

# 住房价格与生育推迟

## ——来自 CGSS 微观数据的证据

胡 佩, 王洪卫

(上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433)

**摘要:** 生育推迟是我国生育率下降的重要原因之一, 将房价和居民生育时间置于同一研究框架来研究有助于探索房价在家庭微观资源配置上的作用, 从而有助于采取有效措施抑制房价的不合理上涨, 并达到调整人口数量和结构的目的。但既有关于房价和生育的文献多数是从宏观角度研究房价上涨对生育率的作用效果, 少数从微观角度出发的研究也只是从住房选择和房屋数量的角度来研究房价上涨对家庭生育决策的作用机制, 尚未对房价对生育时间的作用机制进行探讨和实证分析。文章通过建立家庭生育效用理论模型, 并利用中国综合社会调查 (CGSS) 微观数据探讨房价上涨对家庭初次生育时间的影响。研究发现, 房价显著推迟了家庭初次生育的时间: (1) 房价上涨改变了家庭预算约束, 房价上升 1%, 家庭初次生育时间约推迟 1.05 年; (2) 房价主要对中档收入家庭的初次生育时间产生了较大影响, 而对低档收入和高档收入家庭的影响并不显著; (3) 房价对拥有住房的家庭并没有产生显著的收入效应, 对拥有 2 套及以上住房家庭的影响并不显著, 但明显推迟了 1 套房家庭的初次生育时间; (4) 高房价对东部地区家庭的初次生育时间决策有显著影响, 但对中西部地区的影响在统计上并不显著。

**关键词:** 生育推迟; 住房价格; 初次生育时间

**中图分类号:** F063.4; F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)04-0079-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2020.04.006

### 一、引言

进入本世纪以来, 我国的城市化进程逐渐加速, 加上土地制度改革的推动, 城市房地产价格开始快速上升。与高房价相伴的是我国生育率出现持续低迷, 人口增长已过渡到目前的低生育率、低死亡率、低增长率的“三低”模式。2010 年的第六次人口普查数据显示, 全国生育率已降至 1.18 左右, 远低于人口自然替代生育率水平 2.1, 已步入了“低生育率陷阱”(贾男等, 2013; 靳卫东等, 2017)。这一涨一降的现象引起了学者们的广泛关注。研究表明, 房价上涨是导致生育率下降的重要原因之一(易君健和易行健, 2008; Malmberg, 2010; Yi 和 Zhang, 2010; Hui 等, 2012)。但生育水平不仅是生多生少的问题, 在生育的三个维度(数量、时间和性别)中, 生育推迟也是造成生育率下降的一个重要原因(郭志刚, 2008; 宋健和张婧文, 2017)。第五和第六次全国人口普查汇总数据显示, 2010 年我国妇女的平均初育年龄为 26.24 岁, 2000 年为 24.83 岁, 2010 年比 2000 年推迟了 1.41 岁(傅崇辉等, 2013)。在生理年龄和社会年龄<sup>①</sup>的双重约束下, 女性生育年龄的推迟

收稿日期: 2019-07-27

作者简介: 胡 佩(1989—), 女, 安徽安庆人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;

王洪卫(1968—), 男, 浙江富阳人, 上海财经大学公共经济与管理学院教授, 博士生导师。

① 生理年龄是指, 根据人口学女性有效的生育期处于 15 到 49 岁; 社会年龄是指, 大多数人认为女性应该在 40 岁之前生育。

将压缩有效生育期长度,从而降低生育水平(Liefbroer, 2009; Billari 等, 2011)。因而仅仅从宏观层面探讨房价上涨对生育率的影响是远远不够的。本文将从生育时间角度探讨房价上涨对生育水平的影响。

人口问题关乎国计民生和国家长远发展,一直备受社会学家和经济学家的关注。早在1960年,Becker就在新古典范式内建立起生育决策的微观机制,并逐渐发展成为研究家庭生育决策的主流理论框架,该理论被学术界称为“新家庭经济学”(Becker, 1960; Becker和Lewis, 1973; Becker和Tomes, 1976)。新家庭经济学理论认为,根据传统的家庭分工,丈夫工资率和妻子工资率是影响生育的主要因素,其中丈夫的工资率对生育的影响主要表现为收入效应,而妻子的影响主要为替代效应,最终生育率的高低是生育需求的收入效应和替代效应叠加后的结果(Yakita, 2018)。除此之外,新家庭经济学认为,孩子质量与数量的权衡也是导致生育率下降的原因之一(Becker和Tomes, 1976)。尽管新家庭经济学理论在解释家庭生育行为方面取得了较大成果,但随着经济和社会的变化,家庭生育行为中出现了新家庭经济学难以解释的现象。对此,国内学者从理论角度对家庭生育决策的选择做了进一步分析(郭凯明和余靖雯, 2017; 郭凯明和颜色, 2015, 2017)。例如,郭凯明和颜色(2015)通过在内生人口增长模型中引入性别工资差距随资本积累的演化过程,为解释人口转变提出了新的机制。此外,消费品市场价格体系的重大变化也是导致家庭生育影子价格变化的重要原因。住房作为经济增长过程中相对价格变化最为剧烈的耐用品之一也对家庭的生育行为产生了重要影响(Yi和Zhang, 2010)。

从既有研究房价对生育影响的文献来看,主要分为两类:一是从宏观角度研究房价上涨对生育率的作用效果。例如,易君健和易行健(2008)将房价指数纳入新家庭经济学标准生育率方程来研究房价上涨对生育率的长期影响,结果发现,房价指数平均上涨1%,总和生育率将显著下降0.45%。Chen(2013)对台湾的生育率与房价之间的关系进行了研究,结果表明,在较低门槛的制度下,住房成本和机会成本对生育率的影响比制度更重要。Dettling和Kearney(2014)发现,房价的短期上涨会导致非所有者的出生率下降,1万美元的增长估计会导致生育率提高5%。Hui等(2012)研究发现,房价和老年人口增长1%将导致出生率分别下降0.52%和1.65%。二是从微观角度研究房价上涨对家庭生育决策的作用机制。例如,Lin等(2016)利用1992—2007年台湾家庭动态调查数据实证检验各种住房选择,包括租房、和父母及兄弟姐妹一起住、住在父母买的房子里、住在职工宿舍里等对家庭生育决策的影响,结果表明,对比住在租房的家庭,拥有自住家庭更晚生第一个孩子,与父母或兄弟姐妹住在一起的家庭在很年轻的时候就会成为父母。宋德勇等(2017)基于微观家庭决策模型进行理论和实证分析,结果表明房价上涨会显著降低城镇在婚居民的二孩生育意愿;对于没有房产或者仅有1处房产的家庭来说,因住房负担增加,其会放弃二孩生育意愿;对于拥有2处及以上房产的家庭来说,住房财富效应没有提高其二孩生育意愿。

