

初婚年龄为什么推迟了？

王芝儒, 饶嘉雯, 章贵军*

江西财经大学, 统计学院, 江西 南昌
Email: *gj_zhang3417@sina.com

收稿日期: 2021年7月2日; 录用日期: 2021年7月29日; 发布日期: 2021年8月4日

摘要

进入21世纪以来,我国城乡居民平均初婚年龄呈现出不断推迟的趋势,初婚年龄变化的背后有着怎样的影响因素和作用机制,是一个值得探讨的问题。文章通过多层次线性模型(HLM)和事件史分析(EHA)中的对数正态(Log-Normal)模型,从个人和社会两个层面分析了初婚年龄推迟的原因。结果显示:个人及父母教育程度对每个群体的初婚年龄都有显著影响,并且对女性影响较大,个人收入的提升会促进个人推迟初婚年龄,但家庭经济地位的提升会抑制子女推迟初婚年龄;同时,居民对政府医疗卫生、住房保障以及公共文体政策的满意程度对居民总体的初婚年龄延迟也有着显著的抑制作用,但对政府社会管理和城乡基础设施政策的满意程度则会显著地延缓居民的初婚年龄。而分地区的分析则表明影响初婚年龄的因素存在地区差异性,东部地区居民的初婚年龄要明显高于西部地区和中部地区的居民,住房条件的改善有利用抑制东部地区居民推迟初婚年龄,而个人收入的增加则会显著推迟西部地区和中部地区居民初婚年龄。研究同时表明,影响居民初婚年龄的因素推迟的促进作用都是要大于其抑制作用,总体而言,初婚年龄还处于不断推迟的趋势之中。

关键词

初婚年龄, HLM分析, 事件史分析, 对数正态模型

Why Is the Age of First Marriage Delayed?

Zhiru Wang, Jiawen Rao, Guijun Zhang*

School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi
Email: *gj_zhang3417@sina.com

Received: Jul. 2nd, 2021; accepted: Jul. 29th, 2021; published: Aug. 4th, 2021

Abstract

Since the beginning of the 21st century, the average age of first marriage of urban and rural resi-

*通讯作者。

dents in China has shown a trend of continuous delay. What are the influencing factors and mechanisms behind the change of first marriage age is worth discussing. This paper analyzes the reasons for the delay of the age of first marriage from both individual and social levels through the multi-level linear model (HLM) and the log normal model of event history analysis (EHA). The results show that: the education level of individuals and parents has a significant impact on the age of first marriage of each group, and has a greater impact on women. The increase of personal income will promote individuals to delay the age of first marriage, but the improvement of family economic status will inhibit children's delay of first marriage age. At the same time, residents' satisfaction with the government's medical and health, housing security and public sports policies has a significant impact on the residents' first marriage age. However, satisfaction with the government's social management and urban and rural infrastructure policies can significantly delay the first marriage age of residents. The first marriage age of the residents in the eastern region is significantly higher than that in the western and central regions. The improvement of housing conditions can inhibit the delay of the first marriage age of the residents in the eastern region, while the increase of personal income will significantly delay the first marriage age of the residents in the western and central regions. At the same time, the research also shows that the promotion effect of the factors influencing the first marriage age of residents is greater than its inhibition effect. Generally speaking, the first marriage age is still in the trend of continuous delay.

Keywords

Age of First Marriage, HLM Analysis, Event History Analysis, Lognormal Model

Copyright © 2021 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2010年全国人口普查数据表明,我国城乡居民平均初婚年龄(包含15岁以下和70岁以上初婚人群)从1990年的22.79岁推迟至2010年的24.85岁,初婚年龄推迟了将近两岁。而对比全国2015年和2005年1%人口抽样调查的数据(通过SMAM法估算得到)发现,2005年男、女性平均初婚年龄分别为25.7岁和23.6岁,而到2015年则分别推迟至27.2岁和25.4岁,总体平均初婚年龄从24.6岁推迟至26.3岁。总体而言,我国人口平均初婚年龄呈现出不断推迟的趋势。一般而言,初婚年龄的推迟会直接影响生育率(陈育德等,1985) [1]并通过世代间隔影响人口增长。研究数据表明¹,我国妇女的总生育率已从1990年的2.31%下降到2015年的1.047,人口自然增长率也从1990年的1.43%下降到2018年的0.381%。与女性初婚年龄一样,男性初婚年龄的变化也会对生育率产生影响,Anderson (1975) [3]发现夫妻之间年龄的变化是影响婚姻生育率的重要原因。因此,有不少学者旨在探寻影响初婚年龄的因素,并从中探求得改善人口问题的方案。

在我国,最早关于初婚年龄的调查始于上世纪八十年代。从文献资料来看,我国最早对初婚年龄进行的研究可以追溯到时安卿(1985) [4]对中国女性初婚年龄影响因素的研究,其研究表明女性工作情况、教育情况、职业以及配偶年龄差异是当时影响女性初婚年龄的重要因素,但是并未讨论男性初婚年龄的影响因素。而之后陈友华(1993) [5]研究了80年代两性初婚年龄的变动情况,提出了在研究单性别初婚年龄变动的同时还要考虑配偶的影响,但其并未讨论影响初婚年龄的因素,仅仅是通过个性别未婚人口的

¹1990年的生育率数据来自陈友华(2010)的研究,详见文献[2];2015年的生育率数据选自2016年《中国统计年鉴》;1990年和2018年的人口自然增长率数据选自2019年《中国统计摘要》。

初婚比例来进行定性研究。此后,赵智伟(2008) [6]探讨了女性初婚年龄在社会及生理两方面的影响因素。近年来,生育率下降等问题开愈发严峻,理论研究开始从多个角度对此展开探讨,而初婚年龄问题就是其中一个重要方向。

