

房价上涨对已婚女性生育率的影响

李志龙 陈技伟 冯帅章*

内容提要 与总和生育率持续下降的趋势相反,近年来中国房价持续上涨。本研究利用2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据,考察了房价上涨对已婚女性生育率的影响。研究发现,房价上涨对已婚女性生育率产生了显著的负向影响,该结论在一系列稳健性检验中均保持成立。分年龄组看,房价上涨既推迟了已婚女性生育,又降低了总和生育率。分生育胎次看,房价上涨显著降低了已婚女性生育一胎和二胎的概率,且当一胎是男孩时,房价上涨显著降低了生育二胎的概率;当一胎是女孩时,房价上涨对生育二胎的概率没有显著影响。此外,分房屋所有权的结果显示,房价上涨对已婚女性生育率的影响存在一定的财富效应。本研究的结论表明,房价上涨是总和生育率快速下降的一个原因,保持房地产市场稳定可以缓解生育率的下降。

关键词 房价 生育率 财富效应 生存分析

一 引言

生育问题是关系到一个国家长期发展潜力的重要问题。世界银行数据显示,中国的总和生育率由1960年的5.7增加至1965年的6.4,此后便持续下降,2016年下降至1.6,低于2.4的世界平均水平,也低于2.1的世代更替水平,属于严重少子化(图1)。为了提高生育率,中国于2013年实施“单独二孩”政策,于2015年实施“全面

* 李志龙,中国人民大学劳动人事学院,电子邮箱:jzlang@163.com;陈技伟(通讯作者),暨南大学经济学院,电子邮箱:jiweichen91@163.com;冯帅章,暨南大学经济学院、暨南大学经济与社会研究院,电子邮箱:shuaizhang.feng@foxmail.com。冯帅章感谢国家杰出青年科学基金项目(71425005)、国家自然科学基金面上项目(71773037、72073052)、教育部长江学者特聘教授奖励计划(T2012069)的资助。

两孩”政策。随着生育政策的逐步放开，生育水平有所上升。2016年全国出生人口1786万人。2017年出生人口1723万人，相比2016年虽小幅减少，但仍是2000年以来的历史第二高值。然而，2018年“全面两孩”政策集中释放效应弱化，二孩生育率下降，全国出生人口下降为1523万人，“全面两孩”政策的效果并不乐观^①。一方面，总和生育率持续下降导致中国老龄化现象日益严重。中国65岁及以上人口数量占总人口的比重由1982年的4.9%增加至2017年的11.4%，超过了7%的国际老龄化社会警戒线（图1）。另一方面，由于总和生育率持续走低，中国的劳动年龄人口开始历史性下降。国家统计局数据显示，自2012年至2018年，劳动年龄人口数量和比重连续7年出现双降，7年间减少了2600余万人。在整体还不十分发达的情况下，总和生育率的持续下降将对中国经济社会长期发展产生深刻且持久的影响。

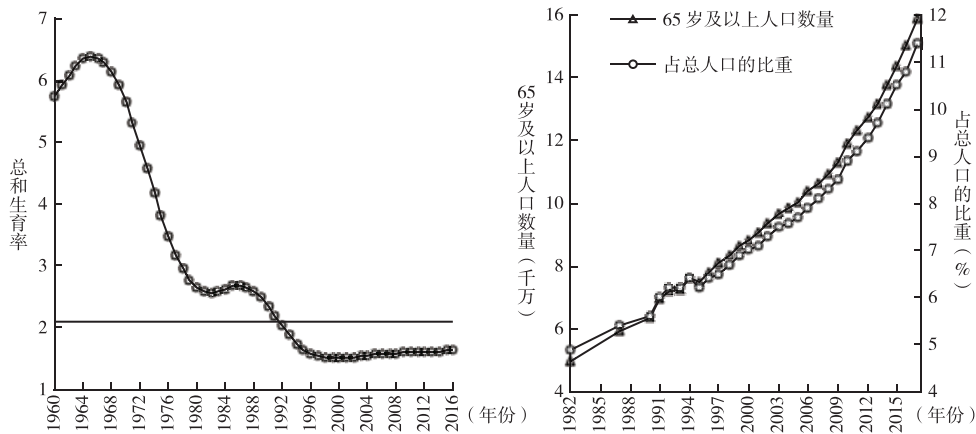


图1 中国生育率和老龄化变化趋势

注：左图中水平线为世代更替水平总和生育率2.1。

资料来源：总和生育率数据来自世界银行数据库，参见 <https://data.worldbank.org.cn/indicator/SP.DYN.TFRT.IN?locations=CN>；人口数据来自《中国统计年鉴》。

生育率下降并非中国独有，20世纪中后期以来全球范围内普遍出现了总和生育率下降的现象。世界银行数据显示，1960年全球每个女性一生中平均生育5个孩子，而2016年减少到仅生育2.4个孩子。1960年全球仅有5个国家的总和生育率低于世代更替水平，2016年全球总和生育率低于世代更替水平的国家增加至115个。现有文献从生育政策（de Silva & Tenreyro, 2017；Zhang, 2017）、社会经济发展水平（Du &

^① 参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/201901/t20190123_1646380.html。

Yang, 2014; Myrskylä et al., 2009)、社会保障制度 (Fenge & Scheubel, 2017)、女性受教育程度 (McCrary & Royer, 2011; Osili & Long, 2008)、个人财富与收入水平 (Kornstad & Rønsen, 2018) 等多个角度考察了总和生育率下降的原因。然而, 住房作为家庭再生产的基本条件, 关于房价上涨对生育率影响的研究还较少。本文拟利用2005年全国1%人口抽样调查、2010年全国人口普查和地级市层面的房价数据, 考察房价上涨对生育率的影响。

与总和生育率持续降低的趋势相反, 近年来中国房价持续上涨。国家统计局数据显示, 1998年之前, 中国商品房价格增加缓慢。自1998年住房市场化改革开始, 商品房价格开始快速增长。商品房平均销售价格由1998年的2063元/平方米增加至2016年的7476元/平方米, 增幅达262%。Becker (1960) 将生育行为引入经济模型, 认为孩子是一种正常商品, 家庭生育等价于购买孩子这一商品, 这意味着家庭财富的提升会增加孩子数量。经济日报社中国经济趋势研究院编制的《中国家庭财富调查报告 (2018)》显示, 2017年房产净值占家庭财富的比例高达66%^①。考虑到房产占中国家庭财富的很大部分, 快速上涨的房价可能会对生育率产生影响。图2给出了中国历年房价和生育率的变化。总体来看, 房价和生育率之间存在负相关关系。