此外,影响生育决策的因素众多,人口学因素、经济基本面、政策制度、教育和技术水平等均会对家庭生育决策产生重要影响。其中,人口学因素主要表现在女性的受教育水平上(Becker等, 2013),经济社会发展因素则包括避孕技术和医疗水平的提升(Stover和Winfrey, 2017)、居民收入的增长(李子联, 2016)及城镇化(戈艳霞, 2015)、金融工具的发展(Zakaria等, 2017)等,政策制度因素包括革命事件(Bailey, 2009)、社会保障制度(王天宇和彭晓博, 2015)及生育政策(王军, 2015)等。此外,宗教信仰等因素也会对生育产生影响(Kotyrlo, 2017)。

纵观上述文献,既有研究缺乏对房价推迟居民生育时间的探讨,而这恰是本文将要研究的内容。生育率的持续下降将对中国经济社会的长期发展带来深刻影响,而中国房地产经历“黄金

十年”的飞速上涨后,可能对居民的生育行为造成持久的冲击,进而导致生育率的长期下滑。本文从微观机制角度出发,对房价上涨影响家庭生育时间的机理进行理论和实证探讨,这对制定合适的房地产调控政策,提振生育率和优化人口结构具有重要的意义。

## 二、理论模型和待检验假设

生育推迟一方面体现在初次生育时间的延迟,另一方面则体现在生育间隔的增加上。本文仅考虑房价对家庭初次生育时间的影响,并不对家庭多胎次的生育时间进行研究。这样选择的原因有三点:第一,生育推迟现象主要体现在生育第一胎的时间上,选择第一个孩子的生育时间进行研究也能够充分体现高房价与生育推迟之间的关系。第二,从理论模型构建的角度,只考虑房价对家庭第一胎生育时间的影响可使理论模型更为直观简单。而考虑房价对多胎次生育时间的影响,不仅需要考虑到多个孩子的住房需求和生育成本,而且需要对不同胎次的生育时间进行分别考虑,影响的因素也更为复杂。第三,从实证的角度,只考虑房价对家庭生育第一胎孩子时间的影响避免了计划生育政策的影响。本文基于新家庭经济理论,借鉴易君健和易行健(2008)的做法,建立了一个家庭生育效用理论模型,以此来推导房价对家庭初次生育时间的作用机制,然后在此模型基础上通过计量实证模型进行验证。

假设存在一个代表性家庭,由丈夫和妻子组成,其初始状态(可以设结婚时刻为初始状态)下的资产为 $K$ ,若家庭在某一时刻决定生育第一个孩子,此时刻与初始时间的的时间距离为 $T$ ,则可以将家庭的消费划分为两个阶段:第一阶段,初始时间到生育孩子之前,此时的家庭效用来自于丈夫的闲暇时间和妻子的休闲时间,设单位时间内丈夫和妻子的闲暇时间分别为 $L_m$ 和 $L_f$ ,工资率分别为 $W_m$ 和 $W_f$ ,此阶段家庭对其他消费品和服务的消费为 $C_1$ ,是此阶段家庭收入的函数,设消费系数为 $1-\beta(0 < \beta < 1)$ ,<sup>①</sup>则 $C_1 = (1-\beta)(W_m(1-L_m)T + W_f(1-L_f)T)$ ;第二阶段则为生育孩子和养育孩子的阶段,此时家庭的效用来自于孩子(此处假设单个孩子给家庭带来的效用为固定值)、丈夫的闲暇时间 $L_{m1}$ 和妻子的闲暇时间 $L_{f1}$ 。养育孩子必然会增加居住需求,假设生育一个孩子的居住需求为 $H(H > 0)$ 。<sup>②</sup>抚育孩子还会减少丈夫和妻子的闲暇时间,尤其是妻子的闲暇时间,则显然 $L_{m1} < L_m, L_{f1} < L_f$ 。设 $L_{m1} = L_m - a, L_{f1} = L_f - b$ ,其中 $a$ 和 $b$ 分别是抚育孩子期间丈夫和妻子单位时间内闲暇时间减少的值。此阶段内家庭对其他消费品和服务的消费为 $C_2$ 。故两阶段内家庭的效用和就可以仅表示为丈夫的闲暇时间 $L_m$ 、妻子的闲暇时间 $L_f$ 以及时间距离 $T$ 的函数。据此,得到两阶段内家庭的效用函数和约束条件如下:

$$\begin{aligned} \max_{L_m, L_f, T} U &= U(T, L_m, L_f) \\ \text{s.t. } PH + B + C_2 &\leq K + \beta[W_m(1-L_m)T + W_f(1-L_f)T] \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $P$ 为房价, $B$ 为生育一个孩子的成本。从上述约束条件可以直观地看出:如果家庭的其他消费和生育一个孩子的成本保持不变,当房价上涨的幅度使得家庭生育孩子后的总消费超过前期的财富积累时,家庭就不得不推迟生育时间,增加家庭的财富积累,以满足房价上涨带来的消费额的增加。接下来的公式推导进一步证实了这一推断。

设家庭的效用函数为拟凹,<sup>③</sup>二阶连续可微,则家庭效用最大化的一阶条件为:

① 设消费系数为 $1-\beta$ 是为了下面公式推导的简便。

② 根据生活经验,除少部分家庭外,绝大部分家庭在生育第一个孩子时仅考虑当前生育一个孩子所带来住房需求的增加,而不是一步到位考虑终生生育孩子数量所增加的住房需求,因而在模型中 $H$ 表示的是一个孩子的居住需求,而非住房需求关于孩子数量的函数。

③ 若效用函数拟凹,则效用函数最大值求解存在有效解。

$$\frac{\partial U}{\partial T} - \lambda\beta(W_m(1-L_m) + W_f(1-L_f)) = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial U}{\partial L_m} + \lambda\beta W_m T = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial U}{\partial L_f} + \lambda\beta W_f T = 0 \quad (4)$$

其中,  $\lambda$ 为拉格朗日乘子。从式(2)可以得到  $\frac{\partial U}{\partial T} = \lambda\beta(W_m(1-L_m) + W_f(1-L_f))$ , 即生育时间距离的影子价格与家庭的收入和消费系数有关。直观上来看, 时间距离  $T$  越长, 总效用也就越大, 这似乎与我们的直觉并不一致。但需要说明的是, 总效用的增加是时间带来的, 虽然总效用越来越大, 但单位时间内的效用却越来越小。也就是说  $T$  越长, 效用损失越大。这是因为生育一个孩子带来的效用固定, 且带孩子的时间也固定, 对于特定家庭来说, 生育孩子前这一阶段的单位时间内效用不变(总效用随  $T$  增加而增加), 生育孩子后这一阶段的总效用固定, 但单位时间内的效用却随着  $T$  增加而减少, 因而从两阶段总体来看, 单位时间内的效用是降低的。而房价则改变了时间距离  $T$  的边际效用, 即房价上升导致推迟生育的时间  $T$  越长,  $T$  对总效用的边际影响越低。

为了描述房价与生育时间距离之间的关系, 我们将式(1)至式(4)对房价  $P$  展开全微分, 得到:

$$\begin{bmatrix} 0 & -\beta[W_m(1-L_m) + W_f(1-L_f)] & \beta W_m T & \beta W_f T \\ -\beta[W_m(1-L_m) + W_f(1-L_f)] & U_{11} & U_{12} + \lambda\beta W_m & U_{13} + \lambda\beta W_f \\ \beta W_m T & U_{21} + \lambda\beta W_m & U_{22} & U_{23} \\ \beta W_f T & U_{31} + \lambda\beta W_f & U_{32} & U_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\partial \lambda}{\partial P} \\ \frac{\partial T}{\partial P} \\ \frac{\partial L_m}{\partial P} \\ \frac{\partial L_f}{\partial P} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -H \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (5)$$

