

人口冲击、婚姻和住房市场



刘学良 吴 璟 邓永恒*

摘 要: 住房价格持续、快速上涨是当前中国最重要的经济和社会现象之一,本文尝试从人口这一基本面因素出发对此做出解读。论文首先以家庭世代交叠模型和古诺形式垄断竞争模型为基础构建了住房市场局部均衡模型,证明外生的人口冲击对住房市场需求和住房价格变化的重要影响。基于 30 个省级行政区面板数据的实证研究进一步显示,在 20 世纪 80 年代(1981 年—1991 年)生育高峰中出生的人口集中进入婚龄是导致 2004 年以来中国城市住房价格持续、快速上涨的重要原因之一。上述研究成果提示,这种由于婚姻人口冲击引发的住房市场繁荣具有明显的周期性特征,需要警惕本轮婴儿潮导致的婚龄人口高峰过后可能出现的住房市场需求萎缩和住房价格显著下降以及由此引发的对宏观经济稳定的影响。

关键词: 婚姻; 婴儿潮; 住房市场; 房价

一、引 言

中国房地产业在 1998 年实行了市场化改革,这对释放居民的住房需求,刺激房地产业的发展 and 经济的繁荣起到了巨大的推动作用。然而,市场化改革同时也增强了住房价格的波动,其中,2003 年以前房价上涨还并不剧烈,1998—2003 年全国 31 个行政区域的年均房价增长率只有 3.45%,远低于居民收入的增长速度。自 2003 年后房价则快速增长,2004—2013 年 31 个行政区域的年均房价增长率达到 10.29%^①,明显超过了居民收入的增长速度,尤其在东部沿海发达省份和城市,房价的上涨就更为剧烈。房价暴涨带来了多方面的经济和社会问题,包括大量民众对房价高涨带来的支付困难的不满,以及社会对中国经济泡沫的关切和金融体系风险的担忧,等等,这使得住房价格成为当前中国最热点的问题之一。

* 刘学良,中国社会科学院经济研究所(邮编:100836),E-mail:lxl@cass.org.cn;吴 璟,清华大学房地产研究所(邮编:100084),E-mail:ireswujing@tsinghua.edu.cn;邓永恒,新加坡国立大学房地产研究所,E-mail:ydeng@nus.edu.sg。本研究受到国家自然科学基金面上项目“宏观经济视角下的中国住房市场价格研究”(71173120)和国家自然科学基金青年项目“人口结构变迁视角下的中国房产需求变动与房价走势”(71403290)的资助。本文工作论文曾在世界华人不动产学会 2011 年年会等会议做报告,在此感谢与会学者的宝贵意见,文责自负。

① 根据《中国统计年鉴》数据计算。

已有许多学者试图从不同角度解释中国的房价上涨问题,如杜敏杰和刘霞辉(2007)、段忠东(2007)、姜春海(2005)、梁云芳和高铁梅(2007)、刘莉亚(2008)、宋勃(2007)、张涛等(2007)、邹至庄和牛霖琳(2010)、刘金娥(2010)、王先柱(2009)、任木荣(2009)、况伟大(2010a, 2010b)、史青青等(2010)、徐建炜等(2011)。总结起来,现在对中国房价高速增长比较流行的解释主要包括如城市化论、土地稀缺论、货币决定论、泡沫和投机论、制度决定论^①、居民收入决定论、人口红利论等^②。但是,已有研究仍然没能很好地解决这个问题,尤其是中国的房价波动在2004年前与2004年后呈现完全不同的态势,高速的房价增长是在2003年四季度后发生的^③,而过去的研究分析没有能很好解释为什么房价增长率在2004前后出现跳跃性变化。

在参考现有研究基础上,本文试图提出一个更为基础性的解释。我们认为,20世纪80年代的婴儿潮带来的婚姻人口冲击很可能是2004年来房价暴涨不可忽视的原因之一。这里有必要先回顾一下中国上世纪1960—2000年的人口生育状况:中国在1963年,即3年困难时期之后经历了人口的报复性增长,人口出生率达到43.37%,在这之后人口出生率逐年下降,尤其在20世纪70年代下降十分迅速,到1979年,全国的人口出生率已经下降到17.82%。然而,20世纪80年代人口出生率大幅度上升,1981年全国出生率达到20.91%,1981—1991年的11年间平均每年出生率为21.34%。直到20世纪90年代,出生率才开始明显下降,其中1991年出生率为19.68%,到1999年时,全国出生率已下降到14.64%。这是上世纪60年代至90年代中国的人口出生概况,其中在1981—1991年中国经历了一次明显的生育高峰,即婴儿潮。我们认为,这批婴儿潮人口在2000年代成年并在2003年后集中进入婚龄,需要组建自己的家庭,并由此进入了城镇的住房市场,这对住房造成了巨大的需求冲击,进而推高了房产价格。图1绘制了中国1997—2013年的初次登记结婚率。从其中可以发现,自1997年开始初婚率不断下降,到2002年到达最低点,自2003年后登记结婚率开始大幅度提高。到2013年,全国初婚登记人口为2386万人,是2002年的1.66倍。

