

房价上涨对城镇居民初婚推迟的影响

许敏波 曾梦 房慧*

内容提要 近 20 年来,中国年轻群体的初婚年龄不断推迟,与房价攀升趋势相吻合,二者之间的关系值得探究。本文利用 2010 年以来的全国人口普查和 1% 人口抽样调查数据及城市统计信息,实证检验了城市房价上涨对城镇居民未婚比例和初婚年龄的影响。基于性别-年龄群组的分析结果发现,房价上涨显著提高了 16~49 岁适婚年龄人口的未婚比例,房价上涨 1% 导致城镇居民的未婚比例提高约 0.11 个百分点。进一步利用 2010 年和 2020 年两次全国人口普查数据构建的个人回顾性事件史数据进行生存分析,结果表明房价上涨导致年轻群体维持未婚状态的几率增加,房价上涨 1% 导致适婚人口的结婚几率在 2000-2010 年间和 2010-2020 年间分别降低 0.09 个和 0.13 个百分点,影响程度不断增大。分年龄段来看,房价上涨主要使得 30 岁以下年轻群体推迟了初婚时间。

关键词 房价上涨 初婚年龄 婚姻市场

一 引言

近 20 年来,中国的人口和家庭结构发生了显著变化,在由婚姻构建的家庭形态上表现为未婚人口比例的不断提高。图 1 报告了 2000-2020 年三次全国人口普查中 20~50 岁年龄段人口的未婚比例,可见各年龄段的未婚人口比例在不断上升,其中 30 岁以下年轻群体的未婚比例上升幅度最为明显,而 45 岁以上群体的未婚比例变化很小。可

* 许敏波,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:mbxu@bnu.edu.cn;曾梦,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:18811377909@163.com;房慧,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:226521713@qq.com。

能的原因包括：一方面，年轻群体的结婚几率下降；另一方面，结婚年龄不断推迟。《中国人口普查年鉴（2020）》数据显示，人口平均初婚年龄从2000年的24.21岁逐步攀升至2020年的28.67岁，晚婚现象已成为中国婚姻市场的典型特征（Yu & Xie, 2015）。

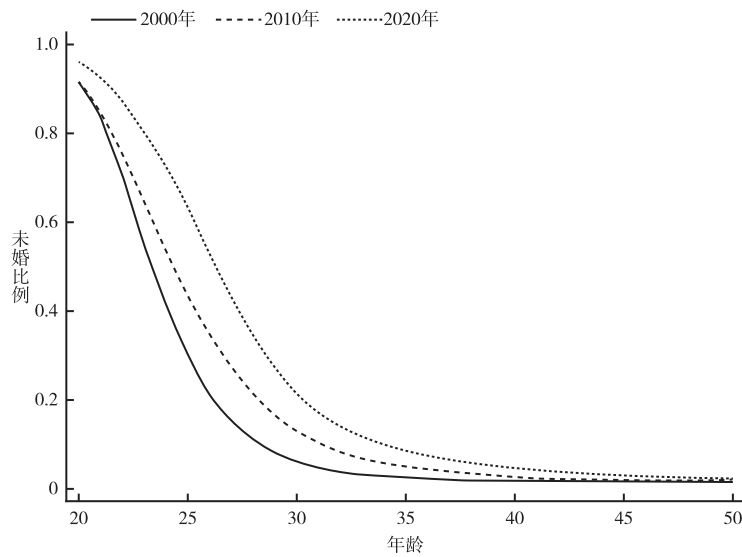


图1 按年龄分未婚人口比例 (2000-2020年)

资料来源：根据2000年、2010年、2020年全国人口普查数据绘制得到。

结婚年龄推迟是世界范围内的普遍现象，大量文献试图对这一现象作出解释。一些研究从人力资本积累和职业发展角度展开讨论，比如女性在劳动力市场上的参与程度不断提高，从而追求更高的经济独立性（Blau et al., 2000）；男性追求更高教育水平和更好的职业发展（Oppenheimer et al., 1997）等。也有研究聚焦社会经济变革对个体婚姻行为的影响，比如社会环境的变化（Yu & Xie, 2015）、其他婚姻替代形式的出现与流行（Geist, 2017）等。值得注意的是，中国最近20年来初婚年龄迅速攀升，正好与住房市场化改革推动城市住房价格急速上升的时间趋势相吻合。图2展示了最近20年内初婚年龄与房价的变化情况，二者的变化趋势几乎同步，相互之间的关系值得深入探究。在当前中国婚姻市场上，拥有住房逐渐成为进入婚姻的重要条件，而房价的上涨将增加拥有住房的难度，从而可能导致个体推迟结婚时间。基于这一观察，本文试图探究城市房价上升是否会使得城镇居民推迟结婚年龄。

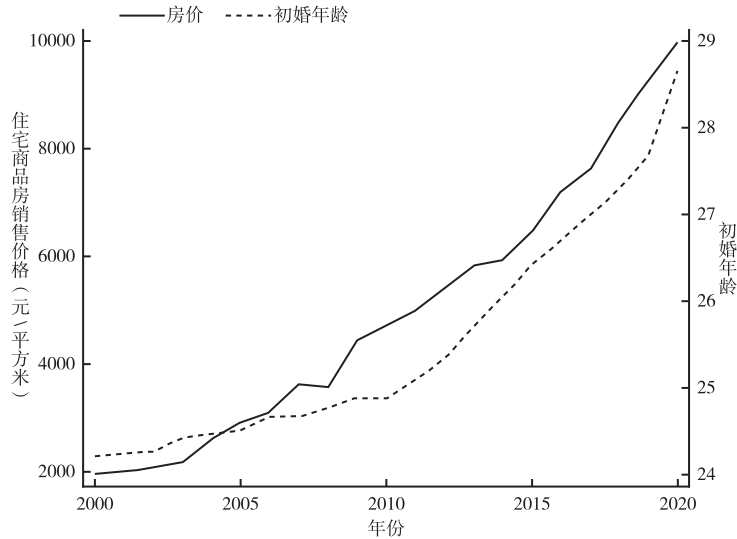


图 2 初婚年龄和房价变化时间趋势 (2000 - 2020 年)

注：房价指标采用住宅商品房平均销售价格（元/平方米），该指标是由报告期内的新建住宅商品房销售额除以销售面积计算得到。

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》《中国人口普查年鉴》以及国信房地产信息网数据绘制得到。

为了探究近 20 年房价上涨是否使得城镇居民推迟初婚年龄，本文采用 2010 年以来的两次全国人口普查和一次人口抽样调查数据，分别构建群组数据和个人回顾性事件史数据，并匹配城市层面的相关统计信息，如房价等。本文首先检验房价与不同群组未婚比例的关系，然后分析房价与个体进入婚姻时点的关系。与已有文献相比，本文的边际贡献为：第一，采用 2010 年、2015 年和 2020 年三个时点的全国人口普查和人口抽样调查数据，探究房价上涨和初婚年龄推迟之间的关系，展示房价与结婚年龄之间的动态变化关系；第二，同时利用群组数据和个人事件史数据进行分析，一方面展示房价与群体未婚比例之间的关系，另一方面探究房价与结婚时点选择的关系，两个角度交叉检验、互相支撑；第三，将房价影响引入婚姻选择的分析框架，使用工具变量识别房价上涨导致婚姻推迟的因果关系，进一步丰富了婚姻选择的研究文献，拓展了关于房价对社会经济影响的研究。