从已有文献看,有关的影响因素研究主要集中在受教育状况、收入水平等个人因素方面。其中,教育一直以来都被认为是影响初婚年龄的重要因素。在国外,Ono (2003) [7]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。在国内,朱州(2019) [8]、杨克文(2018) [9]等都将教育作为主要自变量,分别采用 IV-Tobit 模型和 OLS 估计来进行验证 Ono 的研究结论。除了研究个人教育程度对初婚年龄的影响外,部分学者还将目光转向了父母受教育程度的影响,按照 Bourdieu (1978) [10]等人所描述的文化再生产理论认为,父母的受教育程度会影响家庭文化资本,从而影响子女的教育资源获得,进而影响子女的受教育程度。因此,可认为父母的受教育程度也会对子女的初婚年龄产生较为重要的影响。除了教育因素方面,收入因素也是人们在研究初婚年龄时常考虑的因素。有一种观点认为在高收入家庭,由于没有经济负担,所以结婚较早,收入升高对初婚年龄有提前效应;相反,若个人或家庭经济条件不好,则由于生存压力会选择推迟结婚(王仲,2010) [11]和 Becker (1973) [12]的婚姻挤压理论也在一定程度上支持了这一观点;但是现在越来越多的观点认为收入升高对初婚年龄有推迟效应,如戚杰强等(2008) [13]就认为高收入者更倾向于晚婚这一选择。在我国,结婚成本一直都是影响初婚年龄的一项重要指标,其中,住房的影响更为突出。廉思和赵金艳(2017) [14]的研究则表明,没有房产的情侣更有可能推迟结婚,而婚前拥有住房的适龄人群更容易结婚,并且聂霞等(2020) [15]也得出了住房因素对晚婚现象有着显著影响的结论。同时,随着国内经济和教育的不断发展,全球化的步伐不断加快,越来越多的新思维对我们的传统认知产生冲击,梁同贵(2020) [16]基于 Heckman 二阶段模型证明了对婚前同居的肯定态度会在一定程度上推迟男性及女性的初婚年龄。

目前,关于初婚年龄的已有研究中,较少涉及社会因素层面的专门分析。少数相关研究主要是探讨地区差异、城市控制效应、婚恋观念、福利政策等因素的影响问题。其中,张胜康(1997) [17]对台湾青年婚恋观变化的研究以及(叶文振,1995) [18]对我国妇女初婚年龄的研究,都认为社会发展会对初婚年龄产生推迟效应。赵智伟(2008)的研究强调地区差异的影响,他对 1990 年和 2000 年女性初婚年龄的分析认为,不同省份之间的初婚年龄有着较为明显的区别。从各年度的《中国民政统计》婚姻登记一栏也可以看出,不同省区市初婚人数在各年龄段的分布存在明显差异。Coughlin 等(2011) [19]的研究表明地区的不平等水平、福利政策等因素也会对整体层面的结婚率与初婚年龄产生影响。Kalmijn (2013) [20]的研究显示,不同社会环境会对选择是否提前结婚产生影响。王锦华和许晓东(2015) [21]的研究则表明各地的公共政策和服务对社会福利有着显著的影响。杨克文(2018)的研究强调,教育对初婚年龄的影响会受制于城市控制效应。除前述影响因素外,还有诸多社会层面的因素直接影响初婚年龄的选择,亦或是通过对教育状况、收入水平的影响间接作用于未婚群体的初婚年龄选择。比如,出生年代的不同也会对初婚年龄产生较大的影响。特别是我国,在新中国成立后的 1950 年、1980 年先后颁布了两部婚姻法,并在 2001 年再次进行了修改,其中前两次法律规定明确涉及男、女初次结婚年龄。那么,出生年代应作为考察初婚年龄影响因素的一个重要控制变量。然而,现有文献很少关注此类社会因素对初婚年龄的影响,更缺少针对社会因素对个人因素之调节作用的影响研究。对此,本文拟将影响初婚年龄的变量分为个人层面和社会层面,并将其纳入统一分析框架探讨初婚年龄的推迟问题。鉴于传统回归方法无法将不同层次的数据应用到同一模型的局限性,本文拟采用多层次线性模型(Hierarchical Linear Models,以下简称“HLM”)分析个人和社会两个层面因素对初婚年龄变动的的影响问题。同时,对于样本数少、不符合 HLM 样本原则的

分地区及分性别、分户口样本,采用事件史分析(Event History Analysis,以下简称“EHA”)中的对数正态模型(Log-Normal)进行分析,研究分地区,分性别、户口差异对初婚年龄变动的的影响。

2. 研究设计

2.1. 数据来源与变量选择

本文的数据来自于2015年中国综合社会调查(Chinese General Social Survey,以下简称“CGSS”),该数据的总样本数为10968,分布在全国28个省、自治区、直辖市的125个县(区),涉及500个街道、乡(镇)的约1000个居民委员会。为了提高研究数据的准确性,降低误差,保证分析过程真实可靠,本文对总样本进行了必要的调整处理。主要是:1)缺失值及无效值的剔除、变量范围的设定;2)对于HLM模型所需的只包含已婚人群的样本,筛选出了4322个样本作为最终样本;3)对于事件史分析Log-Normal模型所需的包含“删失值”的样本,筛选出8462个样本作为最终样本。

本文选取个人的初婚年龄(除去了15岁以下及70岁以上的样本)作为被解释变量。解释变量分为个体层面以及社会层面两个层面。第一,个体层面。主要包括个人的性别、户口类型、出生的年代、个人收入、家庭经济地位、住房面积以及文化教育因素。其中,文化教育因素由个人以及父母的最高教育程度代替。第二,社会层面。主要选取公共教育、医疗卫生、住房保障、社会管理、劳动就业、社会保障、基本社会服务、公共文体和城乡基础设施共计九个方面的内容。