国际诸多研究均表明人口是长期维度上影响住房市场重要的需求端因素之一,但目前基于中国情况所做的研究还相对有限。本研究从婚姻人口冲击角度来解释中国的住房价格波动,这不仅在学术上对加强关于房地产市场运行机制的理解有帮助,在当前中国人口结构面临重大转折的背景下,也对中国房地产市场的调控以及未来房地产市场和宏观经济的发展趋势判断具有重要的现实意义。

① 中国政府在2004年8月31日之后对中国城市的土地交易制度实行改革,由原来的协议出让等方式转为“招拍挂”,这种制度变革被认为降低了政府腐败,进而提高了土地出让价格,导致高房价。Cai、Henderson和Zhang(2009)对“招拍挂”降低政府腐败的作用做了研究。

② 史青青等(2010)、徐建炜等(2011)试图从人口红利(劳动人口占比或抚养比)的角度分析中国房价的高涨。

③ 数据来自于全国房地产销售价格指数季报和35个大中城市房屋销售价格指数月报。

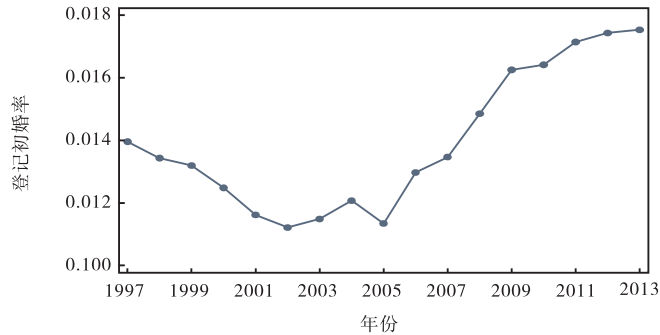


图 1 初次登记结婚率(初次登记结婚人口/总人口)

二、理论模型

(一) 家庭——住房消费者

在关于人口冲击对资产价格的影响的研究文献中, Shiller (2000, 2005) 探讨了生育高峰和人们在不同生命周期的消费和储蓄行为对资产价格的影响, 不过其讨论主要集中在股票市场。Mankiw 和 Weil (1989) 研究了生育高峰和生育低谷对住房价格的影响, 不过该模型对“美国未来 20 年实际房价可能下降 47%”的预测引发了广泛的争议, 其论文引起了之后一系列的关于人口冲击和住房市场的研究 (Hamilton, 1991; Hendershott, 1991; Holland, 1991; Woodward, 1991; Swan, 1995)。Engelhardt 和 Poterba (1991) 以及 Ohtake 和 Shintani (1996) 仿照 MW 的方法分别对加拿大和日本的情况做了研究。Saiz (2003, 2007)、Ley 和 Tutchener (2001) 则分别研究了国外移民这种形式的人口冲击对美国 and 加拿大本土住房市场的影响。不过, 以上这些文献更多是经验型的研究, 而很少有文献给出了理论上的支撑。其中, Mankiw 和 Weil (1989)、Saiz (2003) 建立了自己的理论模型, 但都较为简单以至于难以全面深入地描绘住房市场的本质特征。

相比之下, Cocco (2005)、Yao 和 Zhang (2005)、Piazzesi 等 (2007) 等则建立了更为完善的具有住房消费的经济人生命周期消费和投资组合选择模型。不过, 他们的分析都是基于消费者的一个生命周期内的效用最大化决策做出的, 由于只有一代人, 因此就无法考虑生育率和不同世代间的相互影响问题。Ortalo-Magne 和 Rady (2006) 使用了 OLG 的模型框架来分析代表性家庭在不同生命周期的住房消费升级行为 (trade-up behavior) 以及对应的住房市场动态, 但是他们假设人口规模是不变的, 因此没有生育率的问题。国内的研究中, 史青青等 (2010) 构建了一个包含房产市场的 OLG 模型, 但其研究结论是房产投资收益率与人口无关, 其研究中房产生产的完全竞争和边际要素成本定价以及其模型中完全把房产作为一种投资工具, 而不进入经济人效用函数的假