二 文献回顾与理论分析

与本文研究相关的文献主要涉及两个大的主题：一是关于婚姻选择和家庭形成的

研究，二是房价对家庭和个人行为影响的研究。本部分将分别围绕这两个主题梳理相关文献，然后结合已有理论和实证研究提出房价影响初婚时间的理论分析框架。

（一）婚姻选择和家庭形成

婚姻缔结是家庭形成的前提和基础，对家庭运转和社会安定和谐有着重要意义。Becker (1973) 指出，当婚姻净收益为正时，个人将会选择进入婚姻并且维持婚姻稳定。而婚姻收益取决于夫妻双方的特征，特别是身体条件、收入水平和教育程度。由于婚姻收益与配偶特征密切相关，单身的个人将倾向于花费大量资源用于婚姻市场搜寻（比如时间），从而找到最优配偶。

婚姻搜寻包括两个方面：一是搜寻的过程，二是搜寻的时间。搜寻过程涉及如何进行婚姻匹配，需要考虑将哪些因素纳入决策范围，按照哪些条件做出选择。Becker (1973, 1974) 首先在经济学的分析框架下研究了婚姻匹配问题，并提出了同质匹配的概念。具体来说，单身个体倾向于选择与自身收入、教育程度、家庭背景等各方面条件相似的对象结婚，以此实现家庭产出最大化。个体的搜寻过程决定了搜寻时间的长短，进而影响结婚年龄。通常而言，个体在婚姻市场寻找对象时，都会事先设定类似于就业市场保留工资的底线条件，当潜在对象带来的可能婚姻收益大于保留效用时，才会进入婚姻（Bergstrom & Bagnoli, 1993）。如果匹配对象质量越低而个体预期越高，那么搜寻时间就会越长，结婚年龄也会越晚。

中国传统婚姻观念强调的“门当户对”即为同质匹配，“同类婚”仍然是当下社会的主流婚姻形式（马磊，2017）。不过，在“男主外、女主内”传统性别规范的影响下，女性寻找配偶时通常更看重物质条件，而男性寻找配偶时更看重年龄、教育程度等特征（王杰、李姚军，2021）。随着中国经济发展和人民生活水平的提高，住房作为消费品或资产代表着个体经济条件和能力，已经成为一种“地位符号”（Wei et al., 2017），在婚姻市场上发挥着传递匹配对象质量高低的信号功能。这种影响在男性群体中表现得更为突出，是否拥有住房成为女性寻找配偶的关键指标，许多男性为了结婚也不得不为买房而储蓄（Wei & Zhang, 2011），从而推迟结婚时间。可以认为，房价上涨将会提高婚姻匹配难度，进而增加婚姻匹配时间、推迟男女初婚年龄。

（二）房价对家庭和个人行为的影响

近 20 年来，城市房价的迅速上涨对家庭和个人的决策行为都产生了深远影响，大量文献对此进行了研究。对微观决策主体而言，房价上涨可能影响个体劳动参与（吴伟平等，2016），降低女性和无房产家庭的生育意愿（Liu et al., 2020），影响居民健康状况（Xu & Wang, 2022）等。

婚姻事关家庭和个人的重要选择。然而，关于房价与婚姻选择的研究并不多见。Ermisch (1999) 讨论了房价如何影响年轻人从父母家中搬出独立居住，但并未直接考察房价对结婚行为的影响。Sun & Zhang (2020) 发现房价上涨导致婚姻匹配对象间的家庭背景越发同质化。目前只有少量文献直接研究房价对于结婚时间的影响。於嘉和谢宇 (2013) 从社会变迁的角度考察了城镇居民初婚的影响因素，发现房价并不直接影响个体婚姻选择，但是会通过教育的中介机制产生作用。Wrenn et al. (2019) 利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据和城市房价数据，采用生存分析模型和工具变量法研究房价对结婚时间的影响。结果发现，2000 - 2005 年间，城市房价每上涨 1%，年轻群体平均结婚率会下降 0.3%。不过由于考察的时间范围较早，该时间段内中国的房地产市场尚处于起步阶段，房价还未经历爆发式增长，因此该研究不能很好地反映 2005 年之后房价上涨的影响。

(三) 房价上涨推迟初婚年龄的理论分析

按照婚姻搜寻和匹配的理论框架 (Oppenheimer, 1988)，初婚决策是一个动态搜寻过程：个体达到适婚年龄后，进入婚姻市场开始搜寻伴侣，随机地遇到不同的潜在对象，双方经过各种形式的接触和了解，当各自需求条件得到满足时匹配成功并进入婚姻。在此过程中，从开始搜寻到匹配成功所需的时间受到个体条件、家庭背景和社会经济环境等的影响，搜寻的时间长度最终反映在结婚年龄上。具体而言，个体在选择是否进入婚姻时，会比较结婚带来的效用和维持未婚状态的效用。如果用匹配质量 $q \in [-\infty, \infty]$ 表示与潜在对象结婚带来的效用 (Bertrand et al., 2021)，假设个体的匹配质量服从分布函数 $F(q)$ ，则存在一个临界值 q^* 使得其进入婚姻和维持未婚状态无差异。当个体遇到匹配质量高于 q^* 的对象时选择进入婚姻，反之则维持未婚状态继续搜寻。因此，个体基于自身条件得到的匹配质量临界值 q^* 和随机遇到的潜在对象的匹配质量 q 将成为结婚或者未婚选择的主要依据。

在中国的婚姻市场上，住房被普遍认为是决定婚姻质量的重要条件，拥有住房将显著提高婚姻匹配质量。而城市房价上涨将增加未婚群体拥有住房的难度，从而降低随机遇到的匹配对象的 q 值，延长个体婚姻搜寻的时间。同时，性别、年龄、教育程度等个体特征以及城市房价的高低等因素都会通过多种途径同时影响 q 和 q^* 的值，使得房价上涨对婚姻决策的影响具有异质性。第一，当婚姻市场存在男性购房的普遍预期时，房价上涨对男女的影响机制会存在显著差异。从男性立场来看，为了提高自身在婚姻市场的竞争力，可能需要更多时间储蓄，以便将拥有住房当作进入婚姻市场的先决条件，从而推迟结婚时间 (Wei & Zhang, 2011)；从女性立场来看，找到拥有住

