

DOI: 10.13766/j.bhsk.1008-2204.2021.0902

房价上涨是否推迟了初婚年龄? ——基于CGSS数据的实证分析

刘金山，杜林

(暨南大学经济学院, 广东广州510632)

摘要:“房价”与“婚姻”是大众热议的民生问题。构建婚姻决策理论模型,探讨房价对结婚率的影响,基于中国综合社会调查(CGSS)数据,考察房价上涨对居民初婚年龄的影响。结果表明:房价每上涨1%,居民的平均初婚年龄增加1.108岁;房价上涨对女性初婚年龄的推迟效应大于男性,对城镇地区居民初婚年龄的推迟效应大于农村地区居民,对经济欠发达地区居民初婚年龄的推迟效应大于发达地区居民;家庭经济水平对农村地区男性的初婚年龄有显著负向影响,个体受教育程度对欠发达地区居民的初婚年龄有显著负向影响。

关键词:房价;初婚年龄;推迟效应;性别差异;城乡差异

中图分类号: F126; C924.24

文献标志码: A

文章编号: 1008-2204(2024)01-0108-09

Do Rising Housing Prices Delay the Age at First Marriage?

An Empirical Analysis Based on CGSS Data

LIU Jinshan, DU Lin

(School of Economics, Jinan University, Guangzhou Guangdong 510632, China)

Abstract: “Housing prices” and “marriage” are hotly debated livelihood issues. This paper constructs a theoretical model of marriage decisions to examine the impact of housing prices on marriage rates, and explores the impact of rising housing prices on the age at first marriage of residents based on the data from Chinese General Social Survey (CGSS). The results show that the average age at first marriage increases by 1.108 years when the housing price rises. As for the delay effect of rising housing prices on the age at first marriage, the paper finds that it is greater on women than on men, greater on the residents in urban areas than on those in rural areas, and greater on the residents in less developed areas than on those in developed areas. In addition, family economic level has a significant negative effect on the age at first marriage of rural men, and individual education level has a significant negative effect on the age at first marriage of residents in less developed areas.

Keywords: housing price; age at first marriage; delay effect; gender difference; rural-urban difference

一、问题的提出

当前,中国社会主要矛盾是人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,满足住房需求是实现居民美好生活需要的必要保障。自1998年取消福利分房、实行城镇住房商品化改革以来,房价经历了2003—2008年、2009—2013年、2015—2018年“三轮上涨”热潮,上海、北京、深圳

分别引领了这“三轮上涨”。随着全国大中小城市房价的迅猛上涨,稳房价成为国家宏观调控的重要问题之一。近年来,除住房价格飞速上涨外,“相亲节目”“剩男剩女”等词语也相继进入人们的视野,其背后折射出晚婚现象在人们心中的接受度越来越高。相关资料显示,2020年,中国平均初婚年龄增长至28.67岁,其中,男性平均初婚年龄为29.38岁,女性平均初婚年龄为27.95岁^[1]。随着经济发展与教

育普及, 大众的婚姻观念也在发生变化。研究表明, 居民初婚年龄的推迟和与日俱增的结婚成本有关, 由于中国特有的“丈母娘现象”, 房子成为结婚的物质前提^[2]。高房价增加了人们的结婚成本, 提高了结婚的门槛, 从而推迟了初婚年龄, 具体表现为中国初婚率不断下降、初婚年龄连年提高^[3]。

“房价”与“婚姻”是大众热议的民生问题, 前者在一定程度上反映了中国的经济发展水平, 后者是组成社会最小单位——家庭的必经之路, 研究两者之间的关系具有一定的理论意义与现实意义。笔者拟构建婚姻决策理论模型, 探讨房价上涨对结婚率的负向影响, 采用中国综合社会调查2017年(CGSS 2017)的数据实证检验房价上涨对居民初婚年龄的影响, 试图为理解房价与居民婚姻决策之间的关系提供新证据。

二、文献述评

国内外关于初婚年龄推迟的影响因素的研究颇为丰富, 主要集中在收入、性别比、女性经济地位、受教育程度等方面。一是收入对初婚年龄的影响。Becker认为, 男性通过家庭内部分工获得更长的工作时间和更高的收入, 从而倾向提前结婚^[4]; Bergstrom和Bagnoli的研究结论与Becker相反, 认为收入与婚龄呈正相关^[5]; Loughran发现, 收入不平等会导致女性的结婚意愿显著降低^[6]; 陈金至等构建了一个异质性代理人模型, 研究发现, 收入上涨通过增加低收入者对房价正向影响的权重进而促进房价上涨^[7]。二是性别比对初婚年龄的影响。婚姻挤压理论认为, 性别比上升的后果是男性婚龄推迟和女性婚龄提前^[8]; 陈正伟的研究结论与婚姻挤压理论一致^[9]; 康传坤等考察了房价对中国出生性别比的影响机制发现, 房价上涨显著降低了农村地区的出生性别比, 且房价收入比每提高1%, 城乡地区出生性别比下降0.2%^[10]。三是女性经济地位对初婚年龄的影响。经济独立性观点认为, 随着就业和教育水平提高, 女性的经济地位提高, 推迟进入婚姻的概率加大^[11]; 苏冬蔚和廖佳认为, 房价上涨和女性经济地位的提高均有助于降低城市出生人口性别比^[12]。四是受教育程度对初婚年龄的影响。杨克文和李光勤认为, 人们投入工作中的时间会随着受教育程度的提高而延长, 进而影响个体初婚年龄^[13]; Sweeney发现, 由于平均受教育程度的提高, 女性在校时间延长, 从而导致其初婚年龄推迟^[14]; 杨青等发现, 房价上涨显著提升了女性择偶的学历偏好^[15]; 孙伟增等