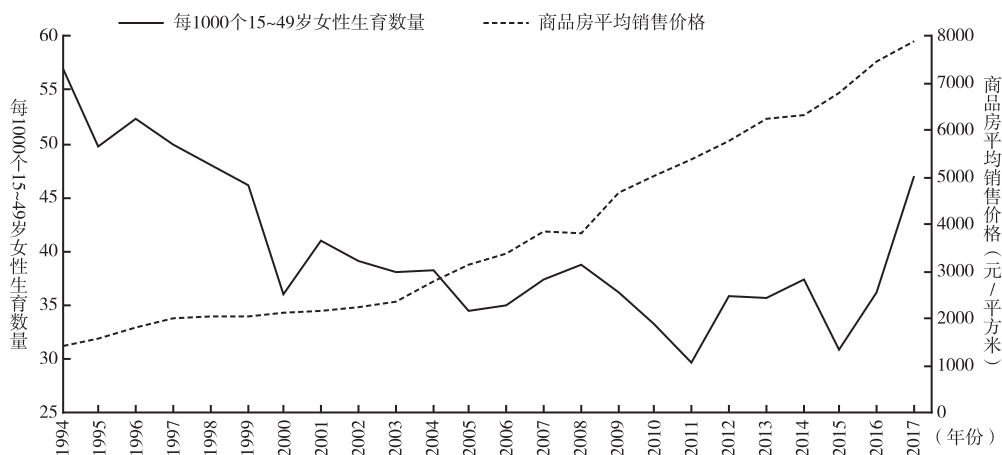


图2 房价和生育率：1994 - 2017年

资料来源：每1000个15~49岁女性生育数量来自《中国人口和就业统计年鉴》；商品房平均销售价格来自《中国统计年鉴》。

^① 参见 http://www.gov.cn/xinwen/2018-12/28/content_5352858.htm。

理论上，父母作为决策者选择最佳的子女数量和其他消费活动，以期在全部财富约束和总时间限制下，最大化其终身效用（Becker, 1965）。因此，房价上涨对生育率的影响同时存在负向的挤出效应和正向的财富效应。一方面，房价上涨增加了家庭养育孩子的成本，会降低家庭对孩子的需求；另一方面，房价上涨增加了家庭财富，会提升家庭对孩子的需求。同时，房价上涨对租房者和自有房者会产生不同的影响：对于租房者，房价上涨增加了住房成本，迫使他们减少消费，降低对孩子的需求；对于自有房者，房价上涨同时产生挤出效应和财富效应，房价上涨对生育率的影响方向不确定（如果正向的财富效应超过负向的挤出效应，房价上涨将提升生育率）。

由于中国社会对非婚生育的接受程度远远低于西方国家，女性的非婚生育比例很低，因此本研究主要考察房价上涨对已婚女性生育率的影响。目前学术界在总和生育率下降的原因方面做了大量研究，但是关于房价与生育率之间关系的研究还较少。在中国房价持续上涨和生育率持续下降的情况下，我们的研究有助于理解发展中国家在经济增长和城市化过程中生育行为的演变。

本研究余下部分结构安排如下：第二部分是文献综述；第三部分是数据来源及变量的描述性统计；第四部分是房价上涨对已婚女性生育率影响的实证分析；第五部分是研究结论及政策建议。

二 文献综述

关于住房与生育的关系已经在家庭形成和生育行为相关的文献中进行了长期研究。早期的研究主要集中在考察住房与家庭形成之间的关系，许多研究都发现房价过高不利于家庭形成和婚姻稳定（Haurin et al., 1993；Murphy & Sullivan, 1985；Rainer & Smith, 2010；Wrenn et al., 2019）。住房作为生育孩子的一项重大成本，随着各国房地产市场的发展和生育率的持续下降，一些学者开始直接考察住房价格与生育率的关系。Simon & Tamura (2009) 和 Yi & Zhang (2010) 均发现房价上涨会对生育率产生不利影响。但上述研究未区分房屋所有权，而房价上涨可能会对租房者和自有房者产生不同的影响。Lovenheim & Mumford (2013) 最早利用 1985 - 2007 年美国收入动态调查数据，通过区分房屋所有权，发现房价与自有房者生育率存在显著的正相关关系，与租房者生育率之间并没有显著的负相关关系。Dettling & Kearney (2014) 进一步利用 1990 - 2007 年美国出生档案统计数据，通过加入房价与房屋所有权的交互项，发现房价上涨显著降低了租房者的生育率，显著提升了自有房者的生育率，体现了一定的财富效应。此后，Iwata & Naoi (2017) 和 Mizutani (2015) 利

用日本的调查数据、Atalay et al. (2017) 利用澳大利亚的调查数据均得到了相似结论。

在国内研究方面,李勇刚等(2012)利用1999-2010年省级面板数据、郭玲和姜晓妮(2018)利用2005-2016年省级面板数据、靳天宇和刘东浩(2019)利用2000-2015年省级面板数据,均发现房价与生育率之间呈负相关关系。上述研究均使用省级层面统计数据,忽略了房价对微观家庭生育决策的影响,且无法区分房价对自有房者和租房者生育率影响的差异。宋德勇等(2017)利用2010年和2013年中国综合社会调查数据(CGSS),发现房价上涨显著降低了城镇已婚居民的二孩生育意愿,住房的财富效应并不明显。该研究考察的是房价上涨与生育意愿的关系,而非实际的生育行为。葛玉好和张雪梅(2019)利用2014年中国家庭追踪调查数据(CFPS)发现,房价上涨显著降低了家庭生育孩子的概率;通过比较一套房和多套房家庭发现,房价对生育率的影响以负向的挤出效应为主。然而,该研究使用的是省级层面房价数据,不能反映省内各地区房价水平的差异。Liu et al. (2020)利用2010年全国人口普查和2011年中国社会状况综合调查(CSS)数据发现,房价上涨显著降低了女性生育率和生育意愿;分房屋所有权的结果显示,房价上涨对自有房者生育率有负向的影响但不显著,即房价上涨对生育率的影响并未表现出财富效应。

总体来说,学术界在总和生育率下降的原因方面进行了大量研究,但对于房价变动这一原因的研究还比较少。中国过去若干年的房价急剧变动,提供了一个难得的研究样本。目前许多研究考察了房价上涨对结婚、消费以及女性劳动参与等的影响(何兴强、杨锐锋,2019;Fu et al., 2016; Wrenn et al., 2019)。本研究考察房价上涨对已婚女性生育率的影响,丰富了该领域的研究。同时,基于中国数据的研究还存在较为明显的局限,这些研究大多利用省级面板数据,忽略了房价对微观家庭生育决策的影响,且在房价、生育率的衡量上存在一定的缺陷。另外,房价与生育率之间可能存在内生性问题(联立因果和遗漏变量),本研究使用土地供应的地理约束作为房价的工具变量(Dettling & Kearney, 2014; Stroebel & Vavra, 2019; Wrenn et al., 2019),采用控制函数法(control function approach)处理地级市房价的内生性问题。此外,本研究基于2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查的大样本微观调查数据和更为准确的地级市层面房价数据,研究结论更加可靠。

三 数据来源和变量统计

本研究所使用的数据来源于2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普

查。其中，2005年数据为全国1%人口抽样调查的1/5随机样本，样本规模为258.5万人，约占全国总人口的0.2%。2010年数据为第六次全国人口普查0.15%随机样本，样本规模为210.1万人。调查内容包括人口和住户的基本情况，如性别、年龄、民族、户籍情况、受教育程度、行业、职业、迁移流动、社会保障、婚姻、生育、死亡、住房情况等。