房的高质量匹配对象需要更多时间，从而延缓结婚时间。虽然房价的影响途径不同，但是男女都将推迟结婚。第二，当年龄增加时，个人拥有住房的几率上升，从而使得住房对婚姻决策的影响降低，因此，房价主要影响的应该是年轻群体。第三，在同质匹配的婚姻格局下，不同教育程度的婚姻市场存在分割（王杰、李姚军，2021）。一方面，相比于没有接受过高等教育的群体，受过高等教育的群体自身要求的 q^* 会更高，同时面临的潜在对象的质量在分布函数 $F(q)$ 上也可能更加占优，即有更大可能遇到更高的 q 。另一方面，不同教育群体的购房预期存在差异，高等教育群体在城市购房的预期更高，很多没有接受过高等教育的外出务工人员将回老家购房作为自己的目标。因此，在考虑城市房价的影响时，不同教育程度群体的婚姻选择可能存在差异。第四，房价对初婚年龄的影响可能是非线性的，在不同房价地区的边际效果会存在差异，而实际情况需要进行实证检验。鉴于此，本文将从性别、年龄、教育程度和地区等维度考察房价上涨的异质性影响。

三 计量模型与数据说明

（一）计量模型与识别策略

在当前中国的社会环境下，住房需求成为婚姻匹配的一个重要条件，而房价上涨将会提高满足住房需求的条件，从而导致未婚个体婚姻搜寻时间延长，结婚年龄推迟。通常个体不会直接将结婚年龄作为决策目标，而是在进入适婚年龄之后搜寻可能的结婚对象，并实时评估当前状况是否适合结婚。因此，分析结婚选择条件需要不同决策时点的动态信息，而这样的信息很难获得，一般调查获得的横截面数据并不能反映婚姻决策时点的信息。

目前文献中处理这类问题的方法通常有三种。第一种是利用个体的微观数据构建群组样本，将群组的未婚率作为被解释变量，将相应时点的环境变量作为解释变量，同时控制群组的个体特征和其他环境特征。例如，Bertrand et al.（2021）在研究不同技能水平女性的婚姻选择差异时，将35~44岁女性群组的结婚率作为被解释变量。Dettling & Kearney（2014）在研究房价对生育率的影响时，也采用了类似的方法。这种方法基于横截面数据就可以进行研究，不需要个体层面的长面板数据。第二种方法是直接利用个体层面的长面板数据，采用生存分析模型（duration model）进行分析。例如，Gutiérrez-Domènech（2008）利用西班牙女性的长面板数据和生存分析模型，研究了劳动力市场对女性结婚和生育选择的影响。这种方法直接分析个体的结婚时间选择，

但需要相当长时间的追踪数据。第三种方法为折中处理方法，该方法在截面数据的基础上，对个体信息进行回顾性的拓展，以构建类似面板数据的事件史数据。比如，Wrenn et al. (2019) 利用 2005 年的全国 1% 人口抽样调查数据，按照初婚年龄进行扩展，获得人-年结构的事件史数据，并以此数据进行生存分析。由于不是通过追踪调查获得的面板数据，通常只能包含少量的个体特征变量。

由于数据限制，本文将采用上述第一种和第三种方法分别探讨房价对婚姻决策的影响。本文首先按照性别和年龄构建不同城市和年份的群组样本，研究城市房价对群组未婚比例的影响，具体的计量模型为：

$$Umrate_{cgt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(hprice_{ct}) + \mathbf{X}'_{cgt} \boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{Z}'_{ct} \boldsymbol{\beta}_3 + \lambda_t + \eta_p + \theta_g + \varepsilon_{cgt} \quad (1)$$

其中， $Umrate_{cgt}$ 表示城市 c 的群组 g 在 t 年的未婚人口比例； $hprice_{ct}$ 表示城市 c 在 t 年的房价，用房价的对数值表示； \mathbf{X}_{cgt} 表示群组样本的特征变量； \mathbf{Z}_{ct} 代表城市特征； λ_t 为年份固定效应； η_p 为省份固定效应； θ_g 为群组固定效应； ε_{cgt} 为误差项。

然后，利用个人的截面数据和初婚时间拓展构建人-年结构的事件史数据，以研究房价对个体初婚时间的影响。由于使用的数据以年为时间单位，因此本文选用离散型生存分析模型进行估计。假定 T_i 表示个体 i 维持未婚状态的时间长度，以年为单位，给定其在第 $t-1$ 年为未婚状态，在时间区间 $[t-1, t)$ 内发生结婚事件的条件概率记为风险率 (hazard rate) h_{it} ，则有：

$$h_{it} = \text{Prob}(T_i < t \mid T_i \geq t-1, \mathbf{X}_{it}) = F(\mathbf{X}'_{it} \boldsymbol{\Gamma} + \omega_t) \quad (2)$$

其中， \mathbf{X}_{it} 代表随时间变化影响个体结婚选择的变量，包括城市房价等； $\boldsymbol{\Gamma}$ 为系数； ω_t 为时间的函数，用来刻画群体基准的风险率； $F(\cdot)$ 表示条件概率的分布函数，常用分布函数包括正态分布、Logistic 分布和最小极值分布，不同分布函数对应不同的估计模型。参考 Wrenn et al. (2019) 的方法，这里选用最小极值分布，对应的估计模型为互补双对数模型 (cloglog)，具体模型为：

$$\log(-\log(1 - h_{ict})) = \alpha_0 + \gamma_1 \ln(hprice_{ct}) + \mathbf{X}'_{ict} \boldsymbol{\gamma}_2 + \mathbf{Z}'_{ct} \boldsymbol{\gamma}_3 + \lambda_t + \eta_p + \mu_{ict} \quad (3)$$

其中， h_{ict} 表示城市 c 的个体 i 在 t 年结婚的风险率，即结婚几率 (odds of marriage)； \mathbf{X}_{ict} 表示 i 的个体特征； μ_{ict} 为误差项；其余变量与式 (1) 一致。

上述模型可能面临不容忽视的内生性问题。首先，存在缺失变量的影响。个体和城市层面都存在一些无法观测到的因素，这些因素会同时影响婚姻选择和城市房价。例如，更看重职业发展的个体可能更倾向于选择未婚，而现代化程度更高的城市通常房价更高且单身文化更浓。其次，可能存在反向因果效应。为提高在婚姻市场的竞争力，未婚人群的买房需求会推高房价。因此，本文试图利用工具变量来处理内生性问题。

寻找房价的工具变量可以从房地产市场的需求侧和供给侧两方面入手，需求侧主要是考虑人口规模与结构（徐建炜等，2012），供给侧主要是考虑城市土地供应（陈斌开、杨汝岱，2013）。本文研究婚姻选择，人口规模和结构直接影响个体婚姻行为。因此，从供给侧的土地供应角度出发寻找工具变量更合适。中国通常以土地出让的方式为城市商品房建设提供所需土地（陆铭等，2015），土地出让成本约为房价的1/3（中国经济增长前沿课题组，2011），城市土地出让规模会直接影响城市房价。中国年度土地利用计划由自然资源部统一编订并下达各省级单位，各城市的土地供应受中央政府和省级政府的严格管制（陆铭等，2015），土地供应相对外生。此外，根据韩立彬和陆铭（2018）的研究，中国房价调控政策往往是限制需求而非调整土地供应，总体上土地供给增量的空间分布与人口流动的空间分布方向相反，沿海地区和大城市的土地供应反而相对受限，这意味着群体住房需求难以作用于城市土地供应。因此，本文选取城市人均新增土地出让面积作为城市房价的工具变量。进行工具变量估计时，对于式（1）的线性模型采用两阶段最小二乘法（2SLS）估计，对于式（3）的非线性模型将采用控制方程法（CF）进行估计（Papke & Wooldridge，2008）。