通过分析短期房价波动对个体教育选择的影响发现, 房价上涨使当地的高中入学率显著下降, 且对女性和农村户籍人口的影响较大^[16]。

关于房价对初婚年龄影响的研究, 国内外学者有不同的侧重点。国外学者主要从宏观层面分析结婚率与房价之间的关系。理论研究方面, Brown认为, 对要组建家庭且需要买房结婚的夫妇来说, 住房是他们步入婚姻的关键因素, 房价上涨带来结婚成本的上升, 在一定程度上降低了结婚率^[17]; Ermisch的研究结论支持了Brown的观点^[18]。实证分析方面, Burdette等采用美国市级数据研究发现, 房屋供给的增长可以解释约1/3的结婚率变化^[19]; Bowmaker和Emerson基于1970—1999年美国2450个城市的 data, 发现房价收入比越高, 人们的结婚率越低^[20]; Gholipour和Farzanegan基于2002—2010年伊朗的省份数据研究发现, 住房支出与结婚率之间呈负相关关系^[21]。国内学者关于房价对初婚影响的研究集中于理论研究方面, 实证分析方面相对较少。理论研究方面, 主要集中研究房价上涨导致结婚成本上升, 进而促进家庭储蓄, 其中可能间接涉及房价对初婚年龄的影响。王跃生指出, 在中国家庭, 儿子的婚事支出属于刚性支出, 家庭需要为儿子的婚事提前储蓄^[22]; 陈斌开和杨汝岱发现, 高房价对于中国家庭储蓄率的影响是持续性的, 年轻家庭为自己的婚房而储蓄, 年老家庭为子女的婚房而储蓄^[23]。实证分析方面, 洪彩妮基于2004—2008年中国的省级面板数据研究发现, 房价增速对初婚率具有显著的负向影响^[24]。

已有研究探讨了初婚年龄的影响因素, 并就房价对初婚年龄的影响进行了理论分析, 给笔者的研究奠定了重要基础, 但国内研究中关于房价与初婚变量(如初婚率、初婚年龄等)的实证分析较为缺乏。鉴于此, 笔者拟构建婚姻决策理论模型, 采用CGSS 2017数据, 定量分析房价上涨对居民初婚年龄的影响, 并将已有研究成果中影响初婚年龄的变量纳入实证模型, 以期为理解房价与居民初婚年龄之间的关系提供新启示。

三、理论分析与研究假设

(一) 婚姻决策理论模型

笔者借鉴新家庭经济学分析婚姻决策的理论模型, 来推导房价对初婚年龄的影响机制。由于“初婚年龄”难以作为一个连续型变量纳入模型, 因此用“结婚率”作为替代变量。一般来说, 社会的结婚率

与居民的初婚年龄呈反向变动关系,即社会的结婚率越低,反映人们通过结婚获得的效用越小,导致结婚的人数越来越少,适龄结婚人口不断积压,社会的平均初婚年龄因此提高。所以,下文将通过推导房价与结婚率之间的关系,进而分析房价对初婚年龄的影响。

笔者令 i 为一对具有代表性的即将结婚的男女; D_i 为他们当期是否结婚($D_i=0$ 为没结婚, $D_i=1$ 为结婚), 他们当期获得的效用仅来自两部分, 即是否结婚 D_i 和他们的闲暇 L ; $M=\sum_{i=1}^n D_i$, M 为社会当期结婚男女的对数, $i=1, 2, \dots, n$; W 为结婚男女的工资; 时间禀赋标准化为 1; b 为一对结婚男女需要购置的最小的住房面积, 为固定值, 且 $b>0$; A_0 为一对结婚男女的初始总财富(包括继承父母财产和个人收入两部分); 一对即将结婚男女的费用支出仅有两部分, 即举办一场婚礼的费用 C_m 和住房的市场价格 C_h 。那么, 对于即将结婚的男女, 其效用最大化的预算约束条件为

$$C_m M + C_h b M = A_0 + W(1 - L) \quad (1)$$

将式(1)左右两边同时除以 N , 得到结婚男女的最优化决策条件为

$$\max U = f(m, l) \quad (2)$$

$$\text{s.t. } C_m m + C_h b m = a_0 + w(1 - l) \quad (3)$$

式中: U 为结婚男女获得的总效用; m 为社会当期结婚率; a_0 为当期结婚男女的平均初始财富; w 为当期结婚男女的平均工资率; l 为当期结婚男女的平均闲暇。依此构造拉格朗日函数为

$$F = U(m, l) + \lambda[a_0 + w(1 - l) - C_m m - C_h b m] \quad (4)$$

式中: F 为当期结婚男女获得的总效用最大值; λ 为拉格朗日乘子, $\lambda>0$ 。

若该效用函数为拟凹函数且二阶连续可微, 则效用最大化的一阶条件为

$$U_1 \lambda C_m - \lambda b C_h = 0 \quad (5)$$

$$U_2 - \lambda w = 0 \quad (6)$$

$$a_0 + w(1 - l) - C_m m - C_h b m = 0 \quad (7)$$

进一步分析房价对结婚率的影响, 需要推导结婚率对房价的比较静态。在式(5)~式(7)中, 对房价 C_h 进行全微分, 可得

$$\begin{bmatrix} 0 & -C_m - C_h & -w \\ -C_m - C_h & U_{11} & U_{12} \\ -w & U_{21} & U_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda/C_h \\ m/C_h \\ l/C_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b m \\ \lambda b \\ 0 \end{bmatrix} \quad (8)$$