首先，借鉴陆铭等（2015）、张莉等（2017）的做法，我们采用各地级市的商品房销售额除以销售面积获得商品房销售的平均价格（元/平方米），数据来自《中国区域经济统计年鉴》。由于房价主要反映城镇地区的住房价格水平，我们按照国家统计局公布的统计用区划和城乡划分代码划分城市、镇和乡村，保留城镇地区样本。其次，删除流动人口（居住地与户口登记地所在的乡镇街道不一致且离开户口登记地半年以上的人口）。最后，由于中国非婚生育的比例很低，我们仅保留有配偶的女性样本。图3给出了地级市房价和房价收入比与已婚女性生育率的散点图以及线性拟合线，从中可以看出房价与已婚女性生育率之间可能存在负相关关系^①。

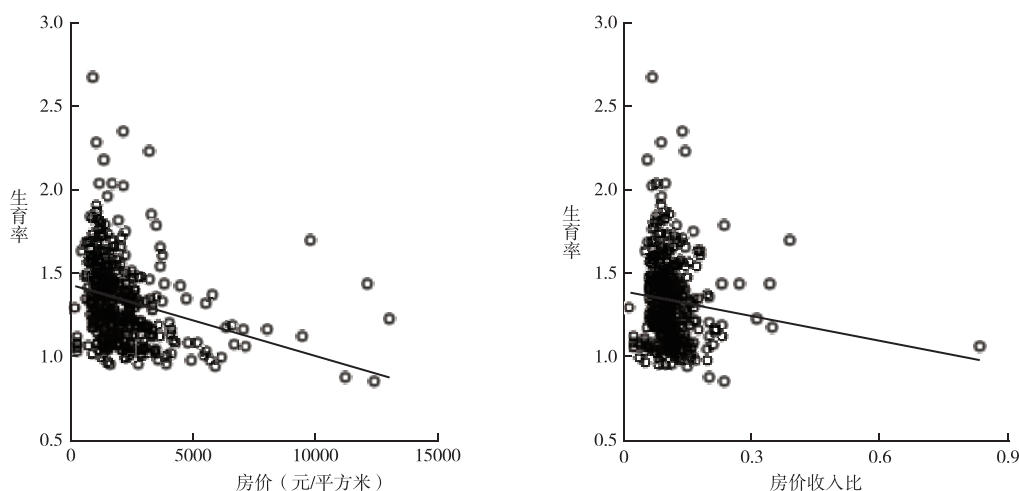


图3 房价与生育率关系的图形证据

注：生育率为地级市城镇地区15~49岁已婚女性平均活产子女的数量。

资料来源：根据2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据计算得到。

^① 我们借鉴张莉等（2017）的做法，采用各年份地级市层面房价与在岗职工平均工资的比值表示房价收入比，用来衡量给定城市中劳动力购房的平均难易程度。

经济发展水平会带来生活方式和观念的巨大转变，进而引起生育观念和生育行为变化。为了缓解遗漏变量问题，我们在模型中控制了城市的经济发展水平，包括人均地区生产总值（GDP）、在岗职工平均工资、登记失业率，数据来源于《中国城市统计年鉴》。出于数据准确性的考虑，均使用市辖区统计数据。考虑到城镇化在推动经济社会发展的同时，也在不断改变着人们的生活方式、生育观念和生育行为，而房价上涨会对租房者和自有房者生育率产生不同的影响，我们进一步控制城镇化率（城镇人口占总人口的比例）和地级市的住房情况（拥有房屋所有权的比例），数据来源于2000年全国人口普查^①。此外，我们也控制了年龄、受教育程度、户口类型和民族等个体特征。我们利用人口普查数据中已婚女性子女的年龄信息将个体数据转化为适合生存分析的人一年数据，仅保留2000年15~39岁年龄的样本，这些样本在2010年为25~49岁^②。表1是变量的描述性统计。样本女性平均活产子女数量为1.19个，平均年龄为28.32岁，平均受教育年限为10.87年。

表1 变量的描述性统计

变量		定义	样本量	均值	标准差
个人特征	生育率	平均活产子女数量(个)	87194	1.19	0.66
	年龄	单位:岁	87194	28.32	6.47
	受教育程度	单位:年	87194	10.87	3.26
	户口类型	非农业户口=1,农业户口=0	87194	0.63	0.48
	民族	汉族=1,少数民族=0	87194	0.96	0.19

① 由于2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据仅能计算调查年份的城镇化率和住房情况，而本研究时间范围为2001-2010年，我们利用2000年全国人口普查数据计算并控制了地级市2000年的城镇化率和住房情况。

② 我们根据已婚女性子女的年龄推算其生育时间，进而将横截面数据结构转换为生存分析要求的人一年数据结构。简化起见，如果个体在2001-2010年之间有多次生育，我们仅使用其第一个孩子的年龄推算生育时间，该模型也适用于多次生育的情形。由于我们获得的2010年全国人口普查数据只有149个地级市，而2005年全国1%人口抽样调查数据包含所有地级市，我们分别将2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查的横截面数据转换为生存分析要求的人一年数据格式，后文表格中的调查时间变量代表2005年或2010年。

续表

	变量	定义	样本量	均值	标准差
城市特征	房价	商品房平均销售价格(元/平方米)	1917	1831.29	1312.82
	在岗职工平均工资	全市在岗职工年平均工资(元)	1917	15480.52	8148.50
	人均GDP	人均地区生产总值(元)	1917	22699.77	17998.22
	登记失业率	登记失业人数/(登记失业人数+在岗职工人数)*100	1917	6.62	4.73
	城镇化率	城镇人口/总人口(%)	259	39.87	18.06
	住房情况	拥有房屋所有权的比例(%)	259	81.34	6.63

注：样本限制在2000年15~39岁的已婚女性；经济变量以2000年为基准，根据分省城市居民消费价格指数进行平减。

资料来源：生育率、年龄、受教育程度、户口类型和民族来自2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查；房价来自《中国区域经济统计年鉴》；在岗职工平均工资、人均GDP和登记失业率来自《中国城市统计年鉴》；城镇化率和住房情况来自2000年全国人口普查。

四 实证分析

(一) 房价上涨对已婚女性生育率的影响

本研究采用生存分析方法考察房价上涨对已婚女性生育率的影响。由于仅能获得2000年及之后地级市层面的房价信息，且实证分析要采用滞后一期的房价（怀孕年份的房价），本研究时间范围为2001-2010年。其中，2001年之前已经生育的个体为左删失，2010年还未生育的个体为右删失。按照生存分析的处理方法，剔除左删失样本。Cox（1972）提出的Cox比例风险模型，采用半参数方法进行估计，不考虑基准风险的分布，且允许有“截尾”存在，是目前适用较广的生存分析方法。然而，Cox模型为连续时间模型，需要满足“比例风险”假设，而已婚女性生育和房价只能以每年的时间间隔观察。因此，本研究采用离散时间生存分析模型：

$$\log(-\log(1-h_{ict})) = \beta_0 + \beta_1 \ln HP_{c,t-1} + \delta X_{ic} + \gamma I_{c,t-1} + \lambda_p + \varphi_t + \mu_{ict} \quad (1)$$

