受教育程度越高其初婚年龄越小;出生于50年代之后的个体受教育程度对其初婚年龄具有显著的正向影响,且系数呈现越来越大的趋势。进一步对影响机制进行分析后发现父母的教育传递性会通过教育获得对子女的初婚年龄产生正向影响,父母的农业户口和家庭兄弟姐妹数量会通过教育获得对子女初婚年龄产生负向影响。为缓解人口老龄化程度,促进我国经济健康发展,建议国家出台适当的政策降低居民初婚年龄。

【关键词】受教育年限;初婚年龄;教育传递性;工具变量
【中图分类号】C924.24 【文献标识码】A doi:10.16405/j.cnki.1004-129X.2018.06.001
【文章编号】1004-129X(2018)06-0005-15
【收稿日期】2018-05-13
【基金项目】浙江省高校重大人文社科项目攻关计划项目:代际收入流动性对居民收入差异的传导机制研究:基于"二代"现象的理论解释(2014QN027)
【作者简介】杨克文(1984-),男,河南驻马店人,西南财经大学公共管理学院博士研究生;
李光勤(1979-),男,四川泸县人,浙江农林大学暨阳学院副教授,上海财经大学财经研究所博士研究生。

一、引言

随着我国义务教育制度的实施,我国居民的平均受教育年限显著提升。据中山大学发布的《中国劳动力动态调查:2015年报告》的数据显示,2014年我国劳动力受教育年限以中等教育为主,平均受教育年限为9.28年,说明我国劳动力平均受教育年限已经超过了九年义务教育的年限。但是,另

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

外一个现实的问题是我国居民的初婚年龄也在不断提高。刘爽等的研究发现1980年我国居民的平均初婚年龄为23.78岁，2010年提高到24.85岁，30年间居民平均初婚年龄推迟了大约1岁。[1]那么受教育年限与初婚年龄之间是否存在必然的联系，这种联系是否是一种因果关系，两者的内在联系机制是什么？

现有研究中针对教育获得与初婚年龄之间的关系结果存在一些分歧。一些研究认为教育提高了初婚年龄。[2-4]另一些研究表明教育降低了初婚年龄，而且主要体现在女性样本中。[5-7]Kalmijn认为教育对女性结婚概率的影响既可能是正面的也可能是负面的，这取决于不同的社会环境，但是教育会提高男性的结婚概率。[8]Ono认为在性别不平等较为严重的传统社会里，受教育程度高的女性更可能在劳动力市场上获得成功，从而提高了进入婚姻的机会成本，这将降低她们的结婚意愿，进而推迟结婚年龄。[9]相反，Kalmijn、Fukuda的研究发现，在一些性别更加平等的社会，女性的经济能力对家庭经济状况同样重要时，男性的经济前景对于家庭的重要性就会下降，这将使男性在婚姻市场上竞争女性的经济资源，结果教育程度的提升反而提高了女性的结婚概率。[8][10]

目前，针对我国的教育获得与初婚年龄之间关系的研究还较少。我国正处于传统社会向现代社会、传统的教育模式向新的教育模型转变中，教育获得与初婚年龄之间的关系是不确定的，因此，不能完全套用国外的研究结果。而这一研究对于我国进入老龄化社会过程中，解决劳动力供给逐渐出现的不足现象，推进延迟退休等制度均具有重要意义。本文基于CLDS2016的翔实微观调查数据，研究教育获得与初婚年龄之间的关系，与已有文献相比，主要有以下创新之处：第一，已有文献得到教育获得与初婚年龄之间的关系可能是正，也可能是负，其原因是内生性问题并没有得到有效的处理，而本文寻找到合适的工具变量，采用两阶段最小二乘估计方法得到更为可信的结果；第二，现有文献大多没有分析地区异质性的特征对结婚年龄的影响，不考虑这些异质性特征会导致估计结果有偏，本研究中控制了地区风俗习惯等地区异质性因素会使估计结果更为准确；第三，由于本研究的样本量比较大，可以识别出性别、不同出生年代的教育获得对初婚年龄的影响，还可以对教育获得对初婚年龄的影响机制进行经验考察。

二、文献回顾与理论假设

Becker首次使用成本与收益的经济学分析方法研究婚姻问题。他假设婚姻市场的参与者是理性人，每个人会通过比较结婚的净收益与单身时的收益来决定是否结婚。结婚的净收益由结婚的收益和成本两方面共同决定，如果结婚的净收益大于单身的收益，个体将选择结婚，反之则不结婚。[11]结婚的收益包括生产互补性收益（如家庭分工和专业化、养育自己的孩子）、分担风险的益处和消费互补性的收益（如联合消费公共品、共享休闲活动）。[3][12]结婚的成本主要包括两部分，一是法律费用、伴侣搜寻成本等，[11]二是住房和子女抚养等婚姻中的消费承诺。[13]

婚姻通常被看作是进入成人阶段的标志，它不仅要求个人在经济上保持独立，而且需要花费大量的时间和精力与配偶维持密切关系。[4]但是作为学生通常在经济上尚未独立，需要依赖家庭和父母的帮助，最重要的是为了完成学业同样需要投入大量的时间和精力。在有限的时间和退学结婚的高额机会成本的双重约束下，完成学业再进入婚姻市场通常是人们的理性选择。[6]婚龄时间不仅是人们进入婚姻市场的重要时间，也是人们发展个人事业，在劳动力市场上不断取得成功的时间。一方面，个体收入越高越有利于完成婚姻承诺，在婚姻市场上的竞争力就会越强，这有利于降低初婚年

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

龄;另一方面,个体工作时间越长、生活节奏越快,为了发展事业而用于结交异性的时间就会越少,从而会减少对婚姻资本的投资,导致初婚年龄推迟。此外,单身时的收益不仅在于有更多的时间发展个人事业,同时也可以在婚姻市场上获得更多异性信息,提高婚配质量。[14]而教育程度越高,个人越可能在劳动力市场上表现得更好。[15]因此,本文提出如下假设:

假设1:在其他条件不变的情况下,受教育程度越高的个人初婚年龄越大。

从我国传统婚姻观念来看,不仅遵循着"男主外,女主内"的家庭分工模式,而且通常按照"男高女低"的模式进行婚配。[16-17]在传统家庭分工模式下,丈夫主要从事市场劳动,妻子从事家务劳动。家庭中按性别进行的专业化分工和生产能使婚姻收益最大化。[18]在这个模型中,受教育程度更高的男性在劳动力市场上更可能成功,根据假设1,这会提高他们的初婚年龄。对于女性来说,传统上中国的婚配模式存在"男高女低"现象,男性承担养家糊口的主要责任,女性主要负责料理家务,由于不用养家,所以女性的经济特征并不是传统婚姻中男性考虑的主要因素。[16]但随着新中国成立,这种传统的性别关系在发生改变。中国共产党提倡女性解放的观念,使得女性更加独立,包括对家庭经济资源的贡献。[19]在经济改革时期,女性不断缩小和男性的教育差距,甚至超过了男性的教育水平,相应地改善了她们在劳动力市场上的待遇。由于女性在家庭中承担更多赡养老人和照顾孩子的任务,劳动力市场上的成功会提高从事家务的机会成本,降低从婚姻中获得的收益,因此,相对于男性,受教育程度更高的适婚女性更可能晚婚甚至不婚。[18]另一方面,在婚姻市场上,适婚男女按照"男高女低"的模式进行婚配,因此婚姻中男性的教育程度通常高于女性的或者与女性的教育程度相同。[20]随着男性受教育程度的提升,他们可选择的婚配对象也在不断增加,但是随着女性受教育程度的提升,她们可选择的婚配对象将会减少。因而,从择偶标准的角度来看,男性受教育程度越高初婚年龄越小,女性受教育程度越高初婚年龄越大。综合我国传统的家庭分工模型和择偶标准,本文提出如下假设:

假设2:受教育程度对男性初婚年龄的影响不能确定,但受教育程度会显著影响女性的初婚年龄。

新中国成立之前,中国处于传统农业封建社会,个人婚姻不能自主,通常由父母替代择偶,而"门当户对"是该时期择偶的典型特征。[4]与此同时,传统旧社会鼓吹"女子无才便是德",在当时普遍受教育程度较低的情况下,个体接受过较多教育就变成了一种明显优势,他们更趋向于早结婚。[21]而没有受过教育的个体,家庭经济条件相对较差,婚姻市场的竞争力也较差,从而结婚时间会较晚。

新中国成立以后,我国社会变迁程度日益加剧。[22]社会、经济和政治等环境不断变化,打破了男女不平等的枷锁,让男性和女性有同等的权利可以获得平等的受教育机会,同时我国的教育体系得以进一步完善,特别是《九年制义务教育法》的颁布,要求每个人都应该接受至少九年的教育时间。而在婚姻方面,1950年颁布的第一部《婚姻法》废除了中国封建社会中的婚姻包办等不良婚姻陋习,自由婚恋的观念得以广泛传播。这一系列的改革使得我国居民的受教育水平和初婚年龄发生不同程度的变化。[23]

进入新世纪后,我国开始进行了住房的市场化改革,这对居民在婚姻市场上的竞争力产生负向影响。[24]因此,为了应对竞争不断加剧的婚姻市场,不仅家庭需要为子女婚姻储蓄,[25]而且适婚青年也不得不在劳动力市场上奋斗。1999年开始实施的高等教育扩招,不仅加剧了劳动力市场竞争,而且职业获得的难度也不断增加。因此为了提高在劳动力市场上成功的可能性,婚恋不得不让位于事业。由于受教育程度更高的适婚青年采取"先立业后成家"的策略更可能成功,这使得受教育程度更

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

高的适婚青年更可能晚婚。基于以上分析，本文提出如下假设：

假设3：在其他条件不变的情况下，出生于不同时代的居民，教育获得对其初婚年龄的影响不同。

婚姻匹配不仅是个人匹配的问题，而且是两个家庭匹配的问题。因此，每个家庭的具体特征会影响每个人的受教育水平，进而影响到其初婚年龄。具体来说，经典理论认为教育是具有传递性的，即父母的受教育水平会显著影响下一代的受教育水平。[26]在中国传统文化中，“望子成龙”的思路会影响每个家庭对子女的教育投资，从而希望子女获得更多的教育，这对于受过良好教育的父母更明显。根据布劳-邓肯的经典职业地位获得模型，教育是人力资本的重要组成部分，是决定人们在劳动力市场表现的关键因素，并影响着自身的社会地位获得；[27]王甫勤等认为教育也是家庭背景优势传递的再生产机制，即通过文化资本、教育分流等方式确保其子女获得更多教育机会，家庭背景优势以此实现代际传递。[28]同时，除了教育可以传递之外，还有父母的身份可以传递给下一代，从而影响其受教育水平，进而影响其初婚年龄。父母的身份主要体现在两个方面，第一身份是户籍身份，即父母的户口类型；第二个身份是政治身份，即父母是否为党员。另外，家庭的人口结构也是影响其教育获得的重要因素，如果一个家庭的子女数量较多，那么必然会降低每个子女的受教育水平，从而影响其初婚年龄。谷宏伟和杨秋平的研究发现家庭子女数量对城市家庭子女教育投资具有负向影响。[29]因此，本文提出如下假设：

假设4：一个人的教育获得可能受到父母的教育水平和身份以及家庭子女数量等因素的影响，从而影响其初婚年龄。

三、研究设计

1. 模型与方法

本文将先后采用普通最小二乘法（OLS）和两阶段最小二乘法（2SLS）研究教育获得对中国居民初婚年龄的影响：

$$Y_i = \alpha + \beta E_i + \gamma X_i + u_i \quad (1)$$

其中，Y_i 表示居民初婚年龄；E_i 表示受教育水平；X_i 代表其他控制变量；u_i 为随机扰动项。上式的估计方法主要采用OLS。然而，OLS估计可能存在严重的内生性问题。首先，遗漏变量问题。初婚年龄受初婚时的经济基础决定，但我们无法获得初婚时家庭和个人的经济状态变量。而且个体受教育程度的高低往往是家长及本人的决策结果，因而受教育程度的高低可能与个人能力及家庭教育观念有关，[30]而这些不可观察因素也会影响婚姻状况，从而带来遗漏变量问题；其次，反向因果问题。个体早期社会化过程通常受原生家庭的影响程度较大，父母不仅是自己的抚养人，也是自己价值取向形成的榜样。[31]因此父母的家庭婚姻观念也会影响自己对待婚姻的态度，[32]其中父母的结婚年龄较晚也会在一定程度上影响子女的结婚年龄。父母教育程度作为衡量家庭文化资本的重要指标，根据文化再生产理论，子女的教育水平会受到家庭文化资本的影响。[26]父母教育程度越高，他们对子女的教育期望也会越高，子女的教育程度提升会促进子女结婚年龄上升，所以，在一定程度上结婚年龄会影响受教育水平；第三，测量误差问题。由于样本中个体年龄跨度较大，年龄较大的部分样本可能对自己的受教育水平记忆不准确，会导致他们在作答时存在误判，从而使得我们的测量存在一定的误差。综合以上情况，上述研究的内生性问题是无法规避的。