式(8)左边第一个矩阵为式(3)的加边海塞矩阵, 定义其为矩阵 Z , 其行列式为 $|Z|$, 余子式为 $|Z_{ij}|$ 。因为前提假设中的变量均为二维变量, 因此当效用式(2)取得极大值时, 其二阶条件应为 $|Z|>0$ 。所以, 房价对结婚率求偏导公式为

$$\frac{\partial m}{\partial C_h} = -bm \frac{|Z_{12}|}{|Z|} + \lambda b \frac{|Z_{22}|}{|Z|} = -bm \frac{\partial m}{\partial a_0} + \lambda b \frac{|Z_{22}|}{|Z|} \quad (9)$$

因为 $\frac{\partial m}{\partial a_0} = \frac{|Z_{12}|}{|Z|} > 0$, 并且从经济学逻辑上分析, $\frac{\partial m}{\partial a_0}$ 为社会结婚需求的收入效应, 在式(2)的假设中, 对当期即将结婚的男女来说, 结婚属于正常品, 因此其收入效应为正。而且, $|Z|>0$, $b>0$, $m>0$, $\lambda>0$, 可得

$$|Z_{22}| = \begin{vmatrix} 0 & -w \\ -w & U_{22} \end{vmatrix} < 0 \quad (10)$$

所以 $\frac{\partial m}{\partial C_h} < 0$, 即结婚率对房价的偏导数为负。

在上述假设条件下可以认为, 社会结婚率会随着房价的上涨而下降。由于社会的结婚率与居民初婚年龄呈反向变动关系^[25], 所以随着房价上涨, 社会结婚率下降, 初婚年龄提高。基于此, 笔者提出如下假设:

假设 1. 房价上涨对居民初婚年龄的推迟有正向影响。

(二) 性别差异与初婚年龄

在婚姻中, 房价上涨对不同性别居民的初婚年龄的影响可能不同。随着经济快速发展, 女性受教育程度不断提高, 其在劳动力市场上的地位不断提升, 在择偶时的地位也有了明显的提高并且拥有了更多的自主选择权。相较于男性, 她们在婚姻决策中受到经济方面因素的影响较小。房价上涨对女性初婚年龄的影响可以通过“搜索模型”来阐释: 假如一个已经达到法定婚龄的女性正在进行择偶, 面对求婚者, 她有两种选择(接受或拒绝), 两种选择的概率之和为 1。如果她接受并与这名男性步入婚姻, 那么她获得的效用即为未来婚姻带给她的效用; 如果她拒绝, 那么她获得的效用则为当前单身带给她的效用以及未来可能遇到更好的结婚对象的机会给她带来的效用之和, 但同时她将继续承担在择偶时的搜寻成本。对女性来说, 面对高房价的冲击和男性经济实力的偏好, 她们的受教育程度以及收入对搜寻成本的可承担能力的提高, 会延长其在择偶时的搜寻过程, 从而推迟初婚年龄。

受中国传统习俗影响, 相较于女性, 男性在择偶时大多受其经济实力的约束。Wei 和 Zhang 研究发现, 在性别比较高(男多女少)的地区, 性别比和家庭

储蓄率显著正相关^[26], 即有儿子的家庭为了提高儿子在择偶时的竞争力, 会增加竞争性储蓄, 这显示出男性及其家庭在婚姻决策中承受的经济压力更大。男性选择推迟初婚年龄主要源于两个方面的因素: 一是中国文化一直对房子很重视, 认为有房才有家, 女方父母一般会对男性提出购买婚房的硬性要求, 有学者还指出丈母娘推动了中国房价高速上涨^[27]; 二是中国男女比例失衡所造成的婚姻挤压, 激励男性通过买房来增加自己在择偶时的竞争力, 但近年来房价上涨的速度远大于人们工资与储蓄上涨的速度, 所以男性及其家庭需要更长时间的积累, 进而也推迟了初婚年龄。

综上可知, 对比不同性别群体的初婚年龄受房价影响的不同之处, 笔者认为, 在高房价的冲击下, 女性偏向寻求更优选择进而主动选择推迟初婚年龄, 男性则是迫于经济压力偏向于被动选择推迟初婚年龄。基于此, 笔者提出如下假设:

假设2. 房价上涨对不同性别居民初婚年龄的推迟存在差异。

(三) 户口所在地差异与初婚年龄

房价上涨对不同户口所在地居民初婚年龄的影响可能不同。中国特有的城乡二元制度使城市地区居民与农村地区居民所拥有的社会资源与发展机会不同, 户口所在地类型是反映个体社会经济地位的重要标志, 其对婚姻的影响值得重视。改革开放以来, 随着现代化进程加快和交通的迅速发展, 越来越多的农村地区居民选择进城寻求就业机会, “先立业, 后成家”观念成为他们推迟初婚年龄的重要原因之一。靳小怡和段朱清研究发现, 在新型城镇化进程中, 农民工群体与城镇地区居民通婚的比例显著提高, 这些农民工无论是男性还是女性均表现为初婚年龄更高^[28]。值得一提的是, 农民工群体中仍有较大比例人群选择“进城务工、回乡结婚”^[29], 一方面, 由于收入效应, 城镇地区的平均工资远高于农村地区, 有利于他们积蓄; 另一方面, 由于成本效应, 城乡地区房价差距较大, 回乡结婚的成本更低。而对城镇地区居民来说, 房子是结婚的刚性需求, 近年来房价上涨的速度较快, 抑制了其买房需求, 进而延缓了其婚姻进程。基于此, 笔者提出如下假设:

假设3. 房价上涨对城镇地区居民初婚年龄的推迟效应大于农村地区居民。

(四) 经济差异与初婚年龄

中国社会中“女性短缺, 男性过剩”的现象存在已久, 造成了较为严重的男性婚姻挤压问题, 使得每年都有数以百万计的男性难以找到配偶。王栩淳和

钟笑寒基于经济、教育、背景等方面分析指出, 城镇地区男性在择偶时的竞争力显著高于农村地区男性^[30]。已有研究发现, 近30年来, 中国农村地区男性的结婚成本显著上升, 2010年以后结婚的农村地区男性婚姻总成本是2010年及以前的7.64倍^[31]。因此, 能够支付较高婚姻成本的男性在择偶时具有更强的竞争力。考虑到中国婚前各项支出通常由男方家庭替其支付, 所以较好的家庭经济水平有助于男性提前步入婚姻。基于此, 笔者提出如下假设:

假设4. 家庭经济水平对男性的初婚年龄有负向影响, 且对农村地区男性的影响程度大于城镇地区男性。

个体的婚姻决策不仅受到其家庭经济水平的影响, 还受到区域经济的制约。改革开放以来, 中国已逐渐形成东南沿海地区经济发达、中西部内陆地区经济相对落后的不平衡局面, 婚姻成本也因此表现出不同的地区特征。王向阳发现, 在性别比失衡和女性婚姻梯级迁移的双重作用下, 男性婚姻挤压的后果主要由西部经济欠发达地区的农村男性承担, 他们面临更严重的女性外流局面, 加上本身在择偶时的竞争力较低, 成婚经济负担较重^[32]²⁰⁻²⁸。在经济较发达的东部地区, 居民的整体经济水平较高, 这能在一定程度上缓解房价上涨带来的压力。基于此, 笔者提出如下假设:

假设5. 房价上涨对经济欠发达地区居民初婚年龄的推迟效应大于经济发达地区居民。

四、数据与方法

(一) 数据来源

笔者使用的数据包括CGSS 2017的数据与31个省(自治区、直辖市)统计年鉴中2000—2017年的省级房价数据。CGSS是全国范围内兼具综合性与连续性的大型社会调查项目, CGSS数据库包括农村与城市人口的教育、婚育、社会认知、就业等信息。笔者调查随机抽取了不同省(自治区、直辖市)1万余户家庭中的个人, 最终获得14 793个有效样本。该数据库包含详细的初婚状况数据、收入水平数据以及个人受教育程度数据, 此外, 笔者收集2000—2017年省级房价数据与个体初婚年份进行匹配, 帮助识别房价变化对初婚年龄的影响。由于1998年中国实行住房市场化改革, 2000年前的房价数据缺失较为严重, 为了避免数据缺失对实证结果的影响, 笔者筛选出初婚时间在2000年及以后的个体。根据《中华人民共和国婚姻法》, 男性结婚年龄不得早于22周岁, 女性不得早于20周岁。从总体样本中筛

选出符合《中华人民共和国婚姻法》的婚龄人口并剔除无效样本后,最终获得2 445个有效样本。

(二) 变量设计与回归模型

笔者研究房价变化对居民初婚年龄的影响,因变量是个体初婚年龄,来源于CGSS 2017的数据,由个体初婚年份与出生年份相减得出。核心解释变量为房价,具体指个体初婚当年居住地的商品房平均销售价格,来源于2000—2017年31个省(自治区、直辖市)统计年鉴,已做平减处理。此外,笔者还纳入了个体和家庭层面的因素作为控制变量。借鉴王向阳的做法^{[32]20-28},个体层面的变量包括性别、户口所在地、民族、个体受教育程度、居住地区域类型;家庭层面的变量包括家庭经济水平、父亲受教育程度、母亲受教育程度。笔者选取的变量侧重教育维度,旨在识别个体及家庭受教育程度对个体婚姻决策的影响。变量的指标选取及其赋值情况,如表1所示。

表1 变量指标选取及其赋值情况

变量	解释或赋值
初婚年龄(A)	个体初婚年份与出生年份的差值,取整数
房价(P)	个体初婚当年居住地商品房平均销售价格,取对数
性别(S)	女性=0, 男性=1
户口所在地(H)	农村地区=0, 城镇地区=1
民族(N)	少数民族=0, 汉族=1
个体受教育程度(E)	未受过教育=0, 小学=6, 初中=9, 高中=12, 大学=16, 研究生=18
居住地区域类型(D)	西部地区=0, 中部地区=1, 东部地区=2
家庭经济水平(J)	低于平均水平=0, 平均水平=1, 高于平均水平=2
父亲受教育程度(F_e)	未受过教育=0, 小学=1, 初中=2, 高中=3, 大学及以上=4
母亲受教育程度(M_e)	未受过教育=0, 小学=1, 初中=2, 高中=3, 大学及以上=4

笔者采用OLS模型分析房价是否会对个体初婚年龄产生影响以及影响的方向与强度,基于以上变量,建立多元线性回归模型为

$$A = \beta_0 + \beta_1 \ln P + \beta_2 S + \beta_3 H + \beta_4 N + \beta_5 E + \beta_6 D + \beta_7 J + \beta_8 F_e + \beta_9 M_e + \mu \quad (11)$$

下文将对样本按照性别、户口所在地、居住地区域类型分样本进行回归分析以验证假设。

(三) 描述性统计结果

变量的描述性统计结果,如表2所示。由表2可知,样本观测值为2 445个,平均初婚年龄为25.22岁,与2019年国家统计局公布的“全国平均初婚年龄在25~26岁”大致相当。房价均值为5 143元/平方米,