相关变量的处理方面,出生年代变量设置为“1~4分别表示60年代前,60年代,70年代,80年代及以后”;家庭经济地位变量设置为“居民收入按照五等分分组,1~5家庭经济地位依次升高,分别为低于20%分位数收入水平,处于20%~40%分位数收入水平之间,处于40%~60%分位数收入水平之间,处于60%~80%分位数收入水平之间,高于80%分位数收入水平”;个人总收入和住房面积变量分别取自CGSS数据库中对应指标的对数值。由于公民对政府公共服务的满意度能侧面反映出社会公共服务因素的整体表现情况,因此,选择了对9个项目的公共服务满意度作为反映社会层面情况的衡量指标,并使用因子分析将该9个指标压缩为医疗与教育和其他社会公共服务两个因子。在对社会层面因素的进一步处理时,对公共服务因素按省(区、市)为特征划分,并取各地区公共服务因子得分的平均值作为社会层面因素的变量。第四,控制变量的设定。本文将表示个人特征的性别、户口以及出生年代三个变量作为控制变量,主要观测其余因素对初婚年龄的影响。

2.2. 描述性统计分析

表1是按户籍分类的个人层面各变量的描述性统计。从户籍的角度比较看,非农户口的居民平均初婚年龄24.979略大于农业户口居民23.175的平均初婚年龄;从个人总收入、家庭经济地位、个人及父母教育程度上看,非农户口的受访者都明显优于农业户口,住房面积农业户口高于非农户口。

Table 1. Descriptive statistical analysis of individual level samples

表 1. 个人层面样本的描述性统计

变量名称	变量解释	农业户口			非农户口		
		男	女	总	男	女	总
初婚年龄	之后取对数处理	23.882	22.329	23.175	25.792	24.058	24.979
出生年代	从1~4分别表示60年代前,60年代,70年代,80年代及以后	2.284	2.441	2.356	2.239	2.483	2.353
个人总收入	取对数处理	9.840	9.327	9.606	10.640	10.381	10.518

Continued

家庭经济地位	1~5 分别为低收入、中低收入、中等收入、中高收入、高收入	2.657	2.613	2.637	2.792	2.848	2.818
住房面积	取对数处理	4.671	4.662	4.667	4.407	4.414	4.410
个人教育程度	从 1~5 分别为文盲或只读私塾、扫盲班, 小学, 初中, 高中、高职、中专、技校, 大学及以上	2.897	2.522	2.726	3.952	3.868	3.912
父亲教育程度	从 1~5 分别为文盲或只读私塾、扫盲班, 小学, 初中, 高中、高职、中专、技校, 大学及以上	1.668	1.686	1.676	2.340	2.574	2.450
母亲教育程度	从 1~5 分别为文盲或只读私塾、扫盲班, 小学, 初中, 高中、高职、中专、技校, 大学及以上	1.378	1.412	1.393	1.955	2.223	2.029

图 1 和图 2 分别给出了按性别和按地区分类的平均初婚年龄结果。从性别上看, 不论是农业户口还

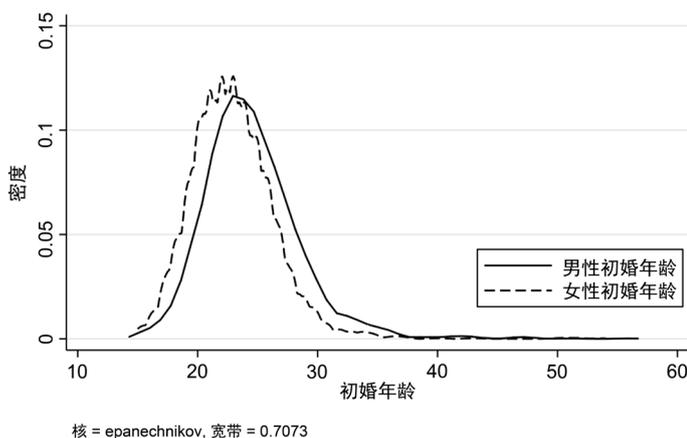
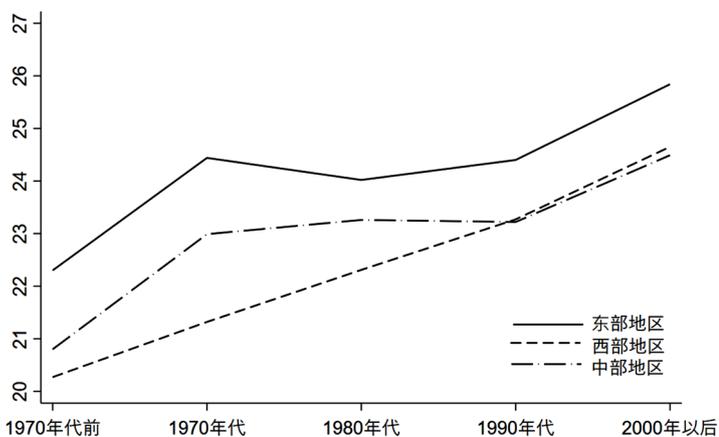


Figure 1. Nuclear density map of first marriage age

图 1. 初婚年龄核密度图(区分性别)



注: 作者根据 CGSS 数据绘制。东部地区包括北京、上海、天津、山东、广东、广西、江苏、河北、浙江、福建、辽宁, 中部地区包括内蒙古、吉林、四川、安徽、山西、江西、河南、湖北、湖南、贵州和黑龙江, 西部地区包括云南、宁夏、甘肃、重庆、陕西、青海等(其它省份数据缺失)。

Figure 2. Comparison of the average age of first marriage in the eastern, central and western regions of China

图 2. 我国东、中、西部地区平均初婚年龄比较

是非农户口,男性的平均初婚年龄均明显高于女性平均初婚年龄(根据 CGSS2015 年调查数据绘制的核密度图同样表明,男性初婚年龄通常都大于女性,详见图 1);从分地区情况看(如图 2 所示),我国东部、中部和西部地区 1970 年以前至 2000 年以后时间段平均初婚年龄均呈现上升趋势,但三大区域之间的初婚年龄增长存在一定的差别,总体而言,东部省(区、市)的平均初婚年龄高于中部、而中部又高于西部。