定义最优化问题(1)的加边海塞因矩阵(Hessian Matrix)为  $D$ , 根据效用最大化设定, 则  $|D| < 0$ 。根据克莱姆法则得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial T}{\partial P} &= \frac{|D_2|}{|D|} = \frac{1}{|D|} \begin{vmatrix} 0 & -H & \beta W_m T & \beta W_f T \\ -\beta[W_m(1-L_m) + W_f(1-L_f)] & 0 & U_{12} + \lambda\beta W_m & U_{13} + \lambda\beta W_f \\ \beta W_m T & 0 & U_{22} & U_{23} \\ \beta W_f T & 0 & U_{32} & U_{33} \end{vmatrix} \\ &= -H \frac{|D_{12}|}{|D|} \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)中,  $D_i$ 是指将  $D$  的第  $i$  列替换成常数列得到的矩阵,  $D_{ij}$ 是指将  $D$  的第  $i$  行  $j$  列删除得到的矩阵。由于以下的关系:

$$\frac{|D_{12}|}{|D|} = \frac{\partial T}{\partial K} < 0 \quad (7)$$

这里  $\frac{\partial T}{\partial K} < 0$  表示当家庭原始资产越充足, 生育时间距离越小, 也就是家庭财富越充足的家庭决定生育的时间越早, 这是生育需求的收入效应。又  $H > 0$ , 所以  $\frac{\partial T}{\partial P} > 0$ 。这就表示当房价越高时, 生育时间距离越大。其经济含义为住房价格对生育需求(这里表示为生育时间)产生了负的收入效应, 也就是房价上升导致家庭预算约束收紧, 因而推迟生育时间, 且房价对生育时间收入效应的权重恰为住房需求的空间  $H$ 。

据此,我们提出以下命题:

命题 1: 房价越高,家庭初次生育推迟的时间越长。

类似地,我们将方程(1)至方程(4)分别对丈夫和妻子的工资率进行全微分,得到:

$$\frac{\partial T}{\partial W_m} = \beta(1-L_m)T \frac{\partial T}{\partial K} + \lambda\beta(1-L_m) \frac{|D_{22}|}{|D|} - \lambda\beta T \frac{|D_{32}|}{|D|} \quad (8)$$

$$\frac{\partial T}{\partial W_f} = \beta(1-L_f)T \frac{\partial T}{\partial K} + \lambda\beta(1-L_f) \frac{|D_{22}|}{|D|} - \lambda\beta T \frac{|D_{42}|}{|D|} \quad (9)$$

在方程(8)和方程(9)中,右边的第一项均为工资对生育需求正的收入效应,而第二项和第三项则是工资对生育需求的替代效应,总效应的符号不能确定。但根据传统家庭分工,生育孩子会占据妻子更多的时间,而丈夫则主要负责工作作为家庭提供收入来源。因而提出以下假设:

假设 1: 对于一个家庭来说,丈夫工资的收入效应大于替代效应,因而丈夫工资对生育时间影响的总体效应为负,即丈夫工资越高,家庭推迟初次生育的时间越短。

假设 2: 对于一个家庭来说,妻子工资的收入效应小于替代效应,因而妻子工资对生育时间影响的总体效应为正,即妻子工资越高,家庭推迟初次生育的时间越长。

### 三、数据描述

本文的数据来自于中国综合社会调查(CGSS),该调查是我国最早的全国性、综合性和连续性学术调查项目,是目前研究中国社会问题的主要数据来源之一,被广泛应用于社会问题研究,例如胡洪曙和鲁元平(2012)、刘军强等(2012)以及李清彬和李博(2013)等。本文选取 2010 年、2012 年、2013 年和 2015 年共 4 次的调查数据进行研究。

CGSS 问卷访问了被访者自身和家庭的情况,其中自身层面包含性别、年龄、婚姻状态、户籍(是农村还是城市)、工作性质、年收入和社保等情况,家庭层面包含了各成员与被访者的关系及年龄。因而可以计算出被访者(或配偶)的生育时间。在所有被访问对象中,其年龄分布参差不齐,本文由于需要考察房价对初次生育时间的作用,因而仅把已婚的被访问家庭作为研究对象。另外,由于问卷访问数据中存在一定的缺失和录入失误,因而对样本进行如下处理:删除初次生育年龄缺失和初次生育年龄小于 15 大于 49 的样本数据,<sup>①</sup>最后可用样本数据共 27 710 条。从全样本来看,平均初育年龄为 28.96 岁;分地区来看,宁夏回族自治区的平均初育年龄最小,为 26.61 岁。除新疆、海南和西藏外,上海的平均初育年龄最大,为 31.23 岁。这里新疆、海南和西藏得到的平均初育年龄较大,是由于有效样本量较少,导致计算的结果存在偏误。从样本数据可以粗略看出,房价越高的地区,女生的初次生育年龄越大。这与上文理论模型得出的结论和假设是一致的。

本文分析的另一个关键变量是房价,采用家庭生育第一胎前一年所在省(市、自治区)住宅商品房的销售均价数据,数据来源于统计局。选用此数据的原因有两个:第一,除 2011 年外,CGSS 的调查问卷中并没有关于家庭房屋价格的问题,只有家庭拥有几套房,现居住房屋的面积;<sup>②</sup>第二,采用省级房价数据能有效避免与家庭层面控制变量之间的内生性问题。采用 CPI 指数(居民消费价格指数,2000 年=100)将住房价格转换为实际房价,消除通货膨胀的影响,使房价数据在区域间及不同年份之间具有可比性。

<sup>①</sup> 根据人口学,育龄妇女是指 15 至 49 岁的女性,因而 15 至 49 岁是女性的生育年龄段。

<sup>②</sup> 这里不采用 2011 年的数据原因在于单个年份的数据量较少,且在其他的变量选择上具有很大局限性,而 2010 年、2012 年、2013 年和 2015 年调查问卷的问题具有一致性,能有效扩充样本量。

此外,我们选取其他对家庭生育时间有影响的因素作为控制变量,主要包括:被访者的民族和宗教信仰,被访问家庭丈夫和妻子的年龄、受教育程度、年收入和政治面貌,妻子是否全职,家庭(丈夫或妻子)中是否有在国有部门工作,家庭是否参加社保和养老保险,地区人均GDP,家庭是否有小汽车、家庭是否城镇户籍、家庭是否流动人口以及家庭是否有老人同住。这里人均GDP表示的是各地区的经济发展水平。已有研究表明,从90年代开始经济发展水平已经替代计划生育政策成为影响生育率的主导因素(陈卫,2005;尹文耀等,2013;Lyons-Amos和Schoon,2018;Margerison-Zilko等,2018),因而需要加以控制。值得说明的是,不同于理论部分,这里只控制了妻子的闲暇时间(也就是妻子是否全职),这么做的原因主要是因为妻子承担了生育的主要责任,生育孩子对丈夫工作时间的占用可以忽略不计。表1给出了各变量的描述性统计特征。<sup>①</sup>