（二）数据来源与变量说明

本文采用2010年第六次全国人口普查数据以及2015年全国1%人口抽样调查数据进行研究^①，分别记为Census10、Census20和Census15。这些数据能够很好地满足本文的研究需要。该数据包含了较为丰富的个人信息，且提供了被访者所在城市的城市编码，可以与城市统计数据连接整合。本文使用的房价和城市统计数据来自国家信息中心国信房地产信息网、《中国国土资源统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。利用上述数据资料，分别构建群组层面的混合截面数据和个体层面的事件史数据，分两个阶段探究城市房价对城镇居民结婚选择的影响。第一阶段，利用性别-年龄群组层面的混合截面数据分析城市房价对城市不同组别人群未婚比例的影响；第二阶段，利用个体层面的事件史数据进一步探究房价对个体初婚年龄的影响。

群组层面的混合截面数据的样本和变量构建过程如下。第一，选取城镇居民中的适婚年龄人口作为研究对象。根据国家统计局的划分标准^②，本文研究的城镇居民指居

① 本文采用的两次全国人口普查数据是在长表数据中进行系统抽样获得，其中2010年有126.74万个样本，2020年有138.83万个样本。2015年的数据是根据全国1%人口抽样数据进行系统抽样获得，共有104.86万个样本。数据来自国家统计局微观数据库。

② 城乡划分标准参见《统计上划分城乡的规定》（国函〔2008〕60号）。

住地属于城和镇的居民样本，不包括居住地属于乡的样本。借鉴文献中的做法，适婚年龄段选定为 16~49 岁 (Abramowitz, 2014; Yu & Xie, 2015)。第二，构建个体层面的特征变量，包括年龄、性别、民族、教育程度、流动状态和婚姻状况。其中，教育程度分成三个类别，包括初等教育（初中及以下）、中等教育（高中、职高和中专）和高等教育（大专及以上）；流动状态指是否为流动人口，流动人口定义为离开户口登记地半年以上且跨市辖区流动的人；婚姻状况包括未婚和已婚，其中未婚表示个体从未有过结婚经历，已婚表示有过结婚经历。第三，利用人口普查数据中的个体信息，分年份和城市按照性别-年龄构建群组数据。性别分为男、女 2 个组别，年龄分为 16~29 岁、30~39 岁和 40~49 岁 3 个组别。按照 4 位行政区划代码定义城市，Census10、Census15 和 Census20 数据中分别包含 245 个、230 个和 340 个城市^①。理论上，基于 Census10、Census15 和 Census20，根据性别、年龄、城市可分别形成 1470 个、1380 个和 2040 个性别-年龄-城市群组样本。为了保证群组变量的有效性，本文删除组内个人样本数少于 30 的群组，剩余群组样本数为 4728 个^②。第四，利用个体信息构建各个群组的特征变量，并根据行政区划代码将城市层面的统计数据匹配得到混合截面数据作为解释变量。其中，群组特征变量包括未婚人口比例、平均年龄、汉族人口占比、三个教育阶段人口占比和流动人口占比；城市层面变量包括城市的商品房平均销售价格、年度人均新增土地出让面积、人均地区生产总值（人均 GDP）、男女性别比以及城市流动人口占比。其中，城市流动人口占比根据人口普查数据计算得到，计算方法为城市流动人口数量除以城市总人口。最终，获得成功匹配的有效群组样本 4134 个。

表 1 报告了群组混合截面数据的变量情况。Census10 有群组样本 1343 个，覆盖 224 个城市；Census15 有群组样本 1278 个，覆盖 213 个城市；Census20 有群组样本 1513 个，覆盖 255 个城市。群组的未婚比例均值在 23.6%~28.7% 之间，其中 16~29 岁群组的未婚比例均值在 2020 年达到 73.8%，30~39 岁群组的未婚比例均值在 2020 年为 10%，40~49 岁群组的未婚比例均值在 2020 年为 2.8%。群组平均年龄的均值约为 34 岁，汉族人口占比的均值在 93.4%~94.9% 之间，这两个变量的均值跨年之间变化不大。教育水平和流动人口占比从 2010 年到 2020 年变化明显，其中高等教育占比的群组均值从 20.9% 提高到 33.9%，流动人口占比的群组均值从 18.7% 提高到 26.6%。

① 4 个直辖市相当于省级，其他城市样本均为地级市。

② 2010 年组内样本量小于 30 的群组有 21 个，2020 年有 141 个，2015 年所有群组的样本均大于 30。

在城市层面，商品房零售价格的均值从 2010 年的 4028.37 元/平方米增加到 2020 年的 7974.80 元/平方米。同时期内，城市人均 GDP 的均值从 3.52 万元增加到 6.38 万元，城市流动人口占比的均值也从 8.3% 提高到 11.1%。

表 1 群组变量的描述性统计 (均值)

变量类别	变量	Census10	Census15	Census20
群组特征变量	未婚比例	0.253	0.236	0.287
	16~29 岁	0.692	0.626	0.738
	30~39 岁	0.054	0.065	0.100
	40~49 岁	0.015	0.016	0.028
	平均年龄 (岁)	33.770	34.150	33.910
	汉族占比	0.948	0.949	0.934
	初等教育占比	0.525	0.489	0.405
	中等教育占比	0.267	0.272	0.256
	高等教育占比	0.209	0.239	0.339
	流动人口占比	0.187	0.116	0.266
	样本量	1343	1278	1513
城市特征变量	商品房售价 (元/平方米)	4028.370	5481.610	7974.800
	人均新增土地出让面积 (平方米)	1.299	1.241	1.125
	人均 GDP (元)	35223.310	55407.710	63787.390
	男女性别比	105.470	105.090	104.430
	城市流动人口占比	0.083	0.071	0.111
		样本量	224	213

注：在 Census10 群组样本中，16~29 岁、30~39 岁和 40~49 岁的样本量分别为 447、448 和 448；在 Census15 群组样本中，上述三个年龄段的样本量均为 426；在 Census20 群组样本中，三个年龄段的样本量分别为 501、505 和 507。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查、2015 年全国 1% 人口抽样调查、2020 年全国人口普查、历年《中国统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国信房地产信息网数据计算得到。