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

在此情况下，为了准确估计教育对中国居民初婚年龄的影响，我们采用工具变量方法来解决内生性问题。有效的工具变量要满足两个条件，一是与随机扰动项不相关；二是与相应的内生变量相关。为此，本文将使用个体所在社区的平均受教育水平（不包含个体教育）作为个体教育获得的工具变量。一方面，社区效应的存在使得教育获得往往具有示范效应。[33]最典型的例子“状元村”现象，按照风水学来说，可能是这个村的风水好导致这个村出现较多读书比较好的人，但事实上是因为教育的示范效应让这个村的平均受教育水平提高，所以个人的受教育水平是受到社区平均受教育水平的影响。另一方面，社区平均受教育水平与家庭不可观测的传统、偏好、能力等变量无关，具有很强的外生性，从微观个体层面上来讲与个体初婚年龄不相关。而且个体初婚年龄也无法反过来影响社区平均受教育水平，因此能够克服反向因果关系。此外，社区平均受教育水平也大大降低了个人教育获得可能存在的测量误差。该工具变量的设计已有学者采用。[34]

我们采用两阶段最小二乘法（2SLS）对模型进行参数估计，第一阶段回归用个体教育获得对作为工具变量的社区平均受教育水平进行如下估计：

$$E_i=\alpha+\lambda S_i+\rho X_i+\varepsilon_i \tag{2}$$

其中，E_i 表示个体受教育水平；S_i 表示社区平均受教育水平；X_i 表示其他控制变量；ε_i 为随机扰动项。然后运用第一阶段的估计结果估计第二阶段的回归：

$$Y_i=\phi+\beta\widehat{E}_i+\gamma X_i+u_i \tag{3}$$

此时估计的 β 为个体教育获得对中国居民结婚年龄的因果效应，而OLS得出的是两者之间的相关关系。

2. 数据与变量

本文使用2016年中国劳动力动态调查（China Labor-force Dynamic Survey，简称CLDS）数据进行研究。CLDS采用科学的概率抽样方法和轮换样本追踪方式，既能较好地适应中国剧烈的变迁环境，又能同时兼顾横截面调查的特点。CLDS以15-64岁的劳动年龄人口为对象，以劳动力的教育、就业、职业流动等的现状和变迁为核心，通过对中国城市和农村的村居进行追踪调查，建立了以劳动力为调查对象的综合性数据库，包含了劳动力个体、家庭和社区三个层次的追踪和横截面数据。CLDS每两年追踪调查一次。2016年CLDS样本覆盖中国29个省市，样本规模为401个村居，14 226户家庭，21 086个个体，具有全国代表性。

本文研究的因变量为居民初婚年龄。CLDS数据比较详细地记录了个体的出生年份和初婚年份，因此可以通过初婚年份和出生年份的差值来获得居民结婚时的年龄。进入婚姻之后，由于在校生和非在校生在时间的分配上和经济来源上可能差异较大，而且大部分个体是在完成学业之后进入婚姻市场的，[6]因此本文将研究对象限定为非在读居民，并将居民结婚年龄小于0或者大于实际年龄的样本删除，同时删除年龄、性别等关键变量缺失的样本。

主要解释变量为受教育水平。本文采用三种变量进行度量：第一，教育层次。问卷将教育分为“1表示未上过学；2表示小学/私塾；3表示初中；4表示普通高中；5表示职业高中；6表示技校；7表示中专；8表示大专；9表示本科；10表示硕士；11表示博士”。本文将普通高中、职业高中、技校和中专统一设定为高中并用4表示，大专、本科、硕士和博士分别为5-8，其他教育层次不变，教育层次是取值为1-8的定序变量。第二，教育年限。本文将未上过学换算为1年的教育经历；小学/私塾为6年；

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

初中为9年;高中为12年;大专为15年;本科为16年;研究生为19年;博士为22年。第三,教育年限的对数,即对教育年限取对数所得。通过前面的分析可以知道教育水平可能存在测量误差的问题,因此采用教育年限作为主要的解释变量,采用教育年限的对数和教育层次两个变量作稳健性检验。

表1 样本基本信息

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
初婚年龄	16 777	23.410	4.156	10	56
解释变量					
教育年限	16 762	8.396	3.880	1	22
教育年限对数	16 762	1.937	0.752	0	3.091
教育层次	16 762	2.905	1.233	1	8
工具变量					
社区平均教育年限	16 762	7.765	1.867	2.043	14.260
社区平均教育年限对数	16 762	2.020	0.251	0.714	2.657
社区平均教育层次	16 762	2.690	0.615	1.149	5.093
个体特征					
男性	16 777	0.459	0.498	0	1
党员	16 777	0.030	0.171	0	1
农业户口	16 760	0.831	0.374	0	1
兄弟姐妹人数	16 772	3.306	2.006	0	16
14岁时家庭背景					
个体移民	16 773	0.082	0.274	0	1
父母在婚	16 766	0.950	0.218	0	1
家庭社会地位	8 335	3.437	1.917	1	10
父亲工作类型	14 790	1.637	1.224	1	5
母亲工作类型	13 672	1.266	0.795	1	5
父母特征					
父亲农业户口	14 711	0.786	0.410	0	1
父亲党员	14 061	0.157	0.364	0	1
父亲教育年限	13 199	5.263	3.825	1	22
母亲农业户口	14 251	0.822	0.382	0	1
母亲党员	13 896	0.024	0.154	0	1
母亲教育年限	13 371	3.406	3.328	1	16
父母农业户口	13 860	0.783	0.412	0	1
父母党员	13 153	0.165	0.371	0	1
父母最高教育	12 138	5.427	3.885	1	22