2.3. 模型构建

设定处于同一省(区、市)内的居民所享受到的政府政策(如公共服务)、所处的收入水平、住房水平、所接受的教育以及社会认知,有着较高的相似性,而又与其他省(区、市)之间有着较明显的差异性。这种设定,如同生产、就业行为的相似性导致村庄内部行为会受到地理层面的影响一样(李兴绪等, 2010) [22],居民受到群体效应的影响也会做出相似的社交行为,如交往、婚姻,并且这会使得同省(区、市)内部初婚年龄大体相似而不同省间的平均初婚年龄有着较明显的差距,这可以从赵智伟(2008)的研究中得到验证。在理论模型的构建过程中,不再遵循传统线性回归分析的独立性条件假设,而是同样设定各省平均初婚年龄满足一定程度的差异性。同时,在个人层面因素相同的居民在不同的社会层面因素作用下,其初婚年龄也会具有较强的异质性,如公共服务等社会福利状况也可能会导致初婚年龄的变动。

1) 基于总体样本的 HLM 模型构建。在具体模型设定时,我们认为初婚年龄并不仅仅受个人层面如性别、年龄、户口、收入、教育等方面的影响,还应受到社会层面如社会保障以及公共服务等方面的影响,同时社会层面影响对个体层面起到的调节作用也可能会进一步影响到初婚年龄,譬如,更好地公共服务体系会使得家庭或子女接受到更好的教育,居民获得更加丰厚的收入,从而进一步影响到公众的初婚年龄。因此,对于总体样本,本文利用 HLM 模型从个人和社会两个层次分离出其对初婚年龄影响的不同效应,并分别研究两者及其交互作用对初婚年龄影响的机制,HLM 的构建过程如表 2 所示。

Table 2. The process of HLM model about the age of first marriage

表 2. 关于初婚年龄的 HLM 模型构建

模型名称	模型表达式	模型参数解释
零模型	$L1: \ln Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$ $L2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}$	$\ln Y_{ij}$ 为第 j 个省(市)的第 i 个体初婚年龄、 β_{0j} 为第 j 个二层单位 $\ln Y$ 的平均值、 r_{ij} 为第 j 个二层单位 $\ln Y$ 的变异、 γ_{00} 为所有二层单位 $\ln Y$ 的总平均数、 μ_{0j} 为第二层方程的随机成分。
随机效应回归模型	$L1: \ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{nj} X_n + r_{ij}$ $L2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}$ $\beta_{nj} = \gamma_{n0} + \mu_{nj}$ 其中, $n=1,2,\dots,7$	X_n 为第一层第 n 个自变量、 β_{nj} 为第一层第 n 个自变量的回归斜率、 γ_{n0} 为 β_{nj} 的平均值、 μ_{nj} 为 β_{nj} 的随机成分。
随机回归截距模型	$L1: \ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{nj} X_n + r_{ij}$ $L2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{0m} W_m + \mu_{0j}$ $\beta_{nj} = \gamma_{n0} + \mu_{nj}$ 其中, $m=1,2$	W_m 为第二层第 m 个自变量、 γ_{0m} 为第二层第 m 个自变量的回归斜率。

2) 基于分类样本的 EHA 模型构建。若进一步讨论分地区,以及分户口、分性别的初婚年龄影响因素,则需要对样本进行分类。这种处理,会使 HLM 模型无法满足 Kreft (1996) [23]所提出的“30/30”法则,因此,本文对分类样本的进一步分析,选用事件史研究中常用的 EHA 模型。该模型除了能够估计事件发生与否外,还可以将事件发生前的时间也考虑在内,同时,也可以有效处理数据的截删问题(Bloosfeld

等人, 2007) [24], 故而该方法在对初婚年龄的研究中广泛应用。

EHA 模型应用中, 风险函数的设定至关重要。Hernes 和 Gudmund (1972) [25]认为进入初婚年龄的风险函数是一个钟形曲线, 或近似于正态曲线, 国外的许多研究也证明了这一点(Coale, 1971) [26]。而本文基于 CGSS2015 数据所求得的风险函数如图 3 所示, 其近似为钟形曲线分布。

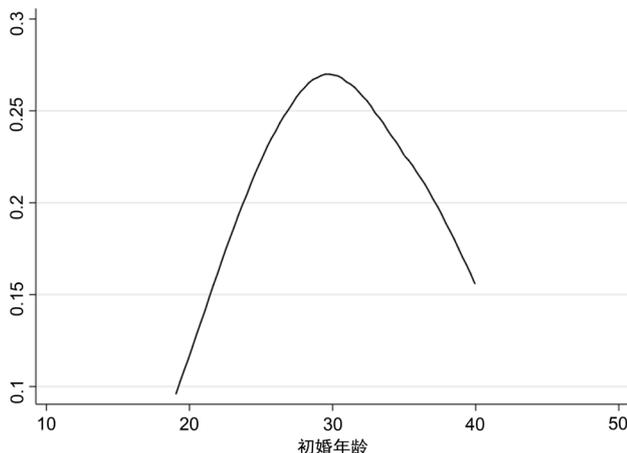


Figure 3. The risk function of entering first marriage
图 3. 进入初婚的风险函数

对此, 本文关于 EHA 模型的设定, 将引入对钟形曲线风险函数的估计, 即构建对数正态模型 (Log-Normal), 其表达式为:

$$r(t) = \frac{b}{bt} \frac{\varphi(z_t)}{1 - \Phi(z_t)} > 0, \quad z_t = \frac{\log(t) - a}{b} \tag{1}$$

$$\log t = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon \tag{2}$$

其中, $r(t)$ 为风险函数, t 表示进入初婚前的时间, $\varphi(z_t)$ 和 $\Phi(z_t)$ 分别为标准正态密度函数和标准正态累积分布函数, x 表示解释变量。