但中国各地房价差距较大,房价最高地与最低地相差33 263元/平方米。样本以汉族居民为主,男女比例相当,农村地区居民人数与城镇地区居民人数比例相当。从样本地区分布来看,西部地区占比为21.15%,中部地区占比为20.12%,东部地区占比为58.73%。样本受教育程度集中于高中。样本中大多数人认为其家庭经济水平低于社会平均水平。样本中,父亲的受教育程度高于母亲的受教育程度,两者均介于小学和初中之间。

表2 变量的描述性统计结果

变量	观测值	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值	极差
A	2 445	25.220	4.377	25	20	50	30
P	2 445	5 143	5 087	3 658	854	34 117	33 263
S	2 445	0.460	0.498	0	0	1	1
H	2 445	0.486	0.500	0	0	1	1
N	2 445	0.920	0.272	1	0	1	1
E	2 445	11.750	3.924	12	0	18	18
D	2 445	1.376	0.811	2	0	2	2
J	2 445	0.703	0.587	1	0	2	2
F_e	2 445	1.637	1.091	2	0	4	4
M_e	2 445	1.222	1.081	1	0	4	4

样本初婚年龄分布特征,如表3所示。由表3可知,从初婚年龄来看,男性大于女性,城镇地区居民大于农村地区居民,东部地区大于中部和西部地区。从性别来看,男性平均初婚年龄为26.3岁,比女性平均初婚年龄大2.0岁。从户口所在地来看,城镇地区居民平均初婚年龄为26.5岁,比农村地区居民大2.5岁。从地区来看,东部地区居民的平均初婚年龄最大,为25.7岁;西部地区与中部地区居民的平均初婚年龄都为24.5岁左右。西部地区居民的平均初婚年龄呈现两极分化,西部城镇地区男性的平均初婚年龄最大,为27.8岁,西部农村地区女性的平均初婚年龄最小,为22.4岁。

样本房价均值情况,如图1所示。由图1可知,城镇地区房价大于农村地区,东部地区房价大于中部和西部地区。全样本房价均值为5 143元/平方米。从户口所在地来看,城镇地区居民样本所在地房价均值为6 228元/平方米,比农村地区居民样本所在地房价均值高出2 110元/平方米。从地区来看,东部地区房价均值最高为6 817元/平方米,中部地区房价均值次之,西部地区和中部地区房价均值相差不大。

表3 样本初婚年龄分布特征

样本特征	平均初婚年龄/岁	
全样本	25.2	
男性	26.3	
女性	24.3	
城镇地区	男性	27.4
	女性	25.8
农村地区	男性	25.2
	女性	23.0
西部地区	男性	27.8
	女性	25.2
	男性	25.7
	女性	22.4
中部地区	男性	26.7
	女性	24.4
	男性	25.2
	女性	23.0
东部地区	男性	27.4
	女性	26.2
	男性	25.0
	女性	23.4

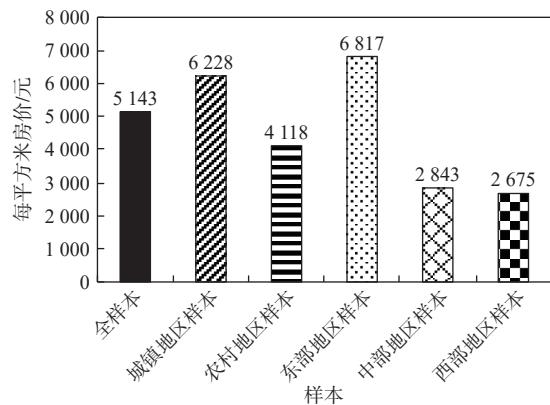


图1 样本房价均值情况

五、实证结果

(一) 散点分布图

笔者首先做房价与初婚年龄的散点分布图来初步观察两者之间的关系, 如图2所示。纵坐标为初婚年龄(P), 横坐标为房价的对数值($\ln P$)。由图2可知, 初婚年龄与房价之间具有一定的正相关关系, 反映了房价上涨可能推迟初婚年龄。但这并没有考虑到其他因素对初婚年龄的影响, 两者之间的关系究竟如何有待下文作进一步的实证分析。