虽然通过不同的教育获得测量方式可以在一定程度上解决测量误差的问题,但是内生性问题并非仅由测量误差所引起,它还可能通过遗漏变量和反向因果引起。因此为了更好地控制和解决内生性问题,本文将使用工具变量法进一步全面地解决测量误差、遗漏变量和反向因果问题。与衡量教育获得的三种方式相对应,本文将使用社区平均教育年限、社区平均教育年限的对数和社区平均教育层次作为相应教育获得的工具变量,以便更好地识别模型的因果效应。

控制变量中我们控制了个人的个体特征变量、14岁时父母的特征变量和现在父母的特征变量。

个人的个体特征变量:主要控制了性别(男性为1,女性为0)、户口类型(农业户口为1,非农业户口为0)、兄弟姐妹人数(按兄弟姐妹的实际人数,不包括被调查者自己)、是否党员(党员为1,非党员为0)等。

父母的特征变量包括父亲和母亲户口类型(农业户口为1,非农业户口为0)、父亲和母亲是否为党员(党员为1,非党员为0)、父亲和母亲的教育年限(未上过学换算为1年的教育经历;小学/私塾为6年;初中为9年;

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

高中为12年；大专为15年；本科为16年；研究生为19年；博士为22年）。考虑到父母的特征变量较多，在后面的分析中我们将父母的特征变量进行整合，主要采用父母户口类型（父母均为农业户口为1，否则为0）、父母的职业类型（父母的最高职业类型）、父母党员（父母有一人为党员为1，否则为0）、父母最高教育（父母的最大受教育年限）。

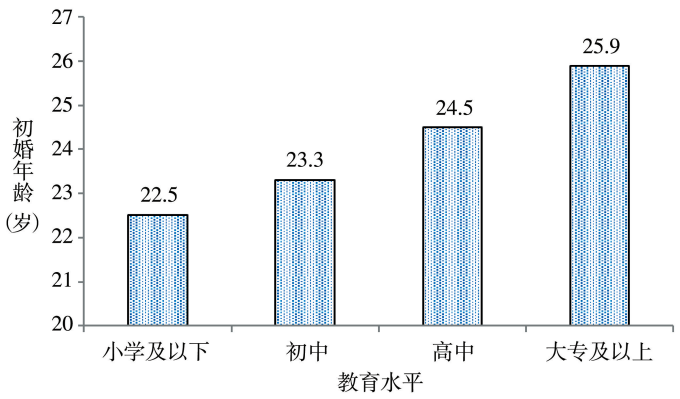

图1 教育获得与初婚年龄

结婚年龄与结婚时家庭的经济状态有关系，但由于从调查中无法获得受访者在结婚时的家庭经济状态，所以可能会影响到估计结果的准确性。幸运的是，问卷中对受调查者14岁时父母和家庭的情况进行了详细的调查。一般来说，当一个人14岁时，其父母的年龄可能处于35–40岁中年人阶段，家庭经济状态与子女成年结婚时的状态较为接近，因此可能处理一定遗漏变量的问题。14岁时父母和家庭的特征变量包含14岁时是否为移民（移民为1，非移民为0）、父母在婚（父母在婚为1，父母离弃为0）、家庭社会地位（采用14岁时家庭所处的社会阶层，用1–10衡量，1为最低阶层，10为最高阶层）、父亲工作类型和母亲工作类型。根据李春玲对不同职业的职业声望的划分，按照职业声望从低到高把工作类型划分为五类，分别用1代表农林牧渔水利生产人员，2代表商业、服务业人员和生产运输工人等，3代表办事人员和有关人员，4代表专业技术人员，5代表单位负责人。[35]

表2 不同年代下不同受教育程度的初婚年龄对照表（岁）

出生年代	小学及以下	初中	高中	大专及以上
1950年以前	22.9	23.3	24.2	22.7
1950–1960年	23.0	24.6	24.9	26.6
1960–1970年	22.2	23.2	24.3	25.6
1970–1980年	22.2	23.5	25.1	26.5
1980–1990年	21.7	22.8	24.2	25.9
1990年以来	19.0	20.2	21.5	23.1

除了上述控制变量外，我们还控制了样本所在地级市的地区虚拟变量。

表1显示样本基本信息的描述性统计结果。从表1可以看出，初婚年龄约为23.4岁。从个体教育程度来看，平均受教育年限约为8年，初中学历水平。

图1显示教育获得与我国居民初婚年龄的关系。从图1可以看出，随着受教育程度的提升，我国居民初婚年龄不断上升，这初步表明教育获得对我国居民初婚年龄具有正面影响。

表2显示不同出生年代下教育获得与初婚年龄的关系。可以发现对于不同年代出生的群体来说，随着受教育水平的提升，他们的初婚年龄基本都在上升。从不同受教育水平来看，随着出生年代越来越近，他们的初婚年龄基本都表现出先上升后下降的趋势。总体来说，人们的初婚年龄会随着受教育程度的提升而升高。