其中， h_{ict} 表示离散时间风险率； $\log(-\log(1-h_{ict}))$ 是地级市 c 已婚女性 i 第 t 年生育的连续时间风险函数的离散近似； $\ln HP_{c,t-1}$ 是地级市 c 第 $t-1$ 年（怀孕年份）的房价对数； X_{ic} 代表个体特征变量向量，包括年龄、受教育程度、户口类型和民族等； $I_{c,t-1}$ 代表地级市特征变量向量，包括 $t-1$ 期人均GDP对数、 $t-1$ 期在岗职工平均工资对数、 $t-1$ 期登记失业率以及地级市不随时间变化的城镇化率和住房情况； λ_p 代表省

份固定效应； φ_i 代表时间固定效应和调查时间变量； μ_{ict} 代表随机误差项。为了估计模型参数，需要假定风险率 h_{ict} 服从特定的分布。 h_{ict} 的函数形式一般可设定为极值分布、正态分布和逻辑斯谛（Logistic）分布，对应的离散时间生存分析模型分别为 Cloglog、Probit 和 Logit 模型。

表 2 是房价上涨对已婚女性生育率影响的生存分析结果。其中，第（1）列 Cloglog 模型的回归结果显示，房价每提升 1%，已婚女性生育概率将显著降低 0.14% ($e^{-0.152} - 1$)。第（2）、第（3）列进一步采用 Logit 和 Probit 模型进行回归，结果依然显示房价上涨显著降低了已婚女性生育率。后三列采用房价收入比代替房价作为自变量进行稳健性检验，回归结果显示房价收入比与已婚女性生育率之间呈负相关关系。其中，第（4）列 Cloglog 模型的回归结果显示，房价收入比每提升一个单位，已婚女性生育概率将显著降低 78% ($e^{-1.494} - 1$)。其他变量方面，随着年龄的增加，已婚女性的生育率逐渐降低；受教育程度越高的女性，生育率越低；城镇户口女性的生育率低于农村户口；汉族女性的生育率低于少数民族。

表 2 房价上涨对已婚女性生育率的影响：生存分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cloglog	Logit	Probit	Cloglog	Logit	Probit
滞后一期房价	-0.152 *** (0.020)	-0.165 *** (0.022)	-0.086 *** (0.012)	—	—	—
滞后一期房价收入比	—	—	—	-1.494 *** (0.157)	-1.587 *** (0.167)	-0.786 *** (0.085)
年龄	-0.057 *** (0.001)	-0.062 *** (0.001)	-0.034 *** (0.000)	-0.057 *** (0.001)	-0.062 *** (0.001)	-0.034 *** (0.000)
受教育程度	-0.032 *** (0.002)	-0.034 *** (0.002)	-0.017 *** (0.001)	-0.032 *** (0.002)	-0.035 *** (0.002)	-0.017 *** (0.001)
户口类型	-0.064 *** (0.012)	-0.070 *** (0.013)	-0.040 *** (0.007)	-0.065 *** (0.012)	-0.072 *** (0.013)	-0.040 *** (0.007)
民族	-0.055 ** (0.025)	-0.060 ** (0.027)	-0.032 ** (0.014)	-0.057 ** (0.025)	-0.061 ** (0.027)	-0.033 ** (0.014)
城市特征变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cloglog	Logit	Probit	Cloglog	Logit	Probit
调查时间	是	是	是	是	是	是
样本量	442567	442567	442567	442567	442567	442567

注：城市特征包括在岗职工平均工资、人均 GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源：根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据计算得到。

上述结果表明，房价上涨降低了已婚女性生育率，但还不确定房价上涨影响总和生育率还是仅仅推迟生育。Lovenheim & Mumford (2013) 通过划分年龄组的方式，发现房价上涨既推迟了生育又降低了总和生育率。如果房价上涨仅仅推迟了已婚女性生育，则房价应该对低年龄组的生育率有负向的影响，而对高年龄组的生育率有正向的影响。我们采用同样的方法，按照已婚女性的年龄将其分为 15~24 岁、25~34 岁、35~49 岁三组。表 3 中前三列的 Cloglog 模型回归结果显示，房价上涨能够降低各年龄组已婚女性的生育率，且对 25~34 岁已婚女性的影响更大。城市房价每提升 1%，15~24 岁、25~34 岁、35~49 岁已婚女性的生育率分别降低 0.14%、0.17%、0.09%。后三列进一步采用房价收入比作为自变量，结果依然显示房价上涨能够降低各年龄组已婚女性的生育率，即房价上涨既推迟了已婚女性生育又降低了总和生育率^①。

表 3 房价上涨对已婚女性生育率的影响：分年龄组

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	15~24 岁	25~34 岁	35~49 岁	15~24 岁	25~34 岁	35~49 岁
滞后一期房价	-0.156 *** (0.046)	-0.191 *** (0.025)	-0.099 * (0.054)	—	—	—
滞后一期房价收入比	—	—	—	-1.242 *** (0.345)	-1.735 *** (0.196)	-1.152 *** (0.418)
个体特征变量	是	是	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是

① 表 3 采用 Cloglog 模型进行离散时间生存分析，我们进一步采用 Logit 和 Probit 模型分年龄组考察房价上涨对已婚女性生育率的影响，回归结果依然类似。限于篇幅，结果省略。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	15~24岁	25~34岁	35~49岁	15~24岁	25~34岁	35~49岁
调查时间	是	是	是	是	是	是
样本量	97081	190300	155186	97081	190300	155186

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据计算得到。

考虑到房价上涨对不同生育胎次的影响可能存在异质性，我们进一步分生育胎次考察房价上涨对生育率的影响。表4中第(1)列的Cloglog模型回归结果显示，房价每提升1%，已婚女性生育一胎的概率将显著降低0.14%。第(2)列的回归结果显示，房价每提升1%，已婚女性生育二胎的概率将显著降低0.06%。分一胎性别来看，当一胎是男孩时，房价上涨显著降低了已婚女性生育二胎的概率，房价每提升1%，已婚女性生育二胎的概率将显著降低0.10%；当一胎是女孩时，房价上涨对已婚女性生育二胎的概率没有显著的影响。原因可能在于，为了增加儿子在婚姻市场上的吸引力，父母需要给成年儿子购买住房，房价上涨增加了养育成本，所以当一胎是男孩时，房价上涨对已婚女性生育二胎的负向影响更大。表4中最后四列进一步采用房价收入比代替房价作为自变量进行稳健性检验，回归结果类似。

表4 房价上涨对已婚女性生育率的影响：分生育胎次

	一胎	二胎			一胎	二胎		
		总体	一胎男性	一胎女性		总体	一胎男性	一胎女性
滞后一期房价	-0.154*** (0.014)	-0.058*** (0.019)	-0.106*** (0.028)	0.009 (0.027)	—	—	—	—
滞后一期房价收入比	—	—	—	—	-1.359*** (0.108)	-0.510*** (0.149)	-0.884*** (0.217)	-0.022 (0.208)
个体特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调查时间	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	370317	183020	92227	90793	370317	183020	92227	90793

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据计算得到。

（二）稳健性检验

接下来，我们对基准回归结果进行稳健性检验。第一，考虑到房价上涨对已婚女性生育率的影响可能存在滞后效应，我们采用滞后两期的房价作为自变量考察房价与已婚女性生育率的关系。表 5 中前三列的回归结果显示，房价上涨显著降低了已婚女性生育率，与表 2 的结果类似。如第（1）列的结果显示，房价每提升 1%，已婚女性生育率将显著降低 0.16%。后三列采用滞后两期房价收入比作为自变量，结果依然显示房价收入比越高的城市，已婚女性生育率越低。