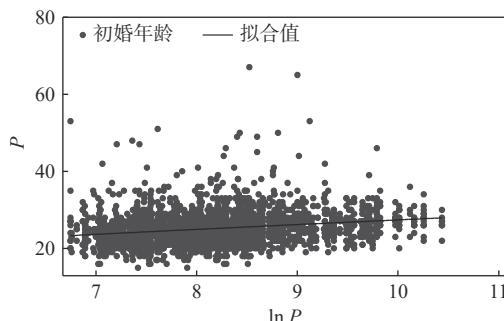


图2 房价与初婚年龄散点分布

(二) 基准回归结果

样本基准回归结果, 如表4所示。对全样本进行回归分析发现, 房价对个体初婚年龄的提高有显著正向影响, 房价每上涨1%, 个体平均初婚年龄增加1.108岁, 由此验证了假设1。性别和户口所在地对个体初婚年龄的影响具有较强的显著性, 因而笔者对性别、户口所在地的子样本分别进行回归分析发现, 房价对个体初婚年龄的推迟效应具有较强的性别差异与户口所在地差异。从性别来看, 房价每上涨1%, 男性的平均初婚年龄增加1.002岁, 女性的平均初婚年龄增加1.225岁, 这表明房价上涨对女性初婚年龄的推迟效应大于男性。该结果不仅验证了假设2, 还反映了女性主动推迟初婚年龄的效应大于男性被动推迟初婚年龄的效应。从户口所在地来看, 房价上涨对城镇地区居民初婚年龄的推迟效应大于农村地区居民, 由此验证了假设3。无论是全样本还是分类样本, 个体受教育程度变量的系数符号都为负, 即随着人们受教育程度的提高, 初婚年龄降低, 这与已有研究成果的结论相反。笔者认为, 该变量的回归结果均不显著且系数的绝对值较小(可忽略不计), 参考意义不大, 造成这一结果的原因可能是样本量较小且农村地区样本占比较大。在基准回归中, 家庭经济水平对个体初婚年龄有负向影响, 这一结果在男性样本和农村地区样本中更为显著, 由此验证了假设4。笔者认为, 该结果是“丈母娘经济”的体现, 男性的经济基础是步入婚姻的必要条件, 男性的家庭经济水平越高, 女方父母就可能越快同意结婚。在中国农村地区, 彩礼是通婚的重要组成部分, 个体及其家庭经济水平的高低可能直接决定婚姻成功与否, 经济水平越高, 个体就越易早结婚。此外, 母亲的受教育程度显著影响个体的初婚年龄, 母亲的学历每上升1个梯度(如从小学到初中称为1个梯度), 个体的平均初婚年龄降低0.275岁。

表4 样本基准回归结果

	A	全样本	男性样本	女性样本	农村地区样本	城镇地区样本
ln P		1.108*** (0.123)	1.002*** (0.190)	1.225*** (0.159)	0.836*** (0.173)	1.340*** (0.177)
S		1.885*** (0.163)			2.156*** (0.215)	1.589*** (0.246)
H		2.540*** (0.199)	2.675*** (0.314)	2.452*** (0.253)		
N		0.224 (0.308)	-0.721 (0.521)	0.694* (0.371)	0.067 (0.380)	0.505 (0.511)
E		-0.022 (0.028)	-0.050 (0.045)	-0.014 (0.035)	-0.003 (0.038)	-0.029 (0.042)
D		-0.097 (0.113)	-0.391** (0.180)	0.133 (0.143)	0.029 (0.139)	-0.284 (0.188)
J		-0.338** (0.143)	-0.626*** (0.219)	-0.043 (0.186)	-0.529*** (0.192)	-0.148 (0.212)
F _e		0.005 (0.100)	0.055 (0.154)	-0.011 (0.130)	-0.103 (0.132)	0.111 (0.152)
M _e		-0.275*** (0.104)	-0.444*** (0.157)	-0.135 (0.137)	-0.472*** (0.155)	-0.231 (0.144)
常数项		14.790*** (0.952)	19.430*** (1.491)	12.690*** (1.216)	17.080*** (1.318)	15.210*** (1.417)
省份效应		控制	控制	控制	控制	控制
样本量		2 445	1 124	1 321	1 257	1 188
R ²		0.165	0.099	0.166	0.106	0.085

注: 括号内数值为标准误差; *, **和***分别表示通过了10%, 5%和1%水平的显著性检验; R²为拟合优度。下表同。

(三) 分性别、户口所在地回归结果

分性别、户口所在地房价对初婚年龄影响的实证结果, 如表5所示。表5的回归结果是对表4的细化和再验证, 将全样本分为城镇地区女性、城镇地区男性、农村地区女性、农村地区男性4类分别进行回归。房价对城镇地区女性的初婚年龄正向影响最大, 对农村地区男性初婚年龄的正向影响最小。笔者认为, 随着房价快速上涨, 城镇地区男性买房的压力越来越大, 男性的经济实力在房价面前“贬值”。根据“搜索模型”, 城镇地区女性在择偶时优中选优的范围缩窄、周期拉长, 因而推迟初婚年龄。对农村地区男性来说, 受农村土地性质的影响, 彩礼即钱、金银首饰等贵重物品在步入婚姻时的重要性高于房子。所以, 单纯的房价上涨对农村地区男性的初婚年龄的影响较小。从经济维度来看, 家庭经济水平对城镇地区男性和农村地区男性的初婚年龄均有显著负向影响, 且对农村地区男性的影响更大, 这与假

设4的预期一致, 反映了经济水平对于农村地区男性初婚年龄的影响的高度重要性。从教育维度来看, 受教育程度对城镇地区男性与农村地区女性的初婚年龄均有正向影响, 这与杨振宇和张程^[33]的研究结论一致。由表5的回归结果可知, 父亲与母亲的受教育程度对个体初婚年龄的影响刚好相反, 父亲的受教育程度对个体的初婚年龄有正向影响, 而母亲的受教育程度对个体的初婚年龄则有显著负向影响。

表5 分性别、户口所在地房价对初婚年龄影响的实证结果

	A	全样本	城镇地区女性	城镇地区男性	农村地区女性	农村地区男性
ln P		1.108*** (0.123)	1.535*** (0.254)	1.149*** (0.245)	0.844*** (0.197)	0.806*** (0.295)
S		1.885*** (0.163)				
H		2.540*** (0.199)				
N		0.224 (0.308)	0.992 (0.685)	-0.387 (0.770)	0.358 (0.404)	-0.761 (0.711)
E		-0.022 (0.028)	-0.096* (0.058)	0.039 (0.061)	0.080* (0.042)	-0.132** (0.066)
D		-0.097 (0.113)	0.008 (0.262)	-0.646** (0.268)	0.242 (0.155)	-0.211 (0.242)
J		-0.338** (0.143)	0.158 (0.302)	-0.545* (0.297)	-0.243 (0.223)	-0.694** (0.320)
F _e		0.005 (0.100)	0.009 (0.213)	0.327 (0.217)	0.021 (0.155)	-0.275 (0.218)
M _e		-0.275*** (0.104)	-0.117 (0.207)	-0.427** (0.200)	-0.237 (0.182)	-0.744*** (0.257)
常数项		14.790*** (0.952)	13.360*** (2.008)	19.060*** (1.997)	15.190*** (1.473)	22.340*** (2.297)
省份效应		控制	控制	控制	控制	控制
样本量		2 445	628	560	693	564
R ²		0.165	0.070	0.057	0.062	0.064