四、实证结果及分析

1. 基准回归

根据理论假设和公式（1），我们采用OLS对模型进行估计（见表3）。

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

表3 基准模型

解释变量	被解释变量:初婚年龄						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
核心解释变量							
教育年限	0.215***	0.121***	0.217***	0.178***	0.135***	0.182***	0.110***
	(0.009)	(0.010)	(0.014)	(0.012)	(0.018)	(0.017)	(0.012)
个体特征							
男性		1.898***			1.803***	1.723***	1.830***
		(0.063)			(0.112)	(0.120)	(0.076)
兄妹人数		0.021			0.041	0.046	0.050***
		(0.015)			(0.030)	(0.031)	(0.019)
党员		1.326***			1.273***	1.402***	1.291***
		(0.155)			(0.326)	(0.248)	(0.182)
农业户口		−1.509***			−1.127***	−1.134***	−1.041***
		(0.097)			(0.326)	(0.302)	(0.166)
14岁时家庭背景							
家庭地位			−0.033		−0.006	−0.026	
			(0.027)		(0.031)	(0.031)	
移民			0.178		−0.053	−0.260	
			(0.192)		(0.217)	(0.223)	
父母在婚			−0.429		−0.354	−0.438	
			(0.344)		(0.457)	(0.435)	
父亲工作			0.079		−0.063	−0.017	
			(0.055)		(0.071)	(0.063)	
母亲工作			0.277***		0.146	0.128	
			(0.080)		(0.109)	(0.102)	
父母特征							
父亲户口				−0.432**	−0.513*	−0.456*	−0.227
				(0.175)	(0.295)	(0.272)	(0.174)
父亲党员				−0.098	−0.202	−0.266*	−0.131
				(0.096)	(0.171)	(0.153)	(0.095)
父亲教育				0.007	0.042**	0.049***	0.028**
				(0.012)	(0.019)	(0.019)	(0.012)
母亲户口				−0.957***	0.131	−0.251	−0.459**
				(0.188)	(0.373)	(0.337)	(0.215)
母亲党员				−0.218	−0.423	−0.400	−0.272
				(0.204)	(0.332)	(0.278)	(0.200)
母亲教育				−0.048***	−0.021	−0.024	−0.010
				(0.013)	(0.022)	(0.021)	(0.013)
常数项	23.166***	23.762***	22.700***	24.283***	24.096***	22.561***	23.818***
	(0.255)	(0.262)	(0.562)	(0.310)	(0.733)	(0.563)	(0.319)
样本量	16 571	16 553	6 304	11 536	4 500	4 569	11 529
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	N	Y
F −统计值	17.784***	28.041***	7.294***	15.251***	7.767***	63.047***	21.807***
调整的 R^2	0.124	0.187	0.139	0.141	0.204	0.146	0.195

注:括号内为稳健标准误;*** P <0.01,** P <0.05,* P <0.1。

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

第(1)列只控制城市特征条件下,结果显示教育获得对初婚年龄具有显著的正面影响,系数为0.215,说明受教育水平每增加1年,初婚年龄增加约0.215年。从调整的拟合优度指标来看,可以解释因变量总变异的12.4%。第(2)列在第(1)列的基础上加入了个体特征变量,教育年限对居民初婚年龄仍然具有显著的正向影响,但影响系数变小了,整体上模型的解释能力有较大的提升。第(3)列和第(4)列在第(1)列的基础上分别加入了个体14岁时家庭背景和父母的特征变量,模型的解释力有一定的提升,核心解释变量系数仍然显著为正。第(5)列进一步控制了个体特征、14岁时家庭背景和父母特征,结果发现,相比第(1)列教育获得对初婚年龄的影响仍然显著为正,模型的解释能力大幅度上升,这表明控制更多变量对于模型的解释能力更有利。第(6)列在第(5)列的基础上不考虑城市固定效应,核心变量的系数仍然显著为正,但模型的解释力下降,而且教育年限对初婚年龄的影响系数大幅度上升,说明不考虑城市固定效应会让模型的解释力下降,且会高估教育对初婚年龄的影响。考虑到大量的样本对于14岁时的家庭情况并未回答,导致在回归过程中,控制14岁时的家庭特征的模型中样本损失较多。而且从第(5)列的估计结果可以看出,几个表示14岁时家庭特征变量的系数均不显著,这表明控制14岁时家庭背景并不必要。鉴于此,第(7)列在控制个体特征、父母特征以及城市变量的情况下,发现模型的解释力与第(5)列相比并无显著的区别。教育年限对初婚年龄的影响系数为0.11,说明当居民多接受一年教育,其初婚年龄将会提高0.11年。

控制变量基本符合理论预期。从个体特征来看,相对于女性,男性初婚年龄较大,这与我国的婚姻法规定有关。兄弟姐妹人数越多初婚年龄越晚。相对于非党员,党员的初婚年龄较大。拥有农业户口的居民相对于非农户口的居民结婚更早。从父母特征来看,父亲教育程度越高,子女结婚越晚,这在一定程度上证明了家庭文化再生产理论。母亲是农业户口的个体结婚更早。父亲的户口和党员身份、母亲的教育和党员身份对子女初婚年龄不具有显著影响。

2. 稳健性检验

为了检验基准回归结果的稳健性,在控制和不控制城市固定效应两种情况下,考察三种不同衡量教育方式的受教育程度对初婚年龄的影响(见表4)。由于在基准回归中父亲与母亲的变量较多,在表4及以后的分析中采用父母的几个缩减变量。第(1)列在未控制城市固定效应的情况下采用教育年限的方式衡量教育获得,结果发现教育获得对初婚年龄具有显著的正面影响,系数为0.147,说明受教育水平每增加1年,初婚年龄增加约0.15年,模型的解释能力为13.9%。第(2)列在控制城市固定效应的情况下,模型的解释能力提升到19.4%,教育获得对初婚年龄具有显著的正面影响,系数为0.11,与表3的第(7)列估计结果一致。

表4 稳健性检验

解释变量	被解释变量:初婚年龄(OLS)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
核心解释变量						
教育年限	0.147***(0.012)	0.110***(0.012)				
教育年限对数			0.499***(0.058)	0.338***(0.059)		
教育层次					0.505***(0.038)	0.389***(0.039)
样本量	11 667	11 529	11 667	11 529	11 667	11 529
城市固定效应	N	Y	N	Y	N	Y
F -统计值	236.163***	22.010***	218.646***	21.212***	244.761***	22.442***
调整的 R^2	0.139	0.194	0.133	0.191	0.141	0.196

注:括号内为稳健标准误;***P <0.01,**P <0.05,*P <0.1;控制变量与表3中等(7)列一致,常数项亦省略,下同。

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

第(3)列和第(5)列在不控制城市固定效应的条件下考察受教育年限的对数和教育层次对初婚年龄的影响,模型的解释力变化不大,核心解释变量系数仍然显著为正。第(4)列和第(6)列在控制城市固定效应的条件下考察受教育年限的对数和教育层次对初婚年龄的影响,模型的解释力变化比第(3)列和第(5)列有显著提升,受教育年限的对数和教育层次的系数分别为0.338和0.389,说明受教育年限每上升1%,初婚年龄将上升0.338年;教育层次每上升一个层次,初婚年龄将上升0.389年。从六个模型的估计结果可以看出,稳健性检验结果与基准回归的估计结果基本一致,同时考虑城市固定效应后,模型的解释力会显著提升,但受教育程度对初婚年龄的估计系数相对更小,说明不考虑城市固定效应时会高估受教育程度对初婚年龄的影响程度。控制变量的估计结果与基准回归一致。