表 5 房价上涨对已婚女性生育率的影响：滞后两期房价

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cloglog	Logit	Probit	Cloglog	Logit	Probit
滞后两期房价	-0.172 *** (0.023)	-0.188 *** (0.025)	-0.099 *** (0.013)	—	—	—
滞后两期房价收入比	—	—	—	-1.413 *** (0.170)	-1.513 *** (0.183)	-0.765 *** (0.095)
个体特征变量	是	是	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
调查时间	是	是	是	是	是	是
样本量	358256	358256	358256	357345	357345	357345

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均 GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源：根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据计算得到。

此外，我们也采用滞后一期和两期房价的平均值作为自变量进行稳健性检验。表 6 中前 3 列的回归结果依然显示房价上涨显著降低了已婚女性生育率。如第（1）列的结果显示，房价每提升 1%，已婚女性生育率将显著降低 0.21%。最后三列进一步采用滞后一期和两期房价收入比的平均值进行稳健性检验，结果依然显示房价收入与已婚女性生育率之间呈负相关关系，即表 2 的回归结果稳健^①。

① 我们也同时将滞后一期和滞后两期房价加入模型考察房价上涨对生育率影响的当期效应和滞后效应的相对大小，发现滞后一期房价对生育率的影响更大。限于篇幅，结果省略。

表 6 房价上涨对已婚女性生育率的影响：滞后一期和两期房价平均值

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cloglog	Logit	Probit	Cloglog	Logit	Probit
滞后一期和两期房价平均值	-0.238 *** (0.026)	-0.257 *** (0.028)	-0.132 *** (0.015)	—	—	—
滞后一期和两期房价收入比平均值	—	—	—	-1.799 *** (0.189)	-1.924 *** (0.203)	-0.972 *** (0.105)
个体特征变量	是	是	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
调查时间	是	是	是	是	是	是
样本量	354003	354003	354003	353092	353092	353092

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均 GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源：根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据计算得到。

第二，我们进一步更改房价收入比的定义进行稳健性检验。假设一个家庭由父母和一个孩子组成，2010 年人口普查数据中家庭人均住房面积为 25.5 平方米，即一个典型家庭的住房面积约为 80 平方米。借鉴 Wrenn et al. (2019) 的做法，将房价收入比定义为 $(\text{房价} * 80) / (\text{平均工资} * 2)$ 。表 7 中第 (1) 列的回归结果显示，房价收入比每提升一个单位，已婚女性生育概率将显著降低 3.6%。最后两列进一步采用 Logit 和 Probit 模型进行稳健性检验，回归结果依然类似。

表 7 房价上涨对已婚女性生育率的影响：更改房价收入比定义

	(1)	(2)	(3)
	Cloglog	Logit	Probit
滞后一期房价收入比	-0.037 *** (0.004)	-0.040 *** (0.004)	-0.020 *** (0.002)
个体特征变量	是	是	是
城市特征变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
调查时间	是	是	是
样本量	442567	442567	442567

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均 GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源：根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据计算得到。

第三，我们进一步利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查的混合截面数据，因变量为 15~49 岁的已婚女性在 2005 年和 2010 年是否生育，控制变量包括个体特征、地级市特征、调查时间和省份固定效应，采用线性概率模型（LPM）考察房价上涨对已婚女性生育率的影响。表 8 的回归结果显示，无论采用房价还是房价收入比作为自变量，房价上涨均显著降低了已婚女性生育率。分生育胎次来看，房价上涨也显著降低了已婚女性生育一胎和二胎的概率。

第四，我们进一步借鉴葛玉好和张雪梅（2019）的方法，利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据考察房价上涨对已婚女性生育率的影响（按照女性初婚年龄匹配房价，即结婚当年的房价）^①，将样本限制在 15~49 岁的城镇女性，删除农村样本和流动人口，构建如下模型进行稳健性检验：

$$Birth_{ict} = \alpha + \beta \ln HP_{ct} + \gamma X_{ic} + \varphi Z_{ct} + \theta_p + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中， i 代表个体， c 代表地级市， t 代表结婚年份； $Birth_{ict}$ 代表 15~49 岁的已婚女性是否生育一胎和生育孩子数量； $\ln HP_{ct}$ 代表地级市层面的房价对数； Z_{ct} 代表地级市层面的控制变量向量，包括人均 GDP 对数、在岗职工平均工资对数和登记失业率； X_{ic} 代表个体层面的控制变量向量，包括年龄、受教育程度、户口和民族； θ_p 代表省份固定效应， δ_t 代表结婚时间， ε_{ict} 代表随机误差项。

表 8 房价上涨对已婚女性生育率的影响：线性概率模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总体	一胎	二胎	总体	一胎	二胎
滞后一期房价	-0.002* (0.001)	-0.038*** (0.009)	-0.001* (0.001)	—	—	—
滞后一期房价收入比	—	—	—	-0.019*** (0.006)	-0.265*** (0.053)	-0.006* (0.003)
个体特征变量	是	是	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
调查时间	是	是	是	是	是	是

① 对于一般家庭来说，结婚后夫妻双方就会考虑生育。因此，我们将结婚当年的房价作为影响家庭初次生育决策的房价水平。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总体	一胎	二胎	总体	一胎	二胎
样本量	316407	29009	280266	316407	29009	280266
R ²	0.055	0.037	0.037	0.055	0.013	0.013

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均GDP、登记失业率；括号内为标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据计算得到。

表9是房价上涨对已婚女性生育率影响的回归结果。第(1)列的OLS模型结果显示，房价上涨显著降低了已婚女性的生育数量，房价每提升10%，已婚女性生育孩子数量将减少0.003个。第(2)列采用线性概率模型(LPM)考察了房价上涨对一胎生育概率的影响，回归结果显示，房价每提升10%，已婚女性生育一胎的概率将显著降低0.15%。最后2列进一步采用房价收入比代替房价作为自变量，回归结果依然显示房价上涨显著降低了已婚女性生育率。

表9 房价对已婚女性生育率的影响：更改模型设定

	(1)	(2)	(3)	(4)
	生育孩子数量	一胎生育概率	生育孩子数量	一胎生育概率
结婚当年房价	-0.028 *** (0.006)	-0.015 *** (0.005)	—	—
结婚当年房价收入比	—	—	-0.210 *** (0.044)	-0.145 *** (0.036)
个体特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
结婚时间	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	84392	77151	84392	77151
R ²	0.206	0.166	0.206	0.166

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均GDP、登记失业率；括号内为标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据计算得到。

第五，上述分析采用个体层面数据考察房价上涨对已婚女性的影响，接下来我们采用城市层面的汇总数据构建如下模型进行稳健性检验：

$$Birth_{ct} = \alpha + \beta \ln HP_{c,t-1} + \gamma Z_{c,t-1} + \theta_p + \delta_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中， c 代表地级市， t 代表年份； $Birth_{ct}$ 代表 15 ~ 49 岁已婚女性平均活产子女数量； $\ln HP_{c,t-1}$ 代表滞后一期的地级市房价对数； $Z_{c,t-1}$ 代表地级市层面的控制变量，包括 $t-1$ 期人均 GDP 对数、 $t-1$ 期在岗职工平均工资对数、 $t-1$ 期登记失业率以及城镇化率和住房情况； θ_p 代表省份固定效应， δ_t 代表时间固定效应， ε_{ct} 代表随机误差项。