表1 主要变量的描述性统计

变量名	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lnhp	家庭生育第一胎前一年所在地区住宅销售均价的对数(元)	6 391	7.77	0.60	6.73	9.76
lnpc_gdp	家庭生育第一胎前一年所在地区人均GDP的对数(元/人)	7 752	9.51	0.78	7.77	11.51
hus_age	丈夫的年龄	25 311	51.44	12.67	26	86
wif_age	妻子的年龄	27 555	50.69	13.36	24	88
lnwif_inc	丈夫年收入的対数	20 956	9.74	1.21	3.91	16.12
lnhus_inc	妻子年收入的対数	20 749	9.81	1.12	0.00	16.01
变量名	含义	样本量	取值		百分比(%)	
nation	被访者是否少数民族	27 555	0	88.97		
			1	11.03		
religion	被访者的有无宗教信仰	27 476	0	88.05		
			1	11.95		
ss_base	家庭是否参加养老保险(包括基本养老和商业养老保险)	27 490	0	8.66		
			1	91.34		
ss_endow	家庭是否参加社保(包括基本社保和商业保险)	27 243	0	36.00		
			1	64.00		
hus_edu	丈夫的教育程度(0=文盲,1=小学及与小学相当的文化程度,2=初中及与初中相当的文化程度,3=高中及与高中相当的文化程度,4=大学专科及与专科相当的文化程度,5=大学本科及与其相当的文化程度,6=研究生及以上)	25 605	0	5.55		
			1	22.77		
			2	37.14		
			3	23.25		
			4	6.38		
			5	4.25		
			6	0.66		
wif_edu	妻子的教育程度(0=文盲,1=小学及与小学相当的文化程度,2=初中及与初中相当的文化程度,3=高中及与高中相当的文化程度,4=大学专科及与专科相当的文化程度,5=大学本科及与其相当的文化程度,6=研究生及以上)	27 516	0	17.14		
			1	26.02		
			2	30.61		
			3	18.05		
			4	5.04		
			5	2.80		
6	0.35					

<sup>①</sup> 由于西藏、海南和新疆地区的样本量较少,不具有代表性,因此后续分析中删除了这三个地区,可用样本数据从27 710条减少至27 555条。

续表 1 主要变量的描述性统计

变量名	含义	样本量	取值	百分比(%)
<i>hus_poli</i>	丈夫是否党员	25 560	0	84.80
			1	15.20
<i>wif_poli</i>	妻子是否党员	27 458	0	95.19
			1	4.81
<i>wif_full</i>	妻子是否全职	27 555	0	1.19
			1	98.81
<i>com_nature</i>	丈夫或妻子是否在国有部门工作	27 555	0	86.04
			1	13.96
<i>car</i>	家庭是否有小汽车	27 528	0	82.83
			1	17.17
<i>huji</i>	家庭是否城镇户籍	27 555	0	43.10
			1	56.90
<i>float_pop</i>	家庭是否流动人口家庭	27 445	0	91.63
			1	8.37
<i>cohabit</i>	家庭是否有老人同住	27 554	0	84.39
			1	15.61

#### 四、实证分析

##### 1. 基础性回归

为了考察房价对女性初次生育时间的影响,我们设定计量模型如下:

$$\begin{aligned}
 f\_birthage_{ij} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln hp_j + \alpha_2 \ln pc\_gdp_j + \alpha_3 nation_i + \alpha_4 religion_i + \alpha_5 ss\_base_i \\
 & + \alpha_6 ss\_endow_i + \alpha_7 hus\_age_i + \alpha_8 wif\_age_i + \alpha_9 \ln hus\_inc_i + \alpha_{10} \ln wif\_inc_i \\
 & + \alpha_{11} hus\_edu_i + \alpha_{12} wif\_edu_i + \alpha_{13} hus\_poli_i + \alpha_{14} wif\_poli_i + \alpha_{15} wif\_full_i \\
 & + \alpha_{16} com\_nature_i + \alpha_{17} car_i + \alpha_{18} huji_i + \mu_j + \varepsilon_{ij}
 \end{aligned} \quad (10)$$

考虑到房价和人均 GDP 之间可能存在的共线性关系,我们首先采用向前逐步回归,以减少共线性的影响,结果见表 2 第一列。从逐步回归结果来看,相比原来的计量模型,有四个变量未进入最终的回归模型,具体包括被访者有无宗教信仰(*religion*)、丈夫是否党员(*hus\_poli*)、妻子是否党员(*wif\_poli*)、家庭是否城镇户籍(*huji*),而进入模型的变量均在统计上显著,且关键变量的符号与理论推导相一致。因而我们以此结果为基础,进一步进行回归分析。在表 2 的第二列,我们对地区效应进行了控制,对比第一列结果,调整的拟合系数得到了显著的提高,从原来的 0.785 提高到了 0.899,关键变量的显著性和符号也未发生改变。显然第二列的结果要优于第一列。考虑到我们采用的是混合截面数据,因此进一步对年份哑变量进行了控制,结果见表 2 的第三列。从结果来看,控制年份效应后,调整的拟合系数高达 0.990,但部分关键解释变量的符号和显著性发生了改变,如丈夫和妻子年收入的对数变量从显著变为不显著,且丈夫收入的符号从负向变为正向,可见增加年份效应后,模型出现了过度拟合,整体来看模型并没有得到优化。这里可能的原因在于:由于我们研究的关键变量为家庭初次生育的时间,在不同年份的调研数据样本中,家庭初次生育的时间距离调研可能过了较长的时间,不同调研年份数据的回归结果并不代表当年年份的生育时间,因而增加年份效应并没有对模型起到优化作用。此外,考虑到女性生育年龄是一个受限因变量,因此进一步采用 Tobit 回归进行验证,结果见表 2 的列(4),结果与 OLS 回归(表 2 的列(2))保持高度一致。这里 Tobit 回归中只控制了区域效应,没有控制年份效应。所有回归均采用稳健性标准误。