3. 工具变量

已有的研究对于教育获得对初婚年龄的影响并未讨论其内生性问题。[36]但是根据我们的分析,可能存在严重的内生性问题,从而导致所得结果不准确。为此,本文还将使用工具变量方法来进一步解决内生性问题,结果如表5所示。六个模型均采用DWH检验核心解释变量的内生性,结果发现的确存在内生性,第一阶段回归结果发现社区平均教育获得对个人教育获得具有显著的正面影响,且 F 统计值显著大于10,表明采用社区平均教育获得作为个体教育获得的工具变量是合理的,不存在弱工具变量问题。[37]

表5　工具变量估计

解释变量	被解释变量:初婚年龄					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
核心解释变量						
教育年限	0.425***(0.039)	0.354***(0.070)				
教育年限对数			2.074***(0.208)	2.234***(0.499)		
教育层次					1.305***(0.123)	0.999***(0.201)
样本量	11 667	11 529	11 667	11 529	11 667	11 529
城市固定效应	N	Y	N	Y	N	Y
调整的 R^2	0.095	0.163	0.067	0.104	0.105	0.177
DWH检验	59.67***	12.51***	66.44***	15.48***	47.97***	9.35***
第一阶段回归						
社区平均教育年限	0.554***(0.017)	0.474***(0.027)				
社区平均教育年限对数			0.783***(0.028)	0.538***(0.045)		
社区平均教育层次					0.520***(0.017)	0.480***(0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	N	Y	N	Y	N	Y
F -统计值	1 019.83***	67.858***	583.24***	38.918***	955.928***	66.051***

第(1)列和第(2)列分别不控制和控制城市固定效应的情况下,发现受教育程度对初婚年龄具有正向影响,系数分别为0.425和0.354,说明受教育水平每增加1年,初婚年龄增加约0.425年和0.354年,与表4第(1)列和第(2)列的估计结果相比,系数有显著提升,说明存在内生性的问题,如果不考虑内生性问题会导致估计结果的低估。第(3)列和第(4)列分别不控制和控制城市固定效应的情况

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

下，发现受教育程度的对数对初婚年龄仍然具有正向影响，系数分别为2.074和2.234，说明受教育水平提升1%，初婚年龄增加约2.074年和2.234年。第(5)列和第(6)列分别不控制和控制城市固定效应的情况下，发现受教育层次对初婚年龄仍然具有正向影响，系数分别为1.305和0.999，说明每提高一个教育层次，初婚年龄增加约1.305年和0.999年。控制变量的估计结果与表4的估计结果基本一致。

从基准回归、稳健性检验，以及采用工具变量的估计结果发现，教育程度提高对初婚年龄具有显著的正向影响，验证了理论假设1。

4. 进一步讨论

这一部分进一步讨论教育获得对初婚年龄影响的性别差异(见表6)。第(1)列和第(2)列采用教育年限的方式衡量教育获得，结果发现教育获得对男性初婚年龄系数为负且不显著，但是对女性具有显著的正向影响。第(3)列和第(4)列采用教育年限的对数衡量教育获得，结果发现教育获得对男性初婚年龄具有显著的负向影响(5%的统计显著性)，但是对女生具有显著的正向影响。第(5)列和第(6)列采用受教育的层次衡量教育获得，结果发现教育获得对男性初婚年龄的系数为正且不显著，但是对女生具有显著的正向影响。整体而言，教育获得对男性初婚年龄的影响可正可负，而且可能具有负向的显著影响，但对女生则具有显著的正向影响，假设2得以验证。控制变量的影响系数与基准回归的估计结果基本一致。

表6 分性别讨论

解释变量	被解释变量：初婚年龄(OLS)					
	(1) 男	(2) 女	(3) 男	(4) 女	(5) 男	(6) 女
核心解释变量						
教育年限	−0.017(0.022)	0.189***(0.013)				
教育年限对数			−0.297**(0.116)	0.591***(0.059)		
教育层次					0.015(0.067)	0.665***(0.045)
样本量	4 653	6 876	4 653	6 876	4 653	6 876
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F −统计值	5.067***	11.145***	5.110***	10.416***	5.063***	11.329***
调整的 R^2	0.125	0.195	0.127	0.183	0.125	0.198

表7汇报了出生在不同年代的分样本回归结果。第(1)列的样本是出生在20世纪50年代以前的居民，结果发现教育获得对初婚年龄具有显著的负向影响，系数为−0.19，说明受教育水平每增加1年，初婚年龄下降约0.19年，这与当时的历史条件有关，当时普遍受教育水平并不高，所以受教育的时间与结婚时间并不冲突，而且受过教育的个体往往家庭条件较好，从而具备初婚的条件，而没有受过教育的人往往家庭条件较差，他们的结婚年龄受到家庭因素影响，从而初婚年龄往往会比较大。第(2)列至第(6)列的样本是50年代之后出生的居民，结果发现教育获得对初婚年龄具有显著的正向影响，而且随着出生时间的推进，教育获得对初婚年龄的影响程度不断加深。在90年代以后出生的样本中系数相对小一些，其原因是他们目前正处于适婚年龄，所以系数相对低一些也是正常的。因此，整体而言，在不同年代中教育获得对初婚年龄的影响在不断变化，假设3得以验证。

控制变量中，其结果与基准回归基本一致，只是部分年代的样本量和其处于结婚年龄阶段不同

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

导致结果有一定的差异。

表7　分出生年代讨论

解释变量	被解释变量:初婚年龄(OLS)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	50年代以前	50–60年代	60–70年代	70–80年代	80–90年代	90年代以来
核心解释变量						
教育年限	−0.191*(0.101)	0.077***(0.025)	0.105***(0.024)	0.212***(0.027)	0.313***(0.032)	0.260***(0.076)
样本量	559	2 986	3 551	2 573	1 554	306
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F –统计值	2.137***	5.562***	5.774***	5.664***	5.688***	3.099***
调整的 R^2	0.200	0.200	0.182	0.229	0.324	0.426