表 10 中前 2 列的 OLS 模型回归结果显示，无论采用房价还是房价收入比作为自变量，房价上涨均显著降低了已婚女性生育率。如第（1）列的结果显示，房价每提升 10%，已婚女性平均活产子女数量将显著降低 0.007 个。考虑到房价对生育率的影响可能存在遗漏变量问题，如遗漏同时影响房价和生育率的宏观经济变量，后两列进一步采用固定效应（FE）模型来消除城市层面不可观测的遗漏变量的影响，回归结果依然显示房价上涨显著降低了已婚女性生育率。

表 10 房价对已婚女性生育率的影响：城市层面的回归

	OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
滞后一期房价	-0.069 *** (0.026)	—	-0.037 (0.024)	—
滞后一期房价收入比	—	-0.293 * (0.159)	—	-0.301 * (0.167)
其他控制变量	是	是	是	是
调查时间	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	—	—
观测值	382	382	382	382
R ²	0.696	0.693	0.375	0.373

注：其他控制变量包括人均 GDP、在岗职工平均工资、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源：根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据计算得到。

最后，房价与生育率之间可能存在内生性问题。一方面，房价与已婚女性生育率之间可能存在联立因果关系。如果计划生育孩子的家庭需要更大的住房，这会增加家庭住房需求，导致房价上涨。由于生育率对房价有正向的影响，前文中房价的回归系数可能会存在向上偏误（upward bias），低估房价上涨对已婚女性生育率的负向影响。另一方面，由于影响已婚女性生育的因素有很多，房价对已婚女性生育率的影响还可

能存在遗漏变量问题。如房价是经济发展的结果，通常经济发展水平较高的城市在房价越高的同时，生育率越低，这会导致高估房价上涨对已婚女性生育率的负向影响。虽然我们在模型中控制了一组地级市层面的变量、省份和时间固定效应，理论上仍有可能存在未观测到的遗漏变量，影响模型的估计结果。

我们通过寻找房价的工具变量，缓解联立因果和遗漏变量的内生性问题。城市的住房供给弹性是房价理想的工具变量（Saiz，2010）。由于不能获得城市层面的住房供给弹性，我们借鉴 Wrenn et al.（2019）的做法，使用土地供应的地理约束（住房供给弹性的替代变量）作为房价的工具变量。我们根据 2000 年中国土地利用类型空间分布图计算地级市的水域覆盖比例和平均坡度，进一步生成这两个变量与国家层面房价的交互项，将这四个变量作为房价的工具变量。这四个变量与房价相关，但不会直接对已婚女性生育率产生影响。Chetty et al.（2017）、Dettling & Kearney（2014）、Stroebel & Vavra（2019）等均采用住房供给弹性及其与国家房价的交互项作为工具变量，他们认为住房供给弹性越低的城市，全国性的房价冲击对房价的影响更大。由于房价主要反映城市地区的住房价格水平，而 2000 年土地利用类型空间分布图无法区分城市和农村地区，我们首先计算区县层面的水域覆盖比例和平均坡度，进而按照城市人口数量对区县数据进行加权获得城市地区的水域覆盖比例和平均坡度^①。

由于常用的两阶段最小二乘法（2SLS）无法处理非线性模型中的内生性问题，我们采用控制函数法来处理地级市房价的内生性问题。控制函数法源于工具变量（IV）估计，但是不同于工具变量估计。控制函数法可以充分利用内生变量和因变量的分布信息，从而得到更有效的估计（Rivers & Vuong，1988；Wooldridge，2015）。控制函数法也分为两阶段估计，第一阶段将房价和所有外生变量以及工具变量进行回归（OLS），模型如下：

$$\ln HP_{c,t-1} = \beta_0 + \beta_1 Slope_c + \beta_2 Water_c + \beta_3 Slope_c * \ln NHP_{t-1} + \beta_4 Water_c * \ln NHP_{t-1} + \delta X_{ic} + \gamma I_{c,t-1} + \lambda_p + \varphi_t + \nu_{ict} \quad (4)$$

其中， i 代表个体， c 代表地级市， t 代表时间； $\ln HP_{c,t-1}$ 代表滞后一期的地级市房价对数； $Slope_c$ 代表地级市平均坡度； $Water_c$ 代表地级市水域覆盖比例； $\ln NHP_{t-1}$ 代表国家层面房价对数； $Slope_c * \ln NHP_{t-1}$ 和 $Water_c * \ln NHP_{t-1}$ 分别代表平均坡度和水域覆盖

^① 数据来自中国科学院资源环境科学与数据中心。其中，水域包括河渠、湖泊、水库坑塘、永久性冰川雪地、滩涂和滩地。

比例与国家层面房价对数的交互项； X_{ic} 和 $I_{c,t-1}$ 分别代表个体特征变量和地级市特征变量，具体同式（1）。式（1）存在内生性问题意味着 μ_{ict} 与 ν_{ict} 相关，即 μ_{ict} 可以表示为 ν_{ict} 的线性函数：

$$\mu_{ict} = \theta\nu_{ict} + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

其中， ν_{ict} 是第一阶段的残差， ε_{ict} 是随机误差项， $E(\nu_{ict}, \varepsilon_{ict}) = 0$ 。由于 μ_{ict} 与 ν_{ict} 均与工具变量不相关，将式（5）代入式（1）可以得到控制函数法的第二阶段模型。由于不知道真实的 ν_{ict} ，将其替换为第一阶段估计值：

$$\log(-\log(1 - h_{ict})) = \beta_0 + \beta_1 \ln HP_{c,t-1} + \delta X_{ic} + \gamma I_{c,t-1} + \lambda_p + \varphi_t + \theta \hat{\nu}_{ict} + \varepsilon'_{ict} \quad (6)$$

由于 ε_{ict} 与 ν_{ict} 、房价、个体和地级市特征变量均不相关，通过式（6）可以得到 β_1 的一致估计。其中，误差项 $\varepsilon'_{ict} = \varepsilon_{ict} + \theta(\nu_{ict} - \hat{\nu}_{ict})$ ，即如果地级市房价内生，则系数 θ 将统计显著， θ 的符号表示房价系数的偏差方向。

表 11 是房价上涨对已婚女性生育率影响的工具变量回归结果。前四列采用土地供应的地理约束作为房价的工具变量，第（1）列的第一阶段回归（OLS）结果显示，所有的工具变量都显著且符号与预期相符，如交互项的系数为正，说明国家层面房价上涨对水域覆盖面积和平均坡度越大的地级市房价的影响越大。第（2）列的第二阶段回归（Cloglog）结果显示，房价上涨显著降低了已婚女性生育率，且回归系数的绝对值相比表 2 变大，房价每提升 1%，已婚女性生育率将显著降低 0.27%。此外，第一阶段残差的系数正向显著，说明式（1）存在内生性问题且回归系数存在向上偏误，低估了房价上涨对已婚女性生育率的负向影响，即相比遗漏变量问题，联立因果的内生性问题对估计结果的影响更大。第（3）、第（4）列进一步采用房价收入比代替房价作为自变量进行稳健性检验，控制函数法的回归结果依然类似。