表2 基础回归结果

	(1)逐步回归 $f\_birthage$	(2)OLS $f\_birthage$	(3)OLS $f\_birthage$	(4)Tobit $f\_birthage$	(5)OLS $age\_diff$
$lnhp$	1.061*** (6.56)	1.046*** (5.44)	1.336*** (21.76)	1.055*** (5.51)	1.202*** (4.23)
$lnpc\_gdp$	1.885*** (14.20)	5.069*** (32.65)	5.566*** (111.69)	5.088*** (32.86)	2.133*** (9.36)
$nation$	0.381*** (3.44)	-0.115 (-1.36)	-0.0242 (-0.89)	-0.121 (-1.43)	-0.0867 (-0.68)
$ss\_base$	0.295** (2.22)	-0.0282 (-0.31)	0.0575* (1.97)	-0.0394 (-0.43)	0.0432 (0.31)
$ss\_endow$	-0.727*** (-8.80)	-0.701*** (-12.09)	-0.0571*** (-3.01)	-0.694*** (-12.01)	0.201** (2.34)
$hus\_age$	-0.0503*** (-5.58)	0.00879 (1.39)	-0.00732*** (-3.59)	0.00996 (1.57)	0.153*** (15.64)
$wif\_age$	0.841*** (86.91)	0.964*** (138.99)	0.993*** (425.32)	0.966*** (137.79)	0.293*** (26.44)
$lnwif\_inc$	-0.204*** (-2.83)	-0.159*** (-3.22)	0.0107 (0.68)	-0.156*** (-3.16)	-0.0722 (-0.99)
$lnhus\_inc$	-0.496*** (-6.46)	-0.245*** (-4.62)	-0.0169 (-0.99)	-0.247*** (-4.67)	0.237*** (3.01)
$hus\_edu$	0.124*** (2.70)	0.116*** (3.67)	0.0191* (1.88)	0.113*** (3.56)	-0.270*** (-5.86)
$wif\_edu$	0.291*** (6.37)	0.158*** (5.02)	-0.0104 (-1.03)	0.155*** (4.96)	-0.320*** (-7.01)
$wif\_full$	0.994*** (2.85)	1.067*** (4.45)	-0.00239 (-0.03)	1.069*** (4.48)	0.265 (0.78)
$com\_nature$	0.211** (2.19)	0.145** (2.18)	0.0444** (2.09)	0.146** (2.20)	-0.100 (-1.05)
$car$	-0.721*** (-8.10)	-0.202*** (-3.22)	-0.00250 (-0.12)	-0.199*** (-3.20)	0.212** (2.32)
$float\_pop$	-0.318*** (-3.04)	0.0723 (0.98)	0.0242 (1.03)	0.0656 (0.89)	-0.0736 (-0.67)
$cohabit$	0.483*** (6.07)	0.101* (1.80)	-0.0172 (-0.95)	0.104* (1.85)	-0.232*** (-2.76)
常数项	-20.25*** (-24.70)	-66.08*** (-71.88)	-74.91*** (-237.32)	-66.47*** (-71.42)	-48.25*** (-35.19)
区域效应	N	Y	Y	Y	Y
年份效应	N	N	Y	N	N
N	4 359	4 359	4 359	4 359	3 621
Pseudo R <sup>2</sup>				0.380	
adj. R <sup>2</sup>	0.785	0.899	0.990		0.450

注: (1)\*\*\*、\*\*和\*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著; (2)括号内为t统计量。下表统同。

首先来看房价对妻子初次生育年龄的作用。不难看出,房价对妻子的初次生育时间具有显著推迟作用,列(2)和列(4)的结果显示,房价上涨1%,已婚家庭妻子的初育年龄就分别推迟1.05年和1.06年,并均在1%水平上显著。这与命题1的结论相一致。

再看其他控制变量,除民族、是否有基本医疗保险、丈夫年龄、是否流动人口外,其他变量均显著。其中,家庭是否参加养老保险的系数为负,也就是说参加养老保险使妻子初次生育反而提前0.7年左右。这说明生育小孩虽具有养老的作用,但参加养老保险并没有替代生育小孩的养老作用,也没有延迟家庭的生育时间。一种解释是生育孩子的养老作用只体现在是否生育上,与生育时间的早晚无关,反而参加养老保险的家庭其家庭财富积累较多,在预算约束上更为宽松,因而生育时间较早;另一种可能是因为数据时间问题,由于调研时间与家庭生育时间存在一定的时间间隔,参加养老保险的时间存在滞后于生育时间的可能,导致数据结果不准确。对于第二点原因,其产生的可能性很小,一般来说参与养老保险是与参与工作同时发生的,因而这里主要考虑第一点可能性。

为了验证理论研究部分的假设1和假设2,丈夫和妻子的工资对妻子初次生育时间的影响也是本文关注的重点。从Tobit模型和OLS回归结果来看,丈夫和妻子工资的收入效应均显著,丈夫和妻子的收入提高1%,妻子初次生育的时间就分别提前0.25年和0.16年。假设1成立。而实证结果则显示假设2不成立,其结论与假设2相反,也就是说妻子工资的收入效应也大于替代效应,对初次生育时间的整体效应为负。这与传统的家庭分工分析结论不一致,可能原因在于,



收入更高的女性,家庭整体收入也较高,可以通过聘请保姆等方式来减少带孩子对工作的影响,因而出现了负向结果。

此外,由于妻子承担养育孩子的主要责任,因而其是否全职对初次生育时间也有重要的影响。回归结果显示,全职的妻子其初次生育时间要比非全职的妻子晚 1.07 年。另外,丈夫和妻子的学历越高,妻子初次生育年龄越大。这是由于学历越高,进入社会工作的时间越晚,因而结婚生育的时间也相应延迟,这与实际经验相符。有小汽车的家庭初次生育时间要比没有小汽车的家庭早 0.20 年左右。与老人同住的家庭初次生育时间要比不与老人同住的家庭晚 0.1 年。这和我们的经验不符,可能的原因在于,与老人同住的家庭组成家庭的时间更晚,因而导致生育时间反而推迟,但从结婚到生育的时间距离要小于未与老人同住的家庭,这一点在后续的分析中会得到证实。

### 2. 剔除婚龄的影响

早有文献指出,房价上涨将推迟年轻人组成家庭的时间(Kang, 2017; Choi, 2018),考虑到房价对初次生育时间影响可能本身是因为结婚晚的原因,本文采取以下方法进行验证:第一,由于女性法定结婚年龄为 20 岁,因而选取女性生育年龄大于等于 20 岁的样本;第二,将生育年龄减去初婚年龄之间的年龄差,即将 *age\_diff* 作为因变量进行回归。回归结果见表 2 的列(5)。

结果显示,房价上涨对妻子初次生育与结婚之间的年龄差也有显著的提升作用。也就是说在不考虑房价对结婚年龄的影响时,对于已婚家庭,高房价将推迟家庭初次生育的时间,房价提高 1%,初次生育时间将推迟 1.20 年(OLS 回归),命题 1 得到了进一步验证。值得说明的是,如果房价通过推迟结婚年龄而进一步对初次生育时间产生影响,那么在剔除了婚姻的影响后,理论上列(5)里房价系数应该比列(2)要低,但这里结果却相反。可能是由于在剔除婚龄影响的回归时,我们删除了生育年龄小于 20 的样本,由于被访问时间与结婚时间存在时间差,因而在第二列回归的样本中可能包括未婚生育的家庭,这样就导致整体上系数反而比列(5)的小。

再看其他控制变量,部分变量的符号和显著性发生了变化。首先,家庭是否参与养老保险的符号由负变正,也就是说,婚后参与养老保险的家庭要比不参加养老保险的家庭生育延迟 0.22 年。对比是否参与养老保险对家庭妻子的初次生育年龄的负向影响,可能的解释就是参加养老保险的家庭结婚更早,因而初次生育与结婚之间的时间差被拉大。其次,妻子的收入由显著变得不显著。由于婚后妻子承担生育的主要职责,妻子收入的高低已经不是家庭做出生育决策的主要影响因素了。第三,丈夫和妻子的学历符号由正变负,也就是学历越高的家庭结婚和初次生育的时间间隔越短。从现实情况来看,学历越高的家庭结婚时间越晚,由于女性生育年龄的限制以及传统生育观念,高学历的家庭反而在婚后更早地生育小孩。家庭是否有小汽车的系数也变为正,说明对于有小汽车的家庭比没有小汽车的家庭在生育与结婚之间的间隔更短。