(四) 分居住地区域类型回归结果

分居住地区域类型房价对初婚年龄影响的实证结果, 如表6所示。由表6可知, 中国东部、中部、西部地区房价上涨均显著提高了居民的初婚年龄, 但也存在差异。在经济较落后的西部地区, 房价每上涨1%, 居民的平均初婚年龄增加1.831岁;而在经济较发达的东部地区, 房价每上涨1%, 居民的平均初婚年龄增加1.023岁, 增幅小于西部地区, 由此验证

了假设5。经济水平方面,虽然东部、中部、西部地区家庭经济水平对居民初婚年龄均有负向影响,但只有西部地区显著,与上文的预期一致,即经济因素在择偶时的重要性在欠发达地区更为明显。受教育程度方面,在西部地区,个体受教育程度对初婚年龄的影响显著,且系数的绝对值远大于中部和东部地区,个体受教育程度每增加1年,平均初婚年龄降低0.194岁。在经济较发达的东部地区,母亲受教育程度显著降低了个体的初婚年龄。笔者认为,各地区回归结果反映了经济因素和教育因素对落后地区居民的初婚年龄具有重要影响,这为笔者给出政策建议提供了依据。

表6 分居住地区域房价对初婚年龄影响的实证结果

	A 全样本	西部地区	中部地区	东部地区
ln P	1.108*** (0.123)	1.831*** (0.431)	0.817** (0.336)	1.023*** (0.138)
S	1.885*** (0.163)	3.139*** (0.414)	2.190*** (0.363)	1.339*** (0.198)
H	2.540*** (0.199)	3.669*** (0.501)	1.769*** (0.427)	2.305*** (0.249)
N	0.224 (0.308)	0.114 (0.496)	-0.662 (0.987)	0.441 (0.482)
E	-0.022 (0.028)	-0.194*** (0.065)	-0.032 (0.061)	0.054 (0.036)
D	-0.097 (0.113)			
J	-0.338** (0.143)	-0.748** (0.369)	-0.357 (0.326)	-0.152 (0.171)
F _e	0.005 (0.100)	-0.002 (0.256)	-0.276 (0.220)	0.136 (0.123)
M _e	-0.275*** (0.104)	-0.317 (0.294)	0.088 (0.254)	-0.405*** (0.119)
常数项	14.790*** (0.952)	10.320*** (3.283)	18.120*** (2.671)	14.340*** (1.192)
省份效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2 445	517	492	1 436
R ²	0.165	0.200	0.118	0.172

六、结论与建议

近年来,中国房价飞速上涨对居民的初婚年龄产生了重要影响。笔者基于CGSS 2017的数据,采用多元线性回归模型,分性别、户口所在地、居住地

区域类型探讨了房价对居民初婚年龄的影响,主要得出以下结论:第一,总体而言,房价对居民的初婚年龄有显著的推迟效应,房价每上涨1%,居民平均初婚年龄增加1.108岁。第二,性别差异。房价上涨对女性初婚年龄的推迟效应大于男性,房价每上涨1%,女性平均初婚年龄增加1.225岁,男性平均初婚年龄增加1.002岁。第三,户口所在地差异。房价上涨对城镇地区居民初婚年龄的推迟效应大于农村地区居民,房价每上涨1%,城镇地区居民平均初婚年龄增加1.34岁,农村地区居民平均初婚年龄增加0.836岁。第四,居住地区域类型差异。房价上涨对经济欠发达地区居民的初婚年龄推迟效应大于经济发达地区,房价每上涨1%,西部地区居民的平均初婚年龄增加1.831岁,东部地区居民的平均初婚年龄增加1.023岁。第五,家庭经济水平差异。家庭经济水平对农村地区男性的初婚年龄有显著的提前效应,家庭经济水平越高,男性初婚年龄越小。第六,受教育程度差异。受教育程度对欠发达地区居民的初婚年龄有显著的提前效应,母亲的受教育程度对居民的初婚年龄有提前效应。

基于上述实证结果,笔者提出以下建议:第一,坚持“房住不炒”政策不动摇,坚决遏制房价过快上涨,加大住宅的供应量,确保保障性住房供应,保障居民刚性住房需求,以此缓解居民的买房压力;第二,因地制宜、多措并举带动欠发达地区经济的发展,不断缩小各地区的经济差距,进而减小欠发达地区居民的婚姻压力;第三,继续稳步推进乡村振兴战略,加大对农村地区的政策扶持与资金支持,缩小城乡经济差距,鼓励农村地区男性“走出去”,增强自身经济实力以提高自己在择偶时的竞争力;第四,全面加强乡村小规模学校和乡镇寄宿制学校建设,提高欠发达地区居民的受教育程度,树立正确的婚姻观;第五,分地区分阶段调整生育政策,加强宣传正确的生育观念,健全相关法律法规,打击非法胎儿性别鉴定,以平衡社会性别比。