此外，我们进一步采用房价的滞后项作为工具变量。由于前文表 5 的回归结果显示滞后两期的房价影响女性生育率，我们采用滞后三期房价作为工具变量，该变量与滞后一期房价密切相关，同时在一定程度上与式（1）中的扰动项不相关。第（5）列的第一阶段回归结果显示，滞后三期房价和滞后一期房价显著正相关。第（6）列的第二阶段回归结果显示，房价上涨依然能够显著降低已婚女性生育率。同时，第一阶段残差的回归系数正向显著，同样说明式（1）存在内生性问题且回归系数存在向上偏误，低估了房价上涨对已婚女性生育率的影响。表 11 中最后两列进一步采用滞后三期的房价收入比作为工具变量，回归结果依然类似。

表 11 房价上涨对已婚女性生育率影响：工具变量回归

	自变量：滞后一期房价		自变量：滞后一期房价收入比		自变量：滞后一期房价		自变量：滞后一期房价收入比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
水域覆盖比例	-0.337*** (0.003)	—	-0.056*** (0.000)	—	—	—	—	—
平均坡度	-0.528*** (0.014)	—	-0.142*** (0.002)	—	—	—	—	—
水域覆盖比例 * 国家层面房价	0.044*** (0.000)	—	0.007*** (0.000)	—	—	—	—	—
平均坡度 * 国家层面房价	0.064*** (0.002)	—	0.018*** (0.003)	—	—	—	—	—
滞后三期房价/房价收入比(工具变量)	—	—	—	—	0.605*** (0.002)	—	0.493*** (0.002)	—
滞后一期房价/房价收入比	—	-0.319*** (0.099)	—	-3.219*** (0.682)	—	-0.306*** (0.043)	—	-2.398*** (0.393)
一阶段残差	—	0.178* (0.101)	—	1.941*** (0.696)	—	0.174*** (0.052)	—	0.836* (0.472)
个体特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调查时间	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	436106	436106	436106	436106	275124	275124	274278	274278

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据计算得到。

(三) 机制检验

接下来，我们考察房价上涨对自有房者和租房者生育率影响的差异，检验房价对生育率的影响是否存在财富效应。2005年全国1%人口抽样调查和2010年全国人口普查数据中住房来源包括租赁廉租住房、租赁其他住房、自建住房、购买商品住房、购买二手房、购买经济适用房、购买原公有住房、其他情况，本文将其重新划分为自有房

者和租房者两类。表 12 中第 (2) 列的 Cloglog 模型结果显示, 房价上涨降低了租房者的生育率, 房价每提升 1%, 生育概率将降低 0.24%。房价上涨对自有房者同时产生财富效应和挤出效应。如果不存在财富效应, 那么房价上涨也会降低自有房者的生育率, 第 (1) 列的结果显示房价上涨增加了自有房者的生育率, 但在 10% 的统计水平下不显著, 即房价上涨对已婚女性生育决策的影响体现出一定的财富效应^①。后两列采用房价收入比代替房价, 结果依然显示房价上涨存在一定的财富效应^①。

表 12 房价对已婚女性生育率的影响：机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	自有房者	租房者	自有房者	租房者
房价	0.000 (0.023)	-0.278 *** (0.056)	—	—
房价收入比	—	—	-0.075 (0.169)	-2.228 *** (0.445)
个体特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
调查时间	是	是	是	是
样本量	361393	69253	361393	69253

注：个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族；城市特征包括在岗职工平均工资、人均 GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况；括号内为标准误；*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源：根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据计算得到。

最后, 我们考察房价上涨对已婚女性生育率影响的异质性。首先, 我们根据 2000 年各城市的城镇化率 (来自 2000 年全国人口普查) 将样本分为两组。表 13 中前两列的回归结果显示, 房价每提升 1%, 城镇化率高于中位数城市的已婚女性生育率将显著降低 0.17%, 房价上涨也能够降低城镇化率低于中位数城市的已婚女性生育率, 但影

^① 由于人口普查 (抽样调查) 仅询问了调查时点的住房拥有状态, 为了避免个体在 2000—2010 年之间购买房子对结果的影响, 我们进一步删除了住房建成时间在 2000 年及之后的样本进行回归, 结果类似。此外, 我们也分生育胎次考察房价上涨对自有房者和租房者生育率影响的差异, 发现房价上涨对生育一胎和二胎的影响均体现出一定的财富效应。限于篇幅, 结果省略。

响较小且在 10% 的统计水平下不显著。其次, 我们根据 2000 年各地级市的自有房拥有率将样本分为两组。后两列的结果显示, 房价上涨对高自有房拥有率城市的女性生育率的影响更大, 房价每提升 1%, 自有房拥有率高于中位数城市的已婚女性生育率将显著降低 0.19%, 而低自有房拥有率城市的已婚女性生育率仅降低 0.07%^①。

表 13 房价对已婚女性生育率影响的异质性

	城镇化率		自有房拥有率	
	低于中位数	高于中位数	低于中位数	高于中位数
滞后一期房价	-0.054 (0.052)	-0.189 *** (0.022)	-0.077 ** (0.031)	-0.216 *** (0.031)
个体特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
调查时间	是	是	是	是
样本量	148412	294155	265110	177457

注: 个体特征包括年龄、受教育程度、户口类型和民族; 城市特征包括在岗职工平均工资、人均 GDP、登记失业率、城镇化率和住房情况; 括号内为标准误; *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源: 根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据计算得到。

五 结论及政策建议

20 世纪 60 年代以来, 中国的总和生育率持续下降。与总和生育率持续降低的趋势相反, 近年来中国房价持续上涨。本研究利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查、2010 年全国人口普查和地级市层面的房价数据, 采用离散时间生存分析方法考察了房价上涨对已婚女性生育率的影响。研究发现, 房价上涨对已婚女性生育率产生了显著的负面影响; 分年龄组来看, 房价上涨能够显著降低各年龄组已婚女性的生育率, 说明房价上涨既推迟了女性生育又降低了总和生育率; 分生育胎次来看, 房价上涨显著降低了已婚女性一胎和二胎生育率, 且当一胎是男孩时, 房价上涨能够显著降低已婚女性生育二胎的概率, 而当一胎是女孩时, 房价上涨对生育二胎的概率没有显著影响。我们

^① 采用滞后一期房价收入比作为自变量的回归结果类似。限于篇幅, 结果省略。

进一步采用多种模型设定进行稳健性检验，结论依然成立。研究还发现，房价上涨显著降低了租房者生育率，而对自有房者生育率产生了正向的影响，说明房价上涨对已婚女性生育决策的影响体现出一定的财富效应。

本研究的结论表明生育率下降不仅与生育政策、社会保障、个人财富与收入水平等传统因素有关，房价的快速上涨也是一个重要原因。为了缓解生育率的快速下降，更好地应对人口老龄化问题，政府可以从以下两方面着手：一方面，从土地政策、金融政策等方面对房地产市场进行宏观调控，抑制房价的非理性上涨；另一方面，在房价上涨大趋势难以改变的情况下，生育政策要进一步放开，并出台配套政策（税收政策、现金补贴政策、产假政策等）鼓励生育。