3. 结果分析与讨论

3.1. 基于总体样本的 HLM 模型结果分析

3.1.1. 可行性分析

本文选择的数据涉及 28 个省(区、市)的 4322 个样本, 符合 Krefl “30/30 法则”的要求。从构建的零模型回归结果看, 方差分析中的组间方差为 0.00231, 达到了统计意义上的显著, 验证了省(区、市)之间初婚平均年龄的显著差异。表 3 为零模型回归结果, 可由此计算组内相关系数 ICC 值。根据温福星(2009) [27]的判断准则, 组内相关系数为 $0.093 > 0.059$, 显示为中度关联强度。综合上述回归结果, 本文数据适合使用 HLM 模型进行分析。

Table 3. Regression results of the null model

表 3. 零模型回归结果

随机效应	标准差	方差成分	自由度	卡方统计量	P 值
初婚年龄 (μ_0)	0.04801	0.00231	27	404.29287	0
层-1(r)	0.14993	0.02248			

3.1.2. 内生性检验

尽管本文已经对个人层面因素和社会层面因素进行了一定程度的控制,但考虑到 HLM 模型结果不能明确确定因果关系。因此,在分析个人总收入与初婚平均年龄关系的过程中,内生性问题必须加以考虑。通常导致内生性的原因有三种:一是存在遗漏变量,可能有不可观测的因素同时影响个人总收入以及初婚平均年龄,比如个人性格等方面的不可观测因素。二是存在测量误差,本文基于 HLM 模型分析时所采用的数据均为 CGSS2015 调查数据,其准确程度与受访者问卷应答质量有关,在一定程度上存在误差的可能。三是可能存在反向因果问题,即收入会影响初婚年龄,而个人也可能通过延迟初婚年龄、增加工作时间来影响收入。对于前述问题,本文的处理思路如下:

1) 检验变量的内生性。变量内生性问题可能会导致回归结果出现不同程度的偏误,因而本文利用劳动时间(由 CGSS 数据库中受访者务工时间衡量)作为个人总收入的工具变量,并以此为依据开展内生性检验。主要利用豪斯曼检验以及伍德里奇(2015) [28]的检验方法,具体步骤为: a) 利用个人总收入对所有外生变量(包括模型中的所有外生变量以及工具变量)进行回归,估计个人总收入方程并得到残差 \hat{v}_2 ; b) 在包括个人总收入的总模型中添加 \hat{v}_2 , 并通过回归结果检验 \hat{v}_2 的显著性; c) 设定具体的检验准则,若 \hat{v}_2 的回归系数显著异于 0, 则判定个人总收入为内生。基于实证数据的检验结果也验证了个人总收入变量的内生性(\hat{v}_2 系数显著性 p 值均小于 0.05), 对此,我们拟通过工具变量法来处理内生性问题。

2) 工具变量的外生性检验。对于前述工具变量设定,考虑到劳动时间也可能与初婚年龄有着一定的相关性而非严格外生,因而还需要对工具变量进行外生性检验。由于只选用了劳动时间这一个工具变量,是恰好识别的情形,故无法从统计上验证工具变量的外生性。因此,在选择工具变量外生性检验方法时,参考段志民(2016) [29]的处理,在农村样本和非农样本中,将初婚年龄同时与个人总收入、劳动时间进行回归分析。在回归结果中,如果劳动时间仅通过个人总收入间接影响初婚年龄,那么,在控制其余变量的前提下,个人总收入对初婚年龄的影响显著,而务工时间对初婚年龄的影响则不显著。

从表 4 的外生性检验结果看: a) 在农业户口样本中,务工时间对初婚年龄影响不显著,但个人收入对初婚年龄影响显著;如果将它们分别对初婚年龄进行回归时,个人收入依旧显著,但务工时间并不显著。b) 在非农户口样本中,个人总收入对初婚年龄影响显著而务工时间的影响并不显著;如果将它们分别对初婚年龄进行回归,那么,个人总收入显著影响初婚年龄而务工时间的影响却不显著。由此可以推断,以务工时间作为工具变量有着严格的外生性。总体而言,以务工时间作为工具变量对居民为农业户口以及非农户口样本数据分析中均通过工具变量的外生性检验。

Table 4. Exogenous test of instrumental variables (with first marriage age as dependent variable)

表 4. 工具变量的外生性检验(以初婚年龄为因变量)

	农业户口			非农户口		
个人总收入	0.012*** (0.003)		0.011*** (0.003)	0.015*** (0.005)		0.015*** (0.005)
务工时间		0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)		0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)
控制变量	√	√	√	√	√	√
样本量	2825	2825	2825	1497	1497	1497

注: “***”、“**”、“*” 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著,括号内为标准误。

3.1.3. 初婚年龄影响因素回归结果分析

表 5 分别给出了初婚年龄影响因素的 HLM 和 IV-HLM 的回归结果,其中,模型 1 和模型 3 为随机

效应回归模型，模型 2 和模型 4 为随机回归截距模型。通过回归结果对比可知，在使用工具变量后，除个别变量的显著性发生了改变外，解释变量的符号基本没有发生变化。因 IV-HLM 回归较好地解决了内生性问题，故基于模型 3 和模型 4 的回归结果进行分析。

Table 5. HLM regression analysis on Influencing Factors of first marriage age

表 5. 初婚年龄影响因素 HLM 回归结果

变量	HLM		IV-HLM	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
性别	-0.055*** (0.006)	-0.055*** (0.006)		
出生年代	-0.017*** (0.003)	-0.016*** (0.003)		
户口	0.018** (0.007)	0.017** (0.007)		
个人总收入	0.010*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.037** (0.017)	0.041** (0.017)
个人层面 家庭经济地位	-0.017*** (0.004)	-0.017*** (0.004)	-0.027*** (0.008)	-0.029*** (0.008)
住房面积	-0.008* (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.009** (0.004)	-0.008* (0.004)
个人教育程度	0.030*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.023*** (0.006)	0.022*** (0.006)
父亲教育程度	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.003 (0.002)	0.004* (0.002)
母亲教育程度	0.010** (0.004)	0.009** (0.004)	0.011** (0.004)	0.010** (0.004)
社会层面 医疗和教育		0.002*** (0.001)		0.003*** (0.001)
其他社会公共服务		-0.002 (0.001)		-0.00004 (0.001)