构建个体层面的事件史数据时，需要获得个体从进入婚姻市场到初婚时间段内的面板回顾性数据。由于只有 Census10 和 Census20 中包含初婚时间，因此，本文使用 Census10 和 Census20 两次全国人口普查数据，分别构建 2000 - 2010 年和 2010 - 2020 年两个个体层面的事件史数据。由于本文研究的房价变动区间为 2000 - 2020 年，而适婚年龄为 16~49 岁，因此对于两个事件史数据的样本筛选需要区别处理。第一，利用 Census10 数据构建 2000 - 2010 年个体的事件史数据。在 Census10 数据中保留出生年份在 1951 - 1994 年的样本，并剔除其中初婚年份早于 2000 年的样本。在此截面数据的基

基础上，将每个个体向前拓展重构为以 16 岁为起点的年份记录时间序列，分别剔除早于 2000 年的观测和年龄大于 49 岁的观测。第二，利用 Census20 数据构建 2010 - 2020 年个体的事件史数据。在 Census20 数据中保留出生年份在 1961 - 2004 年的样本，并剔除其中初婚年份早于 2010 年的样本，然后将个体信息向前拓展为以 16 岁为起点的时间序列，再分别剔除早于 2010 年的观测和年龄大于 49 岁的观测。在这两个面板结构的事件史数据中，个体的变量信息包括不随时间变化的性别、民族、出生年份和户口类型^①，以及随时间变化的年龄、教育程度和婚姻状态。构建教育程度变量时，本文假定完成初等教育的年龄为 15 岁、完成中等教育的年龄为 18 岁、完成高等教育的年龄为 21 岁及以上，并以调查时个体的教育程度回推其对应年龄的受教育程度。最后，根据年份和城市编码匹配 2000 - 2020 年的城市数据，最终获得 2000 - 2010 年的事件史数据包含 15.11 万个居民的 99.30 万个观测，其中 47801 人在 2000 - 2010 年期间结婚，占比约为 31.6%；2010 - 2020 年的事件史数据包含 21.04 万个居民的 59.23 万个观测，其中 9.31 万人在 2010 - 2020 年期间结婚，占比约为 44.2%。

表 2 报告了构建的事件史数据样本在 2010 年和 2020 年调查时点的变量分布情况。在 2010 年的数据中，男性占比为 53.5%，平均年龄为 24.05 周岁，汉族占比为 95.6%，高等教育的比例大约为 1/3，未婚比例为 68.4%；而在 2020 年的数据中，男性占比为 54.2%，平均年龄提高到 27.51 岁，汉族占比为 94.5%，高等教育占比达到 1/2，未婚比例为 55.8%。未婚比例的降低应该主要与样本的平均年龄增加有关。

表 2 事件史数据的个体特征变量（均值）

变量	2010 年	2020 年
性别（男=1）	0.535	0.542
年龄（岁）	24.050	27.510
民族（汉族=1）	0.956	0.945
初等教育	0.354	0.231
中等教育	0.313	0.269
高等教育	0.333	0.500
婚姻状况（未婚=1）	0.684	0.558
样本量	151054	210443

注：变量为个体分别在 2010 年和 2020 年调查时点的信息。

资料来源：根据 2010 年和 2020 年全国人口普查数据计算得到。

^① 只有 2010 年全国人口普查数据包含了居民的户口类型，2020 年全国人口普查数据并不包含这一变量。

四 城市房价与未婚比例的实证结果

（一）基准回归分析

首先考虑城市房价与未婚比例的关系，表3报告了基于式（1）进行普通最小二乘（OLS）估计的基准回归结果。第（1）列报告的是全样本的估计结果，可见房价对数值的估计系数非常显著。当城市房价上涨1%时，城市适婚人口的未婚比例提高0.02个百分点。第（2）列至第（4）列分别报告了三个不同年龄段样本的估计结果，房价的估计系数从16~29岁人群的0.04下降到40~49岁人群的0.00，显著性水平也在不断减弱，说明房价上涨主要影响的是年轻群体的结婚选择，对40~49岁群体的结婚选择影响较小。同时，回归模型的拟合优度也在不断下降，表明对于40岁以上人群的结婚选择，房价以及其他各类特征变量的解释力都会下降，可能与40岁以上人群的未婚率很低且变化较小有关。

表3 房价与未婚比例基准估计结果

	全样本	16~29岁	30~39岁	40~49岁
	(1)	(2)	(3)	(4)
房价对数	0.020 *** (0.004)	0.036 *** (0.007)	0.020 *** (0.005)	0.004 * (0.002)
群组特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年龄组固定效应	是	否	否	否
观测值	4134	1374	1379	1381
R ²	0.979	0.824	0.653	0.477

注：括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著；群组特征变量包括群组的平均年龄、汉族占比、性别虚拟变量、不同教育阶段人口占比和流动人口占比；城市特征变量包括人均GDP对数、性别比和城市流动人口占比。

资料来源：根据2010年全国人口普查、2015年全国1%人口抽样调查、2020年全国人口普查、历年《中国统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国信房地产信息网数据计算得到。

（二）内生性处理

表4报告了基于工具变量的估计结果。第（1）列展示了第一阶段回归结果，可以

看到，城市人均新增土地出让面积与城市房价水平在 1% 水平上显著负相关，这与现有文献结论一致（陆铭等，2015）。同时，第一阶段 F 值为 22.93，说明可以拒绝弱工具变量假设。第（2）列至第（5）列报告了工具变量的第二阶段回归结果^①。相比于 OLS 的基准回归结果，2SLS 的估计系数都更大。在克服内生性问题后，房价系数显著为正，表明高房价与城镇居民未婚比例上升之间存在因果关系。工具变量的估计结果表明，在其他条件不变时，城市房价每上涨 1% 会导致城镇居民的未婚比例提高约 0.11 个百分点、16~29 岁年轻群体未婚比例提高约 0.21 个百分点，但城市房价对于 30 岁以上群体的影响不显著，可见房价主要影响的是年轻群体。

表 4 房价与未婚比例的工具变量估计结果

	第一阶段	第二阶段 (2SLS)			
	全样本	全样本	16~29 岁	30~39 岁	40~49 岁
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
房价对数		0.105 ** (0.046)	0.213 ** (0.091)	0.126 (0.096)	0.005 (0.017)
人均新增土地出让面积	-0.023 *** (0.001)				
群组特征变量	是	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年龄组固定效应	是	是	否	否	否
观测值	4134	4134	1374	1379	1381
R ²	0.865	0.976	0.716	0.521	0.477

注：括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查、2015 年全国 1% 人口抽样调查、2020 年全国人口普查、历年《中国统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国信房地产信息网数据计算得到。

（三）稳健性检验和异质性分析

为了考察选取的关键变量和样本构成是否影响前文的主要结果，本部分考虑两种类型

^① 由于人均新增土地出让面积的数据只包括 2004-2017 年，因此在表 4 进行工具变量估计时，2020 年数据对应的工具变量为 2017 年的人均新增土地出让面积。本文也使用 2014-2017 年人均新增土地出让面积均值作为工具变量进行稳健性检验，估计结果保持稳健。表 5 和表 6 进行了相同的处理。