### 3. 稳健性检验

为了检验回归的稳健性,本文采取两种方法进行检验。一是对不同调查年份的数据进行分别回归;二是考虑到调研时间与家庭生育时间距离较长,一些家庭层面的属性可能会发生较大变化,例如家庭可能在生育之后搬到现在居住的城市,会出现现在所在城市房价对家庭当初生育决策影响的伪回归,因而我们选取生育时间在调研时间往前推的 5 年内的家庭样本进行回归。另外,从上文的回归结果来看,OLS 回归结果比较理想,且考虑到篇幅的原因,在稳健性检验中仅展示 OLS 回归的结果。

#### (1) 分年份回归

首先,我们以已婚家庭妻子的初次生育年龄为因变量进行回归,表 3 展示了 2010 年、

2012年、2013年和2015年的回归结果。从结果来看,除了2010年房价的系数不显著之外,另外三年均显著,且回归系数分别达到1.18、1.44和1.70。

表3 以  $f\_birthage$  为因变量分年度回归结果

	(1)2010年	(2)2012年	(3)2013年	(4)2015年
$\ln hp$	0.251(1.57)	1.177*** (10.85)	1.440*** (14.04)	1.695*** (11.19)
$N$	861	1201	1361	936
$adj. R^2$	0.987	0.990	0.986	0.984

其次,我们以已婚家庭妻子初次生育年龄与结婚年龄的时间差作为因变量进行回归,表4为相应的回归结果。对比表4与表3的结果,结果具有一致性。除2010年外,其他三年的结果均显著,回归系数分别达到1.32、1.48和1.53。

表4 以  $age\_diff$  为因变量分年度回归结果

	(1)2010年	(2)2012年	(3)2013年	(4)2015年
$\ln hp$	-0.135(-0.18)	1.318** (2.38)	1.473*** (3.58)	1.534** (2.53)
$N$	812	847	1117	845
$adj. R^2$	0.349	0.504	0.530	0.589

(2)生育时间接近调研时间前5年内的家庭样本回归

为了避免伪回归的产生,本文在前述工作的基础上,选取初次生育时间在调研时间前5年内的家庭作为样本进行回归。这里选择5年主要考虑以下原因:一是一般在生育后小孩还比较小的阶段,家庭更换居住城市的可能性较小;二是选取5年在数据样本上尚能支撑回归,若选取的年限更小,在样本代表性和样本量方面都存在限制,将影响回归的结果。具体结果见表5。表5的结果证实了房价确实对家庭生育时间具有显著影响。

表5 初次生育时间在调研时间往前5年内的家庭样本回归结果

	(1) $f\_birthage$	(2) $age\_diff$
$\ln hp$	1.031*** (3.52)	2.379*** (3.83)
$N$	1754	1493
$adj. R^2$	0.958	0.448

### 五、异质性分析

前文分析均是基于总体效应的,但不同条件下房价对家庭初次生育时间的影响具有很强的异质性。对这种异质性进行深入探讨,将有利于更精准地进行政策干预。下文将通过对不同收入水平家庭、不同房产数量家庭、不同水平城市家庭和不同年龄段家庭的对比分析来检验房价对家庭初次生育时间影响的异质性。

1. 不同收入水平的家庭

从理论模型和实证分析可以看出,收入水平是影响家庭初次生育时间决策的重要因素。收入水平的高低决定了家庭预算约束的宽松程度,而房价正是通过改变家庭预算约束来影响家庭生育决策的。因而对于不同收入水平的家庭,房价对其初次生育时间的影响具有明显的异质性。

根据样本分布将庭收入水平划分为高、中、低三档,其中高档为家庭收入大于 10 万元,中档为大于 5 万元小于等于 10 万,低档为小于等于 5 万元。对三档样本分别进行回归,具体结果见表 6。

表 6 对不同收入家庭影响的异质性

	<i>f_birthage</i>			<i>age_diff</i>		
	低档	中档	高档	低档	中档	高档
<i>lnhp</i>	0.419(0.66)	2.306*** (2.79)	2.807** (2.71)	0.824(1.57)	2.385*** (6.59)	1.217(0.55)
<i>N</i>	3 626	578	155	2 982	508	131
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.901	0.903	0.903	0.450	0.520	0.188

从结果来看,房价对不同收入家庭的初次生育时间均有不同程度的影响,其中对于低收入家庭的影响最低,对中高收入家庭的影响较为明显。因为对于低收入家庭来说,由于预算有限,难以负担房屋消费,因而房价的高低与否对家庭生育决策的影响有限。另外,对比表格的两边,可以发现,对于高档收入家庭,房价只对家庭妻子初次生育年龄影响显著,但对妻子初次生育时间与结婚年龄之间的时间差并不显著,也就说对于高收入家庭,房价只影响其组成家庭的时间,由于家庭收入较高,在结婚的时候已经购买足够大的房子,因而在婚后房价不再是其做出生育决策的影响因素。

### 2. 不同房产数量的家庭

房产作为房价波动影响家庭生育时间决策的中间载体,其数量的不同在一定程度上反映了家庭财富的多少,而家庭财富的多少又决定了家庭面临预算约束的宽松程度。因而,对于不同房产数量的家庭,房价波动对其初次生育时间的影响必然存在异质性。将家庭房产数量分为三类:一类是没有房产,二是拥有 1 套房产,三是拥有 2 套及以上房产。对三类家庭样本进行回归,结果见表 7。

表 7 对不同房产数量家庭影响的异质性

	<i>f_birthage</i>			<i>age_diff</i>		
	0 套	1 套	2 套及以上	0 套	1 套	2 套及以上
<i>lnhp</i>	0.779(1.07)	1.055*** (1.58)	1.317(1.43)	0.161(0.18)	1.234* (2.04)	0.984(1.35)
<i>N</i>	323	3 416	597	269	2 851	480
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.905	0.902	0.888	0.352	0.463	0.429

结果显示,房价对 1 套房家庭的初次生育年龄和初次生育与结婚之间时间差产生了显著影响,但对于 0 套房家庭和拥有 2 套及以上房子家庭的影响均不显著。对于只有 1 套房屋的家庭,生育孩子将新增住房需求,部分家庭需要更换更大一点的房子,因而房价越高,对家庭的预算约束越大,家庭越有可能延迟生育时间。对于没有房子的家庭,房价系数不显著的可能原因在于,调研时间距离生育时点存在时间差,调研时的住房状况实际上是生育后的住房状况,对于生育前后都没有住房的家庭,由于预算约束,即使生育后也仍买不起房子,在这种情况下,生育孩子的时间也不受房价的影响。对拥有 2 套及以上房子的家庭,家庭现有房屋已经满足生育后的居住需求,在生育后就不会因为买房而挤占预算,故房价不会对家庭生育决策产生影响。