参考文献：

- 葛玉好、张雪梅（2019），《房价对家庭生育决策的影响》，《人口研究》第1期，第52-63页。
- 郭玲、姜晓妮（2018），《高房价、低生育率：难道真是房价惹的祸——中国商品住宅价格对生育率的空间溢出效应研究》，《现代财经（天津财经大学学报）》第11期，第34-48页。
- 何兴强、杨锐锋（2019），《房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角》，《经济研究》第12期，第102-117页。
- 靳天宇、刘东浩（2019），《房价对城市人口出生率的影响——基于中国省级面板数据的分析》，《山东社会科学》第1期，第176-181页。
- 李勇刚、李祥、高波（2012），《房价上涨对居民生育行为的影响研究》，《湖南师范大学社会科学学报》第6期，第99-103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。
- 宋德勇、刘章生、弓媛媛（2017），《房价上涨对城镇居民二孩生育意愿的影响》，《城市问题》第3期，第67-72页。
- 张莉、何晶、马润泓（2017），《房价如何影响劳动力流动？》，《经济研究》第8期，第155-170页。
- Atalay, Kadir, Ang Li & Stephen Whelan (2017). Housing Wealth and Fertility: Australian

- Evidence. *University of Sydney Economics Working Paper Series*, No. 2017 – 08.
- Becker, Gary (1960). An Economic Analysis of Fertility. In Universities-National Bureau (ed.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. New York: Columbia University Press, pp. 209 – 240.
- Becker, Gary (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75 (299), 493 – 517.
- Chetty, Raj, László Sándor & Adam Szeidl (2017). The Effect of Housing on Portfolio Choice. *Journal of Finance*, 72 (3), 1171 – 1212.
- Cox, David (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34 (2), 187 – 202.
- de Silva, Tiloka & Silvana Tenreyro (2017). Population Control Policies and Fertility Convergence. *Journal of Economic Perspectives*, 31 (4), 205 – 228.
- 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.
- Du, Yang & Cuifen Yang (2014). Demographic Transition and Labour Market Changes: Implications for Economic Development in China. *Journal of Economic Surveys*, 28 (4), 617 – 635.
- Fenge, Robert & Beatrice Scheubel (2017). Pensions and Fertility: Back to the Roots. *Journal of Population Economics*, 30 (1), 93 – 139.
- Fu, Shihe, Yu Liao & Junfu Zhang (2016). The Effect of Housing Wealth on Labor Force Participation: Evidence from China. *Journal of Housing Economics*, 33, 59 – 69.
- Haurin, Donald, Patric Hendershott & Dongwook Kim (1993). The Impact of Real Rents and Wages on Household Formation. *The Review of Economics and Statistics*, 75 (2), 284 – 293.
- Iwata, Shinichiro & Michio Naoi (2017). The Asymmetric Housing Wealth Effect on Childbirth. *Review of Economics of the Household*, 15 (4), 1373 – 1397.
- Kornstad, Tom & Marit Rønsen (2018). Women's Wages and Fertility Revisited Evidence from Norway. *European Journal of Population*, 34 (4), 491 – 518.
- Liu, Jing, Chunbing Xing & Qiong Zhang (2020). House Price, Fertility Rates and Reproductive Intentions. *China Economic Review*, forthcoming.
- Lovenheim, Michael & Kevin Mumford (2013). Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market. *Review of Economics and Statistics*, 95 (2),

464 – 475.

- McCrary, Justin & Heather Royer (2011). The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth. *American Economic Review*, 101 (1), 158 – 195.
- Mizutani, Noriko (2015). The Effects of Housing Wealth on Fertility Decisions: Evidence from Japan. *Economics Bulletin*, 35 (4), 2710 – 2724.
- Murphy, Mike & Oriel Sullivan (1985). Housing Tenure and Family Formation in Contemporary Britain. *European Sociological Review*, 1 (3), 230 – 243.
- Myrskylä, Mikko, Hans-Peter Kohler & Francesco Billari (2009). Advances in Development Reverse Fertility Declines. *Nature*, 460 (7256), 741 – 743.
- Osili, Una & Bridget Long (2008). Does Female Schooling Reduce Fertility? Evidence from Nigeria. *Journal of Development Economics*, 87 (1), 57 – 75.
- Rainer, Helmut & Ian Smith (2010). Staying Together for the Sake of the Home? House Price Shocks and Partnership Dissolution in the UK. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 173 (3), 557 – 574.
- Rivers, Douglas & Quang Vuong (1988). Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models. *Journal of Econometrics*, 39 (3), 347 – 366.
- Saiz, Albert (2010). The Geographic Determinants of Housing Supply. *Quarterly Journal of Economics*, 125 (3), 1253 – 1296.
- Simon, Curtis & Robert Tamura (2009). Do Higher Rents Discourage Fertility? Evidence from U. S. Cities, 1940 – 2000. *Regional Science and Urban Economics*, 39 (1), 33 – 42.
- Stroebel, Johannes & Joseph Vavra (2019). House Prices, Local Demand, and Retail Prices. *Journal of Political Economy*, 127 (3), 1391 – 1436.
- Wooldridge, Jeffrey (2015). Control Function Methods in Applied Econometrics. *Journal of Human Resources*, 50 (2), 420 – 445.
- Wrenn, Douglas, Junjian Yi & Bo Zhang (2019). House Prices and Marriage Entry in China. *Regional Science and Urban Economics*, 74, 118 – 130.
- Yi, Junjian & Junsen Zhang (2010). The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong. *Economic Inquiry*, 48 (3), 635 – 650.
- Zhang, Junsen (2017). The Evolution of China's One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes. *Journal of Economic Perspectives*, 31 (1), 141 – 160.

The Impact of Rising House Prices on the Fertility of Married Women

Li Zhilong¹, Chen Jiwei² & Feng Shuaizhang^{2,3}

(School of Labor and Human Resources, Renmin University of China¹;

College of Economics, Jinan University²;

Institute for Economic and Social Research, Jinan University³)

Abstract: Contrary to the trend of continuous decline in total fertility rate, house prices in China have been rising in recent years. Using data from the 2005 National 1 percent Population Sample Survey and the 2010 National Population Census, this paper examines the impact of rising house prices on married women's fertility. The study finds that the increase in house prices has a significant negative effect on the fertility of married women, and this finding holds up in a series of robustness tests. The results by age group show that rising house prices both delay the timing of childbearing and reduce total fertility among married women. The results by birth order show that house price increases significantly reduce the probability of married women having one child or two children, and when the first child is a boy, house price increases significantly reduce the probability of having a second child; when the first child is a girl, house price increases have no significant effect on the probability of having a second child. In addition, the results by home ownership show that there is a wealth effect of rising house prices on the fertility of married women. The findings of this paper suggest that rising house prices are a cause of the rapid decline in total fertility and that maintaining a stable real estate market can mitigate the decline in fertility.

Keywords: house prices, fertility, wealth effect, survival analysis

JEL Classification: D10, J13, R31

(责任编辑: 西 贝)