随着社会进步、国民受教育程度不断提高以及婚育观念的转变,初婚年龄推迟是社会发展的必然规律,其利弊有待进一步考量。后续,笔者将在个体初婚年龄影响因素的研究中纳入更多因素,以丰富个体信息,更为细致地探讨初婚决策背后的逻辑。

参考文献:

- [1] 澎湃新闻.中国人2020年平均初婚年龄为28.67岁 [EB/OL]. (2022-06-23) [2022-10-15]. <https://m.yzwb.net/wap/news/2292>

- 820.html.
- [2] 范子英, 刘甲炎. 为买房而储蓄——兼论房产税改革的收入分配效应[J]. 管理世界, 2015(5): 18—27.
- [3] 石国平, 李汉东. 中国人口的初婚年龄分布与差异分析[J]. 统计与决策, 2018, 34(4): 97—101.
- [4] BECKER G S. A theory of marriage: Part II [J]. *Journal of Political Economy*, 1974, 82(2): 11—26.
- [5] BERGSTROM T C, BAGNOLI M. Courtship as a waiting game [J]. *Journal of Political Economy*, 1993, 101(1): 185—202.
- [6] LOUGHREAN D S. The effect of male wage inequality on female age at first marriage [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(2): 237—250.
- [7] 陈金至, 温兴春, 宋鹭. 收入差距、信贷约束与房价变动[J]. 金融研究, 2021(11): 79—96.
- [8] 果臻, 李树苗, FELDMAN M W. 中国男性婚姻挤压模式研究[J]. 中国人口科学, 2016(3): 69—80.
- [9] 陈正伟. 中国初婚年龄性别匹配模型及其应用[J]. 统计与决策, 2010(3): 4—8.
- [10] 康传坤, 文强, 楚天舒. 房子还是儿子?——房价与出生性别比[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(3): 913—934.
- [11] 潘丽群, 李静, 张少华. 流动经历、注入城市与流动人口的婚姻推迟[J]. 经济学动态, 2021(8): 65—80.
- [12] 苏冬蔚, 廖佳. 经济增长、房价上涨与出生人口性别比——基于中国地级以上城市的经验研究[J]. *暨南学报(哲学社会科学版)*, 2021, 43(9): 35—53.
- [13] 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.
- [14] SWEENEY M M. Two decades of family change: The shifting economic foundations of marriage [J]. *American Sociological Review*, 2002, 67: 132—147.
- [15] 杨青, 王诗勇, 徐俊杰, 等. 房子还是学历?——房价上涨与女性择偶的学历偏好[J]. 财经研究, 2021, 47(6): 154—168.
- [16] 孙伟增, 李汉雄, 刘诗濛. 房价上涨与教育选择: 财富效应还是就业冲击?[J]. 经济科学, 2021(3): 136—149.
- [17] BROWN C. Equalizing differences in the labor market [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1980, 94(1): 113—134.
- [18] ERMISCH J F. Economic opportunities, marriage squeezes and the propensity to marry: An economic analysis of period marriage rates in England and Wales [J]. *Population Studies*, 1981, 35(3): 347—356.
- [19] BURDETTE A M, HILL T D, HALE L. Household disrepair and the mental health of low-income urban women [J]. *Journal of Urban Health*, 2011, 88(1): 142—153.
- [20] BOWMAKER S W, EMERSON P M. Bricks, mortar, and wedding bells: Does the cost of housing affect the marriage rate in the US? [J]. *Eastern Economic Journal*, 2015, 41(3): 411—429.
- [21] GHOLIPOUR H F, FARZANEHAN M R. Marriage crisis and housing costs: Empirical evidence from provinces of Iran [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2015, 37(1): 107—123.
- [22] 王跃生. 中国家庭代际关系的理论分析[J]. 人口研究, 2008, 32(4): 13—21.
- [23] 陈斌开, 杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. 经济研究, 2013(1): 110—122.
- [24] 洪彩妮. 房价波动影响结婚决策的研究[J]. *当代青年研究*, 2012(2): 17—23.
- [25] 淡静怡, 姜全保. 中国女性初婚模式变动趋势研究[J]. 人口学刊, 2020, 42(2): 17—28.
- [26] WEI S J, ZHANG X B. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China [J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119(3): 511—564.
- [27] 李斌, 蒋娟娟, 张所地. 丈母娘经济: 婚姻匹配竞争对住房市场的非线性冲击[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2018, 38(12): 72—81.
- [28] 靳小怡, 段朱清. 多源数据视野下的农民工跨户籍婚姻——基于城镇化类型与性别视角的分析[J]. 妇女研究论丛, 2017(4): 17—30.
- [29] 肖武. 中国青年婚姻观调查[J]. *中国青年研究*, 2016(6): 61—68.
- [30] 王栩淳, 钟笑寒. 从婚姻匹配看户口的价值——来自CFPS的证据[J]. *经济学报*, 2018, 5(1): 150—186.
- [31] 靳小怡, 段朱清. 天价彩礼源何来: 城镇化下的中国农村男性婚姻成本研究[J]. 妇女研究论丛, 2019(6): 18—31.
- [32] 王向阳. 婚备竞赛: 共识、策略与行动——理解华北农村婚恋压力的一个中观机制[J]. *华东理工大学学报(社会科学版)*, 2017, 32(5): 20—28.
- [33] 杨振宇, 张程. 教育深化对初婚年龄、生育数量的影响——基于义务教育法实施的准试验研究[J]. 人口与发展, 2018, 24(1): 18—32.