的稳健性检验。首先，使用城市的房价收入比替换城市的房价。房价收入比可以更好地衡量城镇居民对住房的可负担性，本文使用房价收入比作为解释变量进行稳健性检验。借鉴 Wrenn et al. (2019) 的做法，本文将房价收入比定义为（房价 × 家庭平均住房面积 /（城镇职工平均工资 × 2））^①。表 5 第（1）列至第（2）列的回归结果表明，房价收入比对数的系数显著为正，2SLS 的估计结果显示当其他条件不变时，房价收入比每上升 1%，城市适婚人口的平均未婚比例会增加约 0.08 个百分点。其次，只考虑部分样本对模型进行稳健性检验。使用群组数据生成的未婚比例变量有 294 个观察值为 0，这里只保留未婚比例为正的样本进行分析，回归结果见表 5 第（3）列至第（4）列。两种方法估计的结果和基准的分析结果都非常接近，表明主要分析结果较为稳健。

表 5 稳健性检验的估计结果

	房价收入比替换房价变量		只保留未婚比例为正的样本	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
房价收入比对数	0.016 *** (0.004)	0.082 ** (0.036)		
房价对数			0.022 *** (0.004)	0.115 ** (0.048)
群组特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年龄组固定效应	是	是	是	是
观测值	4104	4104	3840	3840
R ²	0.979	0.977	0.979	0.976

注：括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查、2015 年全国 1% 人口抽样调查、2020 年全国人口普查、历年《中国统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国信房地产信息网数据计算得到。

① Wrenn et al. (2019) 指出，一个典型家庭由两个成年人和一个小孩共三个人组成，假设家庭内由两个成年人挣得平均工资。住房和城乡建设部的数据显示，中国城镇居民人均住房建筑面积从 2010 年的 31.2 平方米增加到 2015 年的 35.3 平方米，再到 2020 年的 38.6 平方米。本文基于此构建城镇家庭平均住房建筑面积：城镇家庭平均住房建筑面积 = 当年城镇居民人均住房建筑面积 × 3。因此，各年家庭平均住房建筑面积分别为：2010 年约为 93 平方米，2015 年约为 105 平方米，2020 年约为 117 平方米。

在前文的理论分析中，已经讨论了四种重要的异质性因素，下面分别进行检验。第一，区分性别和年龄组。前文的基准回归表明，不同年龄组的结婚选择受到房价影响的程度是不同的，本部分进一步按性别考察不同年龄组的差异。表 6 的第一部分报告了按性别和年龄的回归结果。结果表明，年轻男性群体受到的影响最大，女性群体受到房价的影响较小，而且男女都仅在 16~29 岁时受到影响，30 岁以上的群体没有明显影响。

第二，区分教育程度。在性别-年龄群组的内部，按照是否接受过高等教育将每个群组进一步细分为两个小组，剔除样本少于 30 的小组，共获得 6496 个群组样本。表 6 第二部分报告了两个不同教育程度群组的估计结果。结果显示，房价上涨显著提高了接受过高等教育群组的未婚比例，对没有接受过高等教育群组没有显著影响。该结果符合城镇婚姻市场按照教育程度分层的基本特征，不同教育程度的婚姻市场对于住房的要求存在显著差异。通常，高教育水平群体更有可能迁移到新的城市，并期望在居住地购买住房，受到城市房价的影响会更大，而低教育水平群体更多选择在老家购房，规避了房价的影响。

第三，年份差异。为了考察房价影响的时间趋势，按照年份进行分组回归，表 6 的第三部分报告了年份异质性的结果。结果显示，2010 年的系数不显著，而 2015 年和 2020 年的系数非常显著。这可能是因为 2010 年以后中国房价才快速上涨，房价对适婚人群婚姻决策的影响随着房价上涨而显现出来。

第四，地区差异。为了探究不同地区的异质性，按照城市所在省份分为东、中、西和东北四个地区进行分组回归，表 6 的第四部分报告了估计结果。可见，房价估计系数只在东部地区显著，表明房价对适婚人群婚姻决策的影响主要出现在高房价的东部地区，这与年份差异的原因类似。

表 6 房价和未婚比例估计结果的异质性分析

第一部分：分性别和年龄 (2SLS)						
	男性群组			女性群组		
	16~29 岁	30~39 岁	40~49 岁	16~29 岁	30~39 岁	40~49 岁
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价对数	0.187 ** (0.086)	0.123 (0.117)	0.110 (0.068)	0.179 *** (0.068)	0.220 (0.220)	0.478 (2.187)
观测值	413	274	346	406	281	364
R ²	0.649	0.722	0.587	0.655	0.713	0.543

续表

第二部分：分教育程度（2SLS）				
	接受过高等教育群组		没有接受过高等教育群组	
	(1)		(2)	
房价对数	0.186 ** (0.077)		0.042 (0.036)	
观测值	2443		4053	
R ²	0.973		0.970	
第三部分：年份差异（2SLS）				
	2010年	2015年	2020年	
	(1)	(2)	(3)	
房价对数	0.068 (0.086)	0.170 *** (0.056)	0.046 ** (0.022)	
观测值	1343	1278	1513	
R ²	0.983	0.967	0.983	
第四部分：地区差异（2SLS）				
	东部	中部	西部	东北
	(1)	(2)	(3)	(4)
房价对数	0.071 ** (0.031)	-0.089 (2.133)	0.322 (0.239)	0.163 (0.172)
观测值	1458	1367	701	608
R ²	0.977	0.981	0.932	0.971

注：括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著；所有回归均控制了群组特征变量、城市特征变量、年份固定效应、省份固定效应和年龄组固定效应，具体变量与基准回归部分保持一致。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查、2015 年全国 1% 人口抽样调查、2020 年全国人口普查、历年《中国统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国信房地产信息网数据计算得到。

五 城市房价与初婚年龄的实证结果

上述分析表明，房价上涨能够显著提高年轻群体的未婚比例，影响效果随着年龄上升而递减。由此可以得出一个推论：房价上升可能使个体推迟结婚时间。下面进一步利用在进行事件史分析时常用的生存分析模型考察房价上涨对初婚年龄的影响。

（一）离散型生存分析模型基准结果

表 7 报告了离散型生存分析模型的基准估计结果。第（1）列是基于式（3）的回

归结果，没有使用工具变量。可见，房价对数的系数显著为负，说明随着房价上涨，个体进入初婚状态的风险率降低，即房价上升降低了个体的结婚几率，同时也意味着未婚状态的持续时间延长。这里的估计系数在 2000 - 2010 年间为 -0.08，在 2010 - 2020 年间为 -0.16，按照转换公式 $e^{\gamma} - 1$ 计算得到弹性值为 -0.08 和 -0.15，意味着 1% 的房价上涨导致初婚几率在 2000 - 2010 年和 2010 - 2020 年间分别降低了 0.08 个和 0.15 个百分点。第 (2) 列报告了使用人均新增土地出让面积作为工具变量的第一阶段回归结果，系数显著为负，说明土地相对供给更少的城市，房价上升得更快，满足工具变量的相关性要求^①。第 (3) 列报告了利用 CF 方法得到的工具变量估计。同样地，按照上述转换公式对估计系数进行计算得到弹性值为 -0.09 和 -0.13，即当城市房价上升 1% 时，使得个体的结婚几率分别降低 0.09 个和 0.13 个百分点。显然，房价上涨的边际影响随时间呈现不断增大的趋势。