注：1) “*”表示 $p < 0.1$ ，“**”表示 $p < 0.05$ ，“***”表示 $p < 0.01$ ；2) 括号内为稳健标准误。

模型 3 的回归结果显示，就个人层面而言，在对控制变量进行控制的前提下，个人收入、家庭经济地位、住房面积、个人与母亲的教育程度都对初婚年龄有着较为显著影响；而在控制其它变量的情况下，高收入、较低的家庭经济地位、较小的住房面积、个人与母亲越高的受教育程度越会推迟个人初婚年龄。模型 4 的回归结果显示，医疗和教育因素对居民初婚年龄的推迟有着显著的促进作用。

基于统计意义显著下通过计算各变量在经济学上的显著影响，可以得出，若仅考虑个人层面，个人收入、个人教育程度和母亲的教育程度每增加 1 个标准差，对促进初婚年龄推迟的影响分别为 0.91%、0.88%和 0.322%；家庭经济地位和住房面积每增加 1 个标准差，则对抑制初婚年龄推迟的影响分别为 0.61%和 0.18%，因此，研究表明个人层面因素对促进初婚年龄推迟的影响大于抑制初婚年龄推迟的影响。再加上社会层面因素，由于社会层面因素仅医疗和教育因素统计意义上显著，并且促进初婚年龄推迟，且每改变 1 个标准差对初婚年龄的影响为 0.42%。因此，不论从个人层面或是社会层面因素，对初婚年龄推迟的促进作用始终大于抑制作用。

3.2. 分地区、户籍和性别样本的 EHA 模型结果分析

为研究不同地区、不同性别、不同户口群体对初婚年龄的影响，分别构建了分地区、分性别和分户口类型的 Log-Normal 模型。

3.2.1. 分地区 Log-Normal 模型的回归结果分析

表 6 为分地区的 Log-Normal 回归结果。从总样本回归来看，西部地区和中部地区居民的初婚年龄均低于东部地区，中部地区居民的初婚年龄高于西部地区。而从具体影响因素来看：

1) 个人教育对初婚年龄影响的地区差异。第一，对比没有受教育的情况，东部地区每阶段教育程度的提升对于初婚年龄都有显著的影响，并且教育程度越高，系数越大，对初婚年龄的影响也越大；第二，西部地区只有初中以上学历的教育程度会对初婚年龄有着显著的正向作用，并且教育程度越高，影响也越大；第三，中部地区只有高中、高职、中专、技校以上的学历才会对初婚年龄有着显著的正向作用。

2) 父母受教育程度对初婚年龄影响的地区差异。第一，各地区父亲受教育程度对初婚年龄的影响中，只有中部地区小学学历与高中、高职、中专、技校学历对初婚年龄有显著的正向作用。第二，东部地区和中部地区只有母亲处于大学及以上学历时才会对子女初婚年龄有着显著的推迟作用，并且中部地区的提前作用影响要大于东部地区，西部地区居民的母亲在小学学历时对子女初婚年龄有着显著的推迟作用。第三，父母的教育程度的提升会推迟子女的初婚年龄，这在不同地区均成立。

3) 个人收入、家庭经济地位和住房面积对初婚年龄影响的地区差异。第一，东部地区个人收入变量对初婚年龄的影响并不十分显著，西部和东部地区居民个人收入增加对初婚年龄有着显著的正向作用，即个人收入越高，初婚年龄越大。并且西部地区的系数要高于中部地区，说明个人收入因素对西部地区居民影响程度更大。第二，家庭经济地位的提升对各个地区的居民初婚年龄的推迟都有显著的抑制作用。第三，东部地区的居民住房面积的增加对初婚年龄的推迟有着显著的抑制作用。

Table 6. Results of Log-Normal model by area

表 6. 分地区的 Log-Normal 模型结果

自变量	总样本	东部地区	西部地区	中部地区
性别(女 = 1)	-0.064***	-0.057***	-0.079***	-0.068***
出生年代(60 年代前)				
60 年代	-0.025***	-0.045***	-0.016	-0.005
70 年代	-0.014***	-0.023***	-0.018	-0.002
80 年代及以后	-0.042***	-0.059***	-0.038**	-0.021**
户口(非农户口 = 1)	0.017***	0.018***	0.001	0.017***
个人教育程度(文盲)				
小学	0.013**	0.049***	0.008	-0.008
初中	0.037***	0.078***	0.034**	-0.009
高中、高职、中专、技校	0.075***	0.118***	0.104***	0.035***
大学及以上	0.122***	0.164***	0.164***	0.083***
父亲教育程度(文盲)				
小学	0.007	-0.005	0.005	0.018**
初中	0.009	0.0003	0.007	0.016
高中、高职、中专、技校	0.021**	0.007	0.009	0.038***
大学及以上	0.014	0.006	-0.039	0.025

Continued

母亲教育程度(文盲)				
小学	0.007	0.009	0.030*	-0.003
初中	0.012	0.015	0.042	0.003
高中、高职、中专、技校	0.008	0.019	0.051	-0.022
大学及以上	0.063***	0.054**		0.124***
个人总收入	0.002***	0.002*	0.004***	0.002***
家庭经济地位	-0.008***	-0.008***	-0.015**	-0.006*
住房面积	-0.006**	-0.010**	-0.004	-0.001
所属地区(东部地区)				
西部地区	-0.043***			
中部地区	-0.033***			
常数项	3.187***	3.183***	3.134***	3.143***
N	7042	2926	1051	3065

3.2.2. 分性别与分户口类型的 Log-Normal 模型回归结果分析

从表 7 的结果可以看出, 不论农业户口还是非农业户口, 东部地区的初婚年龄都显著高于西部地区和中部地区。对农业户口居民而言, 西部地区的初婚年龄大于中部地区, 而对非农业户口, 中部地区和西部地区初婚年龄则没有明显差异。从具体的影响因素来看, 个人教育程度, 父母教育程度、个人收入、家庭经济地位和家庭住房面积对城乡居民初婚年龄的影响存在性别和城乡差异:

1) 个人教育对初婚年龄的影响。从个人教育程度相关变量的回归结果看, 个人教育程度在各个群体中对初婚年龄的影响都是显著的, 特别是对于非农业户口和女性。第一, 当个人为农业户口时, 群体教育水平的提升会显著提高初婚年龄, 并且教育程度越高, 教育对初婚年龄的提高的程度越大; 第二, 不论是农业户口还是非农业户口居民, 女性每个教育阶段对初婚年龄的正向影响都大于男性群体; 第三, 在同等教育阶段, 非农业户口居民个人教育对初婚年龄的影响明显高于农业户口居民。并且, 不论是农业户口或是非农业户口, 女性的个人教育程度对初婚年龄的推迟作用程度都明显高于男性。

2) 父母受教育程度对初婚年龄的影响。对比农业户口和非农业户口居民总体, 回归结果显示父亲受教育程度对农业户口居民的初婚年龄有着显著的推迟作用, 对非农业户口居民没有显著影响, 而母亲受教育程度对非农业户口居民的初婚年龄有着显著的推迟作用, 对农业户口居民没有影响。同时, 从户口类型来看, 父亲教育程度只对农业户口总体居民的初婚年龄有着显著的推迟作用, 而母亲教育程度则是对非农业户口居民的初婚年龄有着显著的正向影响。并且, 随着教育程度的提高, 对初婚年龄的推迟作用也越大。

3) 个人收入对初婚年龄的影响。就户口类型来看, 农业户口与非农业户口居民的个人收入都对其初婚年龄有着显著的推迟作用, 其中, 非农业户口居民个人收入的系数大于农业户口, 表明个人收入对非农业户口的推迟作用程度更大。而性别差异方面, 拥有农业户口的男性, 其个人收入对初婚年龄没有显著影响, 但个人收入会对拥有农业户口的女性产生显著影响; 非农业户口中, 个人收入对男性和女性的初婚年龄都有显著的推迟作用, 且对男性的影响要大于女性。

4) 家庭经济地位对初婚年龄的影响。回归结果显示, 农业户口的男性和女性居民初婚年龄的推迟会受到家庭经济地位显著的抑制作用, 且对男性的抑制作用大于女性。对于非农业户口居民, 家庭经济地位仅对女性居民初婚年龄的推迟有显著抑制作用。

5) 住房面积对初婚年龄的影响。回归结果显示农业户口居民不论男女, 住房面积均不会对其初婚年龄造成显著影响; 但抑制非农户口男性、女性推迟初婚年龄, 且对男性的抑制作用大于女性。这一结果表明, 住房是影响城镇居民初婚年龄的一个重要因素, 但农村居民的婚姻住房成本普遍偏低, 因而住房对农村居民初婚年龄的影响并不显著。当前的房价问题是困扰年轻人结婚的一个重要因素, 若有足够资本承担面积较大的住房, 那么, 初婚年龄也会相对提前。

Table 7. Results of Log-Normal model by gender, registered residence
表 7. 分性别、户口的 Log-Normal 模型结果

自变量	农业户口			非农户口		
	男	女	总	男	女	总
性别(女 = 1)			-0.064***			-0.067***
出生年代(60 年代前)						
60 年代	-0.026***	-0.006	-0.017***	-0.043***	-0.028***	-0.035***
70 年代	0.001	-0.012	-0.007	-0.034**	-0.010	-0.020**
80 年代及以后	-0.042***	-0.036***	-0.037***	-0.053***	-0.030**	-0.038***
个人教育程度(文盲)						
小学	-0.046***	0.019**	0.005	0.032	0.067***	0.058***
初中	-0.041***	0.054***	0.023***	0.056**	0.115***	0.095***
高中、高职、中专、技校	-0.001	0.093***	0.061***	0.091***	0.150***	0.129***
大学及以上	0.060***	0.143***	0.117***	0.119***	0.208***	0.170***
父亲教育程度(文盲)						
小学	0.009	0.013	0.011*	0.016	-0.018*	-0.0004
初中	0.016	0.018	0.017*	0.013	-0.023*	-0.005
高中、高职、中专、技校	0.020	0.027*	0.024**	0.027	-0.008	0.010
大学及以上	0.036	-0.029	0.007	0.033	-0.027	0.002
母亲教育程度(文盲)						
小学	0.004	-0.004	0.002	0.013	-0.019*	0.016**
初中	0.004	0.005	0.008	0.022	0.015	0.019*
高中、高职、中专、技校	-0.023	-0.014	-0.018	0.045**	0.003	0.023*
大学及以上	0.068	0.058	0.048	0.066*	0.070***	0.073***
个人总收入	0.003**	0.002***	0.002***	0.004**	0.003**	0.003***
家庭经济地位	-0.020***	-0.005*	-0.012***	-0.004	-0.006*	-0.004*
住房面积	-0.001	0.004	-0.002	-0.033***	-0.009*	-0.022***
所属地区(东部地区)						
西部地区	-0.029***	-0.058***	-0.043***	-0.038**	-0.039***	-0.038***
中部地区	-0.023***	-0.034***	-0.029***	-0.041***	-0.035***	-0.038***
常数项	3.232***	3.057***	3.159***	3.285***	3.084***	3.214***
N	2081	2410	4491	1207	1344	2551

4. 启示性结论

本文针对长期以来我国居民初婚年龄的延迟现象, 尝试将个人层面影响因素和社会层面影响因素纳入统一分析框架, 探讨初婚年龄延迟的成因问题, 以期为新时期我国人口政策调整、转移支付政策实施以及教育、医疗、社会管理、住房调控等相对政策制订提供理论参考。文章基于 CGSS2015 数据, 采用多层次线性模型(HLM)对我国居民初婚年龄延迟的影响因素进行了分析, 并基于事件史分析(EHA)中的对数正态(Log-Normal)模型开展了分地区、分性别和分户口类型的调节效应分析。得出了如下结论:

第一, 各地区、各类户口和性别居民初婚年龄的推迟都会受到个人教育程度显著的促进作用, 并且个人教育程度越大, 促进作用也越大。父亲教育程度对于农村户口居民的初婚年龄的推迟有着较为显著的促进作用, 母亲教育程度则会显著促进非农户口居民初婚年龄的推迟。个人收入对于居民初婚年龄的推迟有着十分显著的促进作用, 尤其是对于西部地区的居民, 影响程度要大于东部地区和中部地区的居民。

第二, 家庭经济地位对于农业户口居民初婚年龄的推迟有着显著的抑制作用, 且对男性的抑制影响更大, 对非农户口居民影响并不显著。而住房面积则是对东部地区和非农户口的居民初婚年龄的推迟有着显著的抑制作用, 对中、西部地区及农业户口居民并未有显著的影响。

第三, 教育和医疗因素作为社会层面因素, 对于居民初婚年龄的推迟有着较为显著的抑制作用, 而其他社会公共服务因素对居民初婚年龄的影响并不显著。

第四, 不论从个人层面还是社会层面因素看, 各显著影响初婚年龄的因素对于居民初婚年龄推迟的促进作用都是要大于其抑制作用, 因此, 就本文看来, 初婚年龄还处于不断推迟的趋势之中。

参考文献

- [1] 陈育德, 等. 北京城区妇女初婚年龄对生育率的影响[J]. 中国卫生统计, 1985(2): 30-33.
- [2] 陈友华. 从分化到趋同——世界生育率转变及对中国的启示[J]. 学海, 2010(1): 26-34.
- [3] Anderson, B.A. (1975) Male Age and Fertility: Results from Ireland Prior to 1911. *Population*, **41**, 561-567. <https://doi.org/10.2307/2734844>
- [4] 时安卿. 影响妇女初婚年龄诸因素的多元分析[J]. 上海社会科学院学术季刊, 1985(1): 164-172.
- [5] 陈友华, 虞沈冠. 八十年代中国两性平均初婚年龄研究[J]. 南方人口, 1993(4): 18-26.
- [6] 赵智伟. 影响我国女性初婚年龄变动的因素[J]. 人口与经济, 2008 (A1): 32-34.
- [7] Ono, H. (2003) Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender. *Journal of Marriage and Family*, **65**, 275-286. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2003.00275.x>
- [8] 朱州, 赵国昌. 上大学会多大程度上推迟初婚年龄? ——基于 IV-Tobit 模型的估计[J]. 人口学刊, 2019, 41(2): 5-16.
- [9] 杨克文, 李光勤. 教育获得对初婚年龄的影响研究[J]. 人口学刊, 2018, 40(6): 5-19.
- [10] Bourdieu, P. and Passeron, J.C. (1978) Reproduction in Education, Society and Culture. *British Journal of Sociology*, **30**, 257-258.
- [11] 王仲. 结婚年龄之制约性条件研究——平均初婚年龄为什么推迟了[J]. 西北人口, 2010, 31(1): 37-41.
- [12] Becker, G.S. (1973) A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, **81**, 813-846. <https://doi.org/10.1086/260084>
- [13] 戚杰强, 谭燕瑜. 我国城市居民的收入水平对其婚姻状况的影响——以广西的抽样调查为例[J]. 西北人口, 2008, 29(1): 35-37, 41.
- [14] 廉思, 赵金艳. 结婚是否一定要买房? ——青年住房对婚姻的影响研究[J]. 中国青年研究, 2017(7): 61-67.
- [15] 聂霞, 王春枝, 张威. 晚婚现象的影响因素及推迟效应分析[J]. 统计学报, 2020(3): 57-66.
- [16] 梁同贵. 婚前同居对初婚年龄的影响研究——基于 Heckman 二阶段模型的分析[J]. 人口学刊, 2020, 42(1): 5-16.

-
- [17] 张胜康. 当代台湾省青年社会现状分析[J]. 青年探索, 1997(6): 42-45.
- [18] 叶文振. 我国妇女初婚年龄的变化及其原因——河北省资料分析的启示[J]. 人口学刊, 1995(2): 14-22.
- [19] Coughlin, T. and Drewianka, S. (2011) Can Rising Inequality Explain Aggregate Trends in Marriage? Evidence from U.S. States, 1977~2005. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, **11**, Article No. 3.
<https://doi.org/10.2202/1935-1682.2416>
- [20] Kalmijn, M. (2013) The Educational Gradient in Marriage: A Comparison of 25 European Countries. *Demography*, **50**, 1499-1520. <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0229-x>
- [21] 王锦华, 许晓东. 公共政策对中国社会福利影响的实证研究[J]. 社会福利(理论版), 2015(2): 50-55.
- [22] 李兴绪, 刘曼莉, 葛珺沂. 西南边疆民族地区农户收入的地理影响因素分析[J]. 地理学报, 2010, 65(2): 235-243.
- [23] Kreft, I.G.G. (1996) Are Multilevel Techniques Necessary? An Overview, Including Simulation Studies. Unpublished Manuscript, California State University, Los Angeles.
- [24] Blossfeld, H., Golsch, K. and Rohwer, G. (2007) Event History Analysis with Stata. Lawrence Elbaum, New York.
<https://doi.org/10.4324/9780203936559>
- [25] Hernes, G. (1972) The Process of Entry into First Marriage. *American Sociological Review*, **37**, 173-182.
<https://doi.org/10.2307/2094025>
- [26] Coale, A.J. (1971) Age Patterns of Marriage. *Population studies*, **25**, 193-214.
<https://doi.org/10.1080/00324728.1971.10405798>
- [27] 温福星. 阶层线性模型的原理与应用[M]. 北京: 中国轻工业出版社, 2009: 68-71.
- [28] J.M.伍德里奇. 计量经济学导论[M]. 第五版. 张成思, 等, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2015: 435-436.
- [29] 段志民. 子女数量对家庭收入的影响[J]. 统计研究, 2016, 33(10): 83-92.