### 3. 不同水平城市的家庭

不同水平城市,其房价水平存在较大差别,这就意味着家庭面临的买房压力大小不同,例如东部城市家庭面对高昂的房价,其压力要远远大于中西部地区。在此情况下,家庭对初次生育时间的决策也就存在不同。将城市划分为东、中、西部分别进行回归,结果见表 8。

表 8 对不同城市水平家庭影响的异质性

	<i>f_birthage</i>			<i>age_diff</i>		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
<i>lnhp</i>	2.320***(4.16)	-1.547(-1.43)	-1.395(-1.18)	1.920**(2.82)	0.197(0.15)	-0.746(-1.15)
<i>N</i>	2 258	1 064	1 037	1 948	858	815
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.891	0.902	0.915	0.462	0.480	0.399

对于东部城市来说,房价是影响家庭生育时间决策的重要因素,高房价将延迟家庭初次生育时间 2.32 年,初次生育与结婚之间的时间差也将扩大 1.92 年;对于中西部城市来说,房价对家庭初次生育时间的影响并不显著,一是相对于东部城市,中西部城市房价相对较低,因而生活在中西部省市的家庭买房压力并不大,房价并不构成影响家庭生育时间决策的主要因素。

#### 4. 不同年龄段的家庭

随着时代的发展,房价水平出现了大幅上涨,住房在消费品体系中占据的比重也越来越重。对于不同年龄段家庭,其所处的年代不同,消费品体系与房价水平也存在较大差别,因而房价的变化是否影响其初次生育时间决策及影响程度势必也存在不同。

根据家庭妻子的年龄,将其分为年轻家庭、青年家庭、中年家庭,其中年轻家庭为妻子年龄小于等于 30 岁的,青年家庭为妻子年龄大于 30 岁但小于等于 40 岁的,中年家庭为妻子年龄大于 40 岁小于 60 岁的。对不同年龄段家庭分别进行回归,结果见表 9。

表 9 对不同年龄段家庭影响的异质性

	<i>f_birthage</i>			<i>age_diff</i>		
	年轻家庭	青年家庭	中年家庭	年轻家庭	青年家庭	中年家庭
<i>lnhp</i>	1.617**(2.42)	1.197*(1.81)	-0.799(-0.73)	1.096***(2.92)	1.149**(2.55)	-0.424(-0.28)
<i>N</i>	912	2 696	751	598	2 342	681
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.887	0.800	0.793	0.152	0.247	0.512

结果显示,房价对于年轻家庭和青年家庭的初次生育时间有显著影响,而对于中年家庭的影响并不显著。考虑到房价的时间变化趋势,这样的结果是符合实际的。中年家庭由于生育时间较早,当时的房价水平较年轻和青年家庭初次生育时的房价要低很多,因而买房对家庭生育预算的挤压并不明显。而随着房价的上涨,对于年轻家庭和青年家庭来说,买房逐渐成为家庭的第一大消费,因而房价对年轻家庭和青年家庭的初次生育时间产生了显著的推迟作用。

## 六、结论和启示

根据家庭经济学理论,家庭行为的改变在经济增长中发挥着基础性作用,同时经济发展也会相应地改变家庭的决策行为。随着我国房价的大幅上涨,住房消费逐渐成为家庭的重要支出,这对家庭生育时间的决策产生了重要影响。

本文通过构建家庭生育效用理论模型,推导了房价对家庭初次生育时间的作用机制,在此基础上利用中国综合社会调查(CGSS)微观数据进行了验证,发现房价显著推迟了家庭初次生育的时间。具体研究结论如下:(1)房价上涨改变了家庭预算约束,总体上显著推迟了家庭初次生育的时间,房价上升 1%,家庭初次生育时间推迟约 1.05 年。(2)房价对不同收入水平家庭的影响存在异质性。房价主要对中档收入家庭的初次生育时间产生了较大影响,而对于低档收入和高档收入的家庭,一方面是消费不起,另一方面是住房消费带来的预算约束并没有明显挤占生育消费,因而影响并不显著。(3)房价对拥有住房的家庭并没有产生显著的收入效应。对于 1 套房

的家庭,其初次生育时间明显推迟,但房价对拥有2套房及以上家庭的影响并不显著,此时房价并不会左右家庭对初次生育时间的决策,家庭并没有因为高房价带来的财富而进行生育投资。(4)房价对家庭初次生育时间的影响具有明显的地域特征。高房价对东部地区家庭初次生育时间的决策有显著影响,房价上涨1%,初次生育时间推迟2.32年,但对中西部地区的影响在统计上并不显著。(5)房价对家庭初次生育时间的影响呈现一定的时间特点。在不同时间段,房价水平不同,因而对家庭初次生育时间的影响程度也不同。在房价处于较低水平时,住房消费并没有完全挤占家庭消费预算,因而对家庭初次生育时间的影响并不显著,但随着房价的逐渐上升,其对家庭消费的预算占用越来越多,因而对家庭初次生育时间的延迟作用也越来越大。

本文的研究结论具有明显的政策含义:在当前生育率逐年下降,严重制约经济社会发展的情况下,单纯人口政策并不能完全发挥调节人口和提升生育率的作用,必须与其他政策相互配合,相辅相成,才能真正发挥作用。高房价已成为推迟家庭生育时间的“避孕药”,因此在积极人口政策的基础上,需要针对性地调控房价水平,降低年轻家庭住房消费压力,为年轻家庭生育腾出预算空间。不仅如此,在社会保障制度上,可以进一步为女性生育提供一定的保障,多管齐下才能扭转生育率持续低下的趋势,缓解老龄化社会带来的压力,为经济发展带来新动能。

#### 主要参考文献:

- [1]陈淑云,彭银.住房支付能力、生育行为与人口年龄结构[J].西北人口,2016,(1):1-6.
- [2]陈卫.“发展—计划生育—生育率”的动态关系:中国省级数据再考察[J].人口研究,2005,(1):2-10.
- [3]傅崇辉,张玲华,李玉柱.从第六次人口普查看中国人口生育变化的新特点[J].统计研究,2013,(1):68-75.
- [4]戈艳霞.中国的城镇化如何影响生育率?——基于空间面板数据模型的研究[J].人口学刊,2015,(3):88-101.
- [5]郭凯明,颜色.生育率选择、不平等与中等收入陷阱[J].经济学(季刊),2017,(3):921-940.
- [6]郭凯明,颜色.性别工资差距、资本积累与人口转变[J].金融研究,2015,(8):13-30.
- [7]郭凯明,余靖雯.工资增长、生育率差异与人力资本积累——基于内生生育和退休的动态一般均衡研究[J].金融研究,2017,(3):1-15.
- [8]郭志刚.中国的低生育水平及其影响因素[J].人口研究,2008,(4):1-12.
- [9]胡洪曙,鲁元平.公共支出与农民主观幸福感——基于CGSS数据的实证分析[J].财贸经济,2012,(10):23-33.
- [10]贾男,甘犁,张劼.工资率、“生育陷阱”与不可观测类型[J].经济研究,2013,(5):61-72.
- [11]靳卫东,宫杰婧,尹义龙.我国人口的社会结构失衡:理论机制与经验事实[J].财经研究,2017,(4):17-30.
- [12]李清彬,李博.中国居民幸福—收入门限研究——基于CGSS2006的微观数据[J].数量经济技术经济研究,2013,(3):36-52.
- [13]李子联.收入与生育:中国生育率变动的解释[J].经济学动态,2016,(5):37-48.
- [14]刘军强,熊谋林,苏阳.经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究[J].中国社会科学,2012,(12):82-102.
- [15]刘晓婷,张敬石,胡雍.房价上涨对人口出生率的影响——基于中国1999—2013年数据的实证研究[J].重庆理工大学学报(社会科学),2016,(1):53-61.
- [16]宋德勇,刘章生,弓媛媛.房价上涨对城镇居民二孩生育意愿的影响[J].城市问题,2017,(3):67-72.
- [17]宋健,张婧文.孩次、生育时间与生育水平——基于中日韩妇女平均生育年龄变动与差异的机制研究[J].人口研究,2017,(3):3-14.
- [18]王军.生育政策调整对中国出生人口规模的影响——基于生育意愿与生育行为差异的视角[J].人口学刊,2015,(2):26-33.