五、机制分析

第四部分对教育获得与初婚年龄之间的因果关系进行了系统的讨论,但是并没有回答教育获得如何影响初婚年龄。这部分我们分别从教育传递性、身份传递性、户口的传递性、家庭兄弟姐妹数量等家庭背景的不同角度考察教育获得对初婚年龄的影响机制。具体来说,在基准回归的基础上分别加入父亲的教育、母亲的教育、父母的最高教育、父母的户口、父母的党员身份以及家庭兄弟姐妹数量与受教育水平的交叉项,估计结果如表8所示。

表8　机制检验

解释变量	被解释变量:初婚年龄(OLS)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
核心解释变量						
教育年限	0.074***(0.016)	0.075***(0.015)	0.082***(0.016)	0.107***(0.013)	0.181***(0.025)	0.138***(0.020)
交互项						
个人教育×父亲教育	0.008***(0.002)					
个人教育×母亲教育		0.013***(0.003)				
个人教育×父母最高教育			0.006***(0.002)			
个人教育×父母党员				0.021(0.025)		
个人教育×父母户口					−0.085***(0.026)	
个人教育×兄妹人数						−0.008*(0.005)
样本量	11 529	11 529	11 529	11 529	11 529	11 529
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F –统计值	22.213***	22.587***	22.128***	21.916***	22.090***	21.898***
调整的 R^2	0.195	0.196	0.195	0.194	0.195	0.195

第(1)列至第(3)列分别控制了父亲的教育、母亲的教育以及父母的最高教育与个人教育的交叉项,结果显示这些交叉项的系数均为正,表明父母教育可以影响子女的教育获得,进而影响子女的初婚年龄,说明教育具有传递性,这种传递性导致子女提高初婚年龄,这进一步验证了家庭的文化再生产性。第(4)列控制了父母的党员身份与个体教育的交叉项,结果显示该交叉项对初婚年龄没有显著

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

影响，说明政治身份并不具有传递性。第(5)列和第(6)列分别控制了父母的户口及家庭兄弟姐妹数量与个人教育的交叉项，结果发现交叉项的系数均为负，表明父母的农业户口和兄弟姐妹人数会通过受教育水平影响子女的初婚年龄，且父母的农业户口会让子女通过减少受教育水平使其初婚年龄下降，兄弟姐妹数量更多的家庭，往往每个子女受教育水平不高，从而初婚年龄下降。假设4得以验证。

六、结论及政策建议

伴随着世界多数工业化国家出现晚婚和不婚现象，中国年轻一代的婚恋观也在发生巨变。在中国老龄化问题日益严重的背景下，考察居民个体的晚婚现象显得尤为必要。为此，本文使用2016年中国劳动力动态调查(CLDS)数据，考察教育获得对初婚年龄的影响，主要结论如下：

第一，教育获得对初婚年龄具有显著的正面影响，在其他条件不变的情况下，受教育程度每增加1年，居民初婚年龄上升0.11年，通过改变教育获得的度量方法后的稳健性检验，结论仍然成立。考虑到教育获得的测量不准确、初婚年龄与教育获得之间可能存在反向因果关系，以及可能存在的遗漏变量等问题，采用工具变量的两阶段最小二乘法估计结果仍然成立，只是系数有一定的变化。

第二，分性别的研究发现教育获得对女性初婚年龄存在正向影响，但是对男性的影响并不稳健；分年代样本的回归发现出生于50年代之前的样本，受教育程度越高初婚年龄越小，出生于50年代之后的个体，受教育程度对初婚年龄具有显著的正向影响，且系数呈现越来越大的趋势。

第三，城市异质性是影响初婚年龄的重要因素，如果不考虑城市异质性会导致模型解释力下降，且可能会高估教育获得对初婚年龄的影响。

第四，考察教育获得对初婚年龄的影响机制后发现，教育传递性会通过教育获得对初婚年龄产生正向影响，而家庭子女数量、农村户口传递性会通过教育获得对初婚年龄产生负向影响，政治身份不会通过教育获得来影响初婚年龄。

当前，我国已经进入了人口老龄化社会，未来老龄化还会不断加深，这会引起一系列的社会和经济问题，首要的是我国过去四十余年的人口红利将不复存在，对我国经济快速健康增长带来不利的影响。特别是在我国全面放开二胎政策后，由于初婚年龄的提高使得居民的二胎生育率并不高。[38]为此，本文认为在人口老龄化不断深化、二胎政策全面实施，以及人口红利逐渐消失的背景下，需要采用一定的对策降低初婚年龄，这有利于提高居民的二胎生育意愿，也可以加快人口的代际更替，从而保持我国的人口红利优势，缓解人口老龄化程度，促进我国保持持续健康的经济增长率。

【参考文献】

[1] 刘爽，蔡圣晗. 谁被“剩”下了？——对我国“大龄未婚”问题的再思考[J]. 青年研究，2015，(4)：76-84.

[2] Raymo J M. Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women[J]. Demography，2003，(1)：83-103.

[3] Stevenson B，Wolfers J. Marriage and Divorce：Changes and Their Driving Forces[J]. The Journal of Economic Perspectives，2007，21(2)：27-52.

[4] 王鹏，吴愈晓. 初婚年龄的影响因素分析——基于CGSS2006的研究[J]. 社会，2013，(3)：89-110.

[5] Oppenheimer V K. A Theory of Marriage Timing[J]. American Journal of Sociology，1988，94(3)：563-591.

[6] Thornton Arland，Axinn William G and Teachman Jay D. The Influence of School Enrollment and Accumulation on Cohabitation and Marriage in Early Adulthood[J]. American Sociological Review，1995，60(5)：762-774.