表 7 离散型生存分析模型基准分析

	非工具变量	第一阶段 OLS	工具变量
	(1)	(2)	(3)
第一部分：2000 - 2010 年			
房价对数	-0.084 *** (0.023)		-0.091 *** (0.025)
人均新增土地出让面积		-0.016 *** (0.000)	
观测值	592283	669005	592283
第二部分：2010 - 2020 年			
房价对数	-0.159 *** (0.014)		-0.140 *** (0.015)
人均新增土地出让面积		-0.000 *** (0.000)	
观测值	992955	1134385	992955

注：括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著；所有回归均控制了个体特征、城市特征、省份固定效应和年份固定效应，其中个体特征包括性别、年龄、民族、户口类型和教育程度，城市特征包括人均 GDP 对数、性别比和流动人口占比。

资料来源：根据 2010 年和 2020 年全国人口普查、历年《中国统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国信房地产信息网数据计算得到。

① 由于人均新增土地出让面积数据只包括 2004 - 2017 年，因此表 7 在进行工具变量估计时只使用了部分年份的数据：在 2000 - 2010 年分析中仅使用 2004 - 2010 年数据，在 2010 - 2020 年分析中仅使用 2010 - 2017 年数据。表 8 和表 9 进行了相同的处理。

（二）稳健性检验和异质性分析

这里分别利用 Logit 模型和 Probit 模型对上述基于 cloglog 模型的估计结果进行稳健性检验，表 8 报告了估计结果。将第（1）列和第（3）列没有使用工具变量的估计结果与表 7 中第（1）列的结果进行比较，将第（2）列和第（4）列的工具变量估计结果与表 7 中第（3）列的结果进行比较，可以发现，所有模型的估计系数都显著为负，cloglog 模型的估计系数介于两者之间，并且与 Logit 模型的结果非常接近。这些估计结果表明，房价上涨对结婚推迟的影响效果不会受到估计方程具体形式的影响，主要结果是稳健的。

表 8 生存分析模型稳健性检验

	生存模型 (Logit)		生存模型 (Probit)	
	非工具变量	工具变量	非工具变量	工具变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
第一部分：2000 - 2010 年				
房价对数	-0.088 *** (0.024)	-0.095 ** (0.026)	-0.044 *** (0.012)	-0.048 *** (0.013)
观测值	592283	592283	592283	592283
第二部分：2010 - 2020 年				
房价对数	-0.169 *** (0.015)	-0.150 *** (0.016)	-0.085 *** (0.008)	-0.078 *** (0.008)
观测值	992955	992955	992955	992955

注：括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著；所有回归均控制了个体特征、城市特征、省份固定效应和年份固定效应，其中个体特征包括性别、年龄、民族、户口类型和教育程度，城市特征包括人均 GDP 对数、性别比和流动人口占比。

资料来源：根据 2010 年和 2020 年全国人口普查、历年《中国统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国信房地产信息网数据计算得到。

同样地，本部分从多个方面进行异质性分析。表 9 报告了生存分析模型异质性估计的结果。基于个体层面的事件史数据，分别考虑性别、年龄和教育程度三类个体特征上的差异。第一，女性的结婚几率受到房价上涨的边际影响高于男性，而且这种差异从 2000 - 2010 年间一直延续到了 2010 - 2020 年间。第二，房价上涨主要影响的是年轻群体的结婚几率，对 30 岁以上群体的影响不明显。对估计系数进行计算可知，在 2000 - 2010 年间和 2010 - 2020 年间，1% 的房价上涨分别使得 16 ~ 29 岁群体的结婚几

率降低了 0.14 个和 0.18 个百分点。第三，不同教育水平的群体都会在房价上涨时降低结婚几率，但是接受过高等教育的群体受到的边际影响会更大。

表 9 生存分析模型异质性分析（工具变量）

	性别		年龄组			是否高等教育	
	男性	女性	16~29 岁	30~39 岁	40~49 岁	是	否
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
第一部分：2000 - 2010 年							
房价对数	-0.058 * (0.035)	-0.129 *** (0.035)	-0.146 *** (0.026)	-0.044 (0.075)	-0.473 (0.371)	-0.218 *** (0.050)	-0.066 ** (0.028)
观测值	322215	270068	550835	33835	7613	173521	418762
第二部分：2010 - 2020 年							
房价对数	-0.112 *** (0.021)	-0.168 *** (0.022)	-0.197 *** (0.017)	-0.067 * (0.039)	0.137 (0.112)	-0.167 *** (0.023)	-0.156 *** (0.020)
观测值	552717	440238	875661	91954	25340	414204	578751

注：括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著；所有回归均控制了个体特征、城市特征、省份固定效应和年份固定效应，其中个体特征包括性别、年龄、民族、户口类型和教育程度，城市特征包括人均 GDP 对数、性别比和流动人口占比。

资料来源：根据 2010 年和 2020 年全国人口普查、历年《中国统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国信房地产信息网数据计算得到。

六 结论与启示

城市住房价格不断上涨和结婚年龄不断推迟成为近 20 年来的重要社会经济现象。本文利用 2010 年以来的全国人口普查和人口抽样调查数据，并结合城市统计信息，实证检验了房价上涨与适婚人口初婚选择之间的关系。基于性别 - 年龄群组的分析发现，房价上涨显著提高了城镇适婚人口的未婚比例，受到影响最大的是 30 岁以下的年轻人群，边际效果按照性别、教育程度、年份和地区存在不同程度的差异。基于 2010 年和 2020 年全国人口普查数据构建的个体回顾性事件史数据进行生存分析表明，房价上涨导致适婚人口推迟初婚年龄。城市房价每上涨 1%，将导致适婚人口的结婚几率在 2000 - 2010 年间和 2010 - 2020 年间分别平均降低 0.09 个和 0.13 个百分点。房价上涨的边际影响随时间不断增大，但房价上涨主要使得 30 岁以下年轻群体推迟初婚年龄。

本文的研究展示了在中国城市房价高速增长阶段，房价对适婚人口初婚选择的影响。与已有文献相比，本文的数据质量更高，群组的横截面数据覆盖了2010年、2015年和2020年三个时间点，拓展的个体事件史数据包含2000-2010年和2010-2020年两个时间区间，能够更好地探究房价与初婚年龄之间的动态变化。研究结论也证实了房价的影响随时间呈现增大的趋势。同时，本文的研究检验了婚姻搜寻和匹配的理论机制，住房作为婚姻匹配质量的重要条件，在中国的婚姻市场上发挥着显著作用。房价的影响程度在不同性别、不同年龄和不同教育程度的群体之间也存在差异，本文在理论和实证分析中针对各种差异提出了可能的解释，但检验这些可能的途径还需要进一步分析。