- [19]王天宇,彭晓博. 社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据[J]. *经济研究*, 2015, (2): 103-117.
- [20]易君健,易行健. 房价上涨与生育率的长期下降: 基于香港的实证研究[J]. *经济学(季刊)*, 2008, (2): 961-982.
- [21]尹文耀,姚引妹,李芬. 生育水平评估与生育政策调整——基于中国大陆分省生育水平现状的分析[J]. *中国社会科学*, 2013, (6): 109-128.
- [22]Bailey A K. How personal is the political? Democratic revolution and fertility decline[J]. *Journal of Family History*, 2009, 34(4): 407-425.
- [23]Becker G S, Lewis H G. On the interaction between the quantity and quality of children[J]. *The Journal of Political Economy*, 1973, 81(2): S279-S288.
- [24]Becker G S, Tomes N. Child endowments and the quantity and quality of children[J]. *The Journal of Political Economy*, 1976, 84(4): S143-S162.
- [25]Becker S O, Cinnirella F, Woessmann L. Does women's education affect fertility? Evidence from pre-demographic transition Prussia[J]. *European Review of Economic History*, 2013, 17(1): 24-44.
- [26]Chen W Y. Does housing cost affect birth rates in Taiwan? The ADL test for threshold co-integration[J]. *Journal for Economic Forecasting*, 2013, 16(3): 90-103.
- [27]Choi M J. The effects of regional housing prices on the age at marriage and the timing of first and second childbirths[J]. *Housing Studies*, 2018, 26(2): 163-189.
- [28]Detting L J, Kearney M S. House prices and birth rates: The impact of the real estate market on the decision to have a baby[J]. *Journal of Public Economics*, 2014, 110: 82-100.
- [29]Hui E C M, Zheng X, Hu J. Housing price, elderly dependency and fertility behaviour[J]. *Habitat International*, 2012, 36(2): 304-311.
- [30]Kang J K. The impact of regional housing price on timing of first marriage[J]. *Journal of the Korean Regional Development Association*, 2017, 29(2): 97-110.
- [31]Kotyrlo E. Fertility and commuting: Evidence based on first-birth rates of young working women[J]. *Journal of Population Research*, 2017, 34(2): 135-163.
- [32]Lin P S, Chang C O, Foo Sing T. Do housing options affect child birth decisions? Evidence from Taiwan[J]. *Urban Studies*, 2016, 53(16): 3527-3546.
- [33]Lyons-Amos M, Schoon I. Differential responses in first birth behaviour to economic recession in the united kingdom[J]. *Journal of Biosocial Science*, 2018, 50(2): 275-290.
- [34]Malmberg B. Low fertility and the housing market: Evidence from Swedish regional data[J]. *European Journal of Population*, 2010, 26(2): 229-244.
- [35]Margerison-Zilko C E, Li Y, Luo Z H. Economic conditions during pregnancy and adverse birth outcomes among singleton live births in the United States, 1990-2013[J]. *American Journal of Epidemiology*, 2017, 186( 10) : 1131-1139.
- [36]Okun B S. Religiosity and fertility: Jews in Israel[J]. *European Journal of Population*, 2017, 33(4): 475-507.
- [37]Stover J, Winfrey W. The effects of family planning and other factors on fertility, abortion, miscarriage, and stillbirths in the Spectrum model[J]. *BMC Public Health*, 2017, 17(4): 775.
- [38]Yakita A. Female labor supply, fertility rebounds, and economic development[J]. *Review of Development Economics*, 2018, 22(4): 1667-1681.
- [39]Yi J J, Zhang J S. The effect of house price on fertility: Evidence from Hong Kong[J]. *Economic Inquiry*, 2010, 48(3): 635-650.

[40]Zakaria M, Fida B A, Janjua S Y, et al. Fertility and financial development in South Asia[J]. *Social Indicators Research*, 2017, 133(2): 645–668.

## Housing Prices and Fertility Postponement: Evidence from the CGSS Micro Data

Hu Pei, Wang Hongwei

(*School of Public Economics and Management, Shanghai University of Finance and Economics,  
Shanghai 200433, China*)

**Summary:** Fertility postponement plays an important role in the decline of China's fertility rate. Putting housing prices and timing of birth into the same research framework will help us to explore the role of housing prices in the micro-resource allocation of families, so as to take effective measures to curb the unreasonable rise of housing prices and achieve the purpose of adjusting the population size and structure. However, most of the existing literature on housing prices and fertility studies the effect of the housing price rise on the fertility rate from a macro perspective. A few studies from the micro perspective also only deal with the influence of housing choice and the number of houses on family fertility decision-making, but have not analyzed the mechanism of housing prices on the birth time. This paper discusses the influence of the rising housing price on families' timing of first birth by establishing a theoretical model of family fertility utility and using the micro data of China General Social Survey (CGSS). The research results show that the housing price significantly delays the time it takes for families to have their first child: (1) The housing price rise changes the family budget constraint, that is, the housing price rises by 1%, the first birth time of families is delayed about 1.05 years; (2) The housing price mainly has a great influence on the birth time of middle income families, but has no significant influence on low income families and high income families; (3) For families with 1 suite, the birth time is obviously delayed, but the housing price has no significant impact on families with 2 suites or more; (4) The high housing price has a significant impact on the decision-making of family birth time in eastern provinces and cities, but its impact on central and western provinces and cities is not statistically significant.

The research conclusions of this paper has obvious policy implications: Under the current situation that the annual decline of the fertility rate seriously restricts the economic and social development, the single population policy cannot fully play the role of regulating the population and boosting the fertility rate, and it must cooperate with other policies and supplement each other to play a real role. As the “contraceptive” to delay the family birth time, the high housing price needs to control the housing price level on the basis of the active population policy, reduce the housing consumption pressure of young families, and make room for the budget for the birth of young families. Moreover, the social security system can further provide certain guarantees for women's fertility. Only in this way can the trend of continuous low fertility rate be reversed, the pressure brought by the aging society be alleviated, and new driving forces be brought to the economic development.

**Key words:** fertility postponement; housing prices; timing of first birth

(责任编辑 石头)