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

[7] Bracher M, Santow G. Economic Independence and Union Formation in Sweden[J]. Population Studies, 1998, 52(3): 275-294.
[8] Kalmijn M. The Educational Gradient in Marriage: A Comparison of 25 European Countries[J]. Demography, 2013, 50(4): 1499-1520.
[9] Ono H. Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender[J]. Journal of Marriage and Family, 2003, 65(2): 275-286.
[10] Fukuda S. The Changing Role of Women's Earnings in Marriage Formation in Japan[J]. The Annals of the American Academy, 2013, 646(1): 107-128.
[11] Becker G. A Theory of Marriage: Part I[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(4): 813-846.
[12] Lam D. Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Implications[J]. The Journal of Human Resources, 1988, 23(4): 462-287.
[13] Santos C, Weiss D. Why Not Settle Down Already: A Quantitative Analysis of the Delay in Marriage[J]. International Economic Review, 2016, 57(2): 425-452.
[14] Drewianka S. Estimating Social Effects in Matching Markets: Externalities in Spousal Search[J]. The Review of Economics and Statistics, 2003, 85(2): 409-423.
[15] Li H B, Liu P W, Ma N, Zhang J S. Does Education Pay in Urban China? Estimating Returns to Education Using Twins [J]. Journal of Development Economics, 2005, (2): 494-504.
[16] 靳小怡, 任锋, 任义科, 等. 社会网络与农民工初婚: 性别视角的研究[J]. 人口学刊, 2009, (4): 23-33.
[17] 吴要武, 刘倩. 高校扩招对婚姻市场的影响: 剩女? 剩男?[J]. 经济学(季刊), 2014, 14(1): 5-30.
[18] Becker G. A Treatise on the Family[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1981: 30-79.
[19] Leung A S M. Feminism in Transition: Chinese Culture, Ideology and the Development of the Women's Movement in China[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2003, 20(3): 359-374.
[20] 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): 122-136.
[21] 李春玲. 社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940-2001)[J]. 中国社会科学, 2003, (3): 86-98.
[22] 刘爽, 高华. 我国人口初婚风险影响因素及其变迁——基于CGSS2010的研究[J]. 南方人口, 2015, (1): 1-14, 46.
[23] 张翼. 中国阶层内婚制的延续[J]. 中国人口科学, 2003, (4): 39-47.
[24] 方丽, 田传浩. 筑好巢才能引好凤: 农村住房投资与婚姻缔结[J]. 经济学(季刊), 2016, (2): 571-596.
[25] Du Q, Wei S J. A Sexually Unbalanced Model of Current Account Imbalances[Z/OL]. http://www.nber.org/papers/w16000.pdf?new_window=1.
[26] 李煜. 制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966-2003)[J]. 中国社会科学, 2006, (4): 97-109.
[27] 王威海, 顾源. 中国城乡居民的中学教育分流与职业地位获得[J]. 社会学研究, 2012, (4): 48-66, 242-243.
[28] 王甫勤, 时怡雯. 家庭背景、教育期望与大学教育获得——基于上海市调查数据的实证研究[J]. 社会, 2014, (1): 175-195.
[29] 谷宏伟, 杨秋平. 收入和子女数量对城市家庭教育投资行为的影响——基于大连市的实证研究[J]. 宏观经济研究, 2014, (5): 127-134.
[30] 李菁, 林毅夫, 姚洋. 信贷约束、土地和不发达地区农户子女教育投资[J]. 中国人口科学, 2002, (6): 10-26.
[31] Min J, Silverstein M, Lendon J P. Intergenerational Transmission of Values over the Family Life Course[J]. Advances Life Course Research, 2012, 17(3): 112-120.
[32] Glass J, Bengston V L, Dunham C C. Attitudes Similarity in Three Generation Families: Socialization, Status Inheritance, or Reciprocal Influence[J]. American Society Review, 1986, 51(5): 685-698.

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

[33] 郑磊. 教育中的社区效应和同伴效应:方法、证据及政策启示[J]. 教育学报,2015,(5):99-110.
[34] 杨汝岱,陈斌开,朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J]. 经济研究,2011,(11):116-129.
[35] 李春玲. 当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量[J]. 社会学研究,2005,(2):74-102.
[36] Park H, Lee J K. Growing Educational Differentials in the Retreat from Marriage among Korean Men[J]. Social Science Research, 2016, 10: 1-14.
[37] Staiger D, Stock J H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments[J]. Econometrica, 1997, 65(3): 557-586.
[38] 李建新,王小龙. 人口生育政策变迁与初婚风险——基于CFPS2010年调查数据[J]. 人口学刊,2017,(2):18-27.

[责任编辑 王晓璐]

The Influence of Education Acquisition on the Age of First Marriage

YANG Kewen[1], LI Guangqin[2]

(1. *School of Public Administration, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu Sichuan*, 611130, *China*;
2. *Jiyang College, Zhejiang Agricultural and Forestry University, Shaoxing Zhejiang*, 311800, *China*)

Abstract: With the appearance of late marriage and non-marriage in most industrialized countries in the world, the concept of marriage and love the younger generation hold in China is also undergoing tremendous changes. Under the background of the increasingly serious aging problem in China, it is particularly necessary to investigate the phenomenon of late marriage of individual residents. To this end, the relationship between education attainment and the age of first marriage was investigated using the data of China Labor Force Dynamics Survey (CLDS) in 2016. The results show that education attainment has a significant positive effect on the age of first marriage, and for every 1-year increase in education, the age of first marriage is increased by 0.11 years. The conclusion is still valid through the robustness test after changing the measurement method of education attainment. Considering the inaccurate measurement of educational attainment, the possible inverse causality between the age of first marriage and educational attainment, and the possible omission of variables, the two-stage least squares estimation using instrumental variables was conducted to validate the results. Gender-specific studies find that educational attainment has a positive impact on the age of first marriage for women, but not for men. The regression analyses of age-specific samples indicate that the higher the educational level is, the younger the age of first marriage tends to be for those born before the 1950s; and for individuals born after the 1950s, the educational level has a significant positive effect on the age of first marriage, and the coefficient is increasing. Further analyses of the impact mechanism find that the parents' educational delivery has a positive impact on their children's first marriage age through education, and the parents' agricultural household registration and the number of siblings have a negative impact on their children's first marriage age through education. In order to alleviate the degree of population aging and promote the healthy development of China's economy, it is suggested that the state should introduce appropriate policies to reduce the age of first marriage.

Key Words: Education Attainment, First Marriage Age, Educational Transmissibility, Instrumental Variable

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database