本研究为解释当前中国城镇居民初婚年龄推迟现象提供了一个分析视角。从研究结论出发，提出三点政策启示。第一，住房是影响适婚人口结婚选择的重要条件，城镇住房保障工作和人口婚育政策需要协调推进。目前，住房和城乡建设部正在加快推进《住房租赁条例》和《城镇住房保障条例》等法律法规的立法进程，有必要将适婚年龄人口的住房需求纳入保障重点。第二，受到房价上涨影响最大的是30岁以下的年轻群体，房价越高影响越大。需要特别关注婚姻市场上的年轻群体，特别是弱势群体。高房价加剧了婚姻市场竞争，使婚姻不平等状况更加严重，家庭经济状况不佳的大城市青年受到的婚姻市场挤压最为严重，可能对社会稳定造成影响。第三，本文的研究发现，无论男女都受到了房价上涨的影响。在当前高房价和婚姻推迟的现状难以迅速扭转的情况下，高龄结婚人群的生育风险需要引起高度重视。高龄是导致不孕的重要因素，而高质量辅助生殖技术的供给严重不足且价格昂贵，对于受房价挤压而推迟结婚的群体更是难以负担。在人口高质量发展的战略目标下，需要构建可负担的生育保障支持体系。

参考文献：

- 陈斌开、杨汝岱（2013），《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》，《经济研究》第1期，第110-122页。
- 韩立彬、陆铭（2018），《供需错配：解开中国房价分化之谜》，《世界经济》第10期，第126-149页。
- 陆铭、张航、梁文泉（2015），《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》，《中

- 国社会科学》第 5 期，第 59 - 83 页。
- 马磊 (2017)，《同质婚、交换婚与当前中国社会的婚姻壁垒》，《人口研究》第 6 期，第 16 - 32 页。
- 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，第 52 - 63 页。
- 吴伟平、章元、刘乃全 (2016)，《房价与女性劳动参与决策——来自 CHNS 数据的证据》，《经济学动态》第 11 期，第 57 - 67 页。
- 徐建炜、徐奇渊、何帆 (2012)，《房价上涨背后的人口结构因素：国际经验与中国证据》，《世界经济》第 1 期，第 24 - 42 页。
- 於嘉、谢宇 (2013)，《社会变迁与初婚影响因素的变化》，《社会学研究》第 4 期，第 1 - 25 页。
- 中国经济增长前沿课题组 (2011)，《城市化、财政扩张与经济增长》，《经济研究》第 11 期，第 4 - 20 页。
- Abramowitz, Joelle (2014). Turning Back the Ticking Clock: The Effect of Increased Affordability of Assisted Reproductive Technology on Women's Marriage Timing. *Journal of Population Economics*, 27 (2), 603 - 633.
- Becker, Gary (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81 (4), 813 - 846.
- Becker, Gary (1974). A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy*, 82 (2, Part 2), S11 - S26.
- Bergstrom, Theodore & Mark Bagnoli (1993). Courtship as a Waiting Game. *Journal of Political Economy*, 101 (1), 185 - 202.
- Bertrand, Marianne, Patricia Cortes, Claudia Olivetti & Jessica Pan (2021). Social Norms, Labour Market Opportunities, and the Marriage Gap between Skilled and Unskilled Women. *Review of Economic Studies*, 88 (4), 1936 - 1978.
- Blau, Francine, Lawrence Kahn & Jane Waldfogel (2000). Understanding Young Women's Marriage Decisions: The Role of Labor and Marriage Market Conditions. *Industrial and Labor Relations Review*, 53 (4), 624 - 647.
- Dettling, Lisa & Melissa Kearney (2014). House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby. *Journal of Public Economics*, 110, 82 - 100.

- Ermisch, John (1999). Prices, Parents, and Young People's Household Formation. *Journal of Urban Economics*, 45 (1), 47 – 71.
- Geist, Claudia (2017). Marriage Formation in Context: Four Decades in Comparative Perspective. *Social Sciences*, 6 (1), 9.
- Gutiérrez-Domènech, Maria (2008). The Impact of the Labour Market on the Timing of Marriage and Births in Spain. *Journal of Population Economics*, 21 (1), 83 – 110.
- Liu, Jing, Chunbing Xing & Qiong Zhang (2020). House Price, Fertility Rates and Reproductive Intentions. *China Economic Review*, 62, 101496.
- Oppenheimer, Valerie (1988). A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*, 94 (3), 563 – 591.
- Oppenheimer, Valerie, Matthijs Kalmijn & Nelson Lim (1997). Men's Career Development and Marriage Timing during a Period of Rising Inequality. *Demography*, 34 (3), 311 – 330.
- Papke, Leslie & Jeffrey Wooldridge (2008). Panel Data Methods for Fractional Response Variables with an Application to Test Pass Rates. *Journal of Econometrics*, 145 (1 – 2), 121 – 133.
- Sun, Ang & Qinghua Zhang (2020). Who Marries Whom in a Surging Housing Market? *Journal of Development Economics*, 146, 102492.
- Wei, Shang-Jin & Xiaobo Zhang (2011). The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China. *Journal of Political Economy*, 119 (3), 511 – 564.
- Wei, Shang-Jin, Xiaobo Zhang & Yin Liu (2017). Home Ownership as Status Competition: Some Theory and Evidence. *Journal of Development Economics*, 127, 169 – 186.
- Wrenn, Douglas, Junjian Yi & Bo Zhang (2019). House Prices and Marriage Entry in China. *Regional Science and Urban Economics*, 74, 118 – 130.
- Xu, Yuanwei & Feicheng Wang (2022). The Health Consequence of Rising Housing Prices in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 200, 114 – 137.
- Yu, Jia & Yu Xie (2015). Changes in the Determinants of Marriage Entry in Post-reform Urban China. *Demography*, 52 (6), 1869 – 1892.

The Impact of Rising Housing Prices on the Postponement of Age at First Marriage among Urban Residents

Xu Minbo, Zeng Meng & Fang Hui

(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: Over the past 20 years, the age at first marriage among young people in China has been steadily increasing, coinciding with rising housing prices. This paper uses data from national censuses since 2010, one percent sample survey, and urban statistical information to empirically investigate the impact of rising urban housing prices on the proportion of unmarried urban residents and the age at first marriage. Analysis by gender and age groups reveals that rising housing prices significantly increase the proportion of unmarried individuals aged between 16 and 49. Specifically, a one percent increase in housing prices results in an approximately 0.11 percentage point increase in the proportion of unmarried urban residents. Further survival analysis using retrospective event history data from the 2010 and 2020 national censuses indicates that rising housing prices increase the likelihood of young people remaining unmarried. A one percent increase in housing prices reduces the marriage probability of the marriageable population by 0.09 percentage points between 2000 and 2010 and by 0.13 percentage points between 2010 and 2020, with the impact becoming more pronounced over time. By age group, rising housing prices primarily delay the age at first marriage among young people under 30.

Keywords: rising housing prices, age at first marriage, marriage market

JEL Classification: D10, J12, R31

(责任编辑: 王 俊)