设可能是问题所在。

这里,本研究亦采用 OLG 的框架,来分析代表性家庭生命周期的消费组合选择问题。与经典的 OLG 框架将生命周期分为 2 期,Ortalo-Magne 和 Rady(2006)将一个生命周期分为 4 期不同,本文将经济人的生命周期分为 3 期,分别为:幼年、成年、老年。本文假定人们在幼年时依赖父母的养育,他们没有任何收入,与他们的父母分享同一栋房屋;在第二期他们长大成人时,他们将获得收入,离开他们的父母,结婚并组建自己的家庭,购买新的房屋居住,同时,在第二期他们会生育自己的子女;当进入老年期时,他们的子女长大,并离开父母独立生活,这时他们会资助自己的子女买新的房子来组建自己的家庭,在老年他们独自生活,直到生命周期终结。简便起见,假设老一代死亡时不会留存遗产,对子女的所有利他主义包含在幼年时对子女的养育和成年时资助子女购买房屋组建家庭中(或者说,这笔转移支付就是遗产)。父母不会资助子女在长大成人后的其他消费,因为子女需要自己养活自己。假设经济人关于住房和消费的效用函数采用如下形式:

$$U_t = \ln C_t^\alpha H_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, C_t 是一般商品的消费, H_t 为住房,住房是耐久品,可以使用两期。现假设有一代人,标记为 a 代,他们的生命周期涵盖 $[0, 1, 2]$ 期,他们的下一代则标记为 b , 然后 c , 依此类推。令 a 的生育率为 $1 + n_a$, 那么, a 的生命周期最优化问题可以表示如下:

$$\begin{aligned} \max E_1(Z_a) &= \sum_{t=0}^2 \beta^{t-1} U_{at} + \gamma_1(1+n_a)U_{b1} + \gamma_2(1+n_a)\beta \ln \frac{T_{a2}}{P_2} \\ \text{s.t. } M_{a2} &= (1+r)(y_{a1} - C_{a1} - dP_1H_{a1} + T_{a-1} - (1+n_a)C_{b1}) \\ M_{a3} &= (1+r)(M_{a2} + y_{a2} - C_{a2} - (1-d)P_1H_{a1}(1+R) - \\ &\quad (H_{a2} - H_{a1})P_2k_2 - (1+n_a)T_{a2}) \end{aligned} \quad (2)$$

其中, y_{a1} 和 y_{a2} 是 a 的预期收入, 设 $y_{a2} = (1 + g_y)y_{a1}$, $(1 + g_y)$ 为预期收入增长率。 E_1 是在第 1 期的期望算子。 M_{a2} 和 M_{a3} 分别是 a 在第二期和第三期积累的财富, 由于假定死亡时不留存遗产, 因而有横截条件 $M_{a3} = 0$ 。 C_{a1} 、 C_{a2} 和 C_{b1} 是 a 代和其子女 b 代的其他商品消费, 令其他商品的价格标准化为 1。 d 是住房消费 P_1H_a 的首付比例, $(1 + R)$ 为贷款利率, 假定两者都是外生决定的。假定 a 代人在第一期购买的房屋 H_{a1} 是耐久品, 但在第二期 a 代人仍可以改变自己对于住房的消费量, 即为 H_{a2} , 改变住房消费的成本(或收益)体现在预算约束的 $(H_{a2} - H_{a1})P_2k_2$ 中。 P_2 为第二期房产价格, 令 $P_2/P_1 = (1 + g_p)$, k_2 为房产资本化率^①。 β 是折现因子, γ_1 和 γ_2 分别代表了父母对子女的利他主义程度; U_{b1} 是 b 代在其幼年时的效用, 因为子女在年幼时与父母共享同一房屋, 因此

① 这样允许经济人在其老年进行增加(trade-up)或减少(trade-down)住房购置的行为, 如果经济人在老年增加住房购置, 即是 $H_{a2} > H_{a1}$, 则在预算方程中体现为更多支出。如果经济人在老年降低占有住房, 则 $H_{a2} < H_{a1}$, 在预算方程中则体现为经济人通过房产的出租(出售)获得收入。

a 代人购买的房屋 H_{a1} 同样进入子女的效用函数。 T_{a2} 是 a 在第二期帮助 b 代子女购买房屋时的转移支付, T_{a2} 以实际值进入 a 的效用即为 T_{a2} 所可以购买的实际住房量 T_{a2}/P_2 。因此, 虽然本文假定经济人死亡时不留存遗产, 但上一代对下一代在买房时的转移支付即可看做遗产。注意到某一代人幼年的一般商品消费和住房消费虽然进入其生命周期的效用, 但是这些是由其父辈支付的, 因而对于仍处于幼年的代际来说是不可控的。 T_{a-1} 则是 a 的上一代对 a 在成家立业时的资助。

综上所述, a 代经济人最优化问题中的控制变量即为 C_{a1} 、 C_{b1} 、 H_{a1} 、 C_{a2} 、 H_{a2} 、 T_{a2} , 式 (2) 则代表了 a 的整个生命周期的值函数。下面求解 a 的生命周期优化问题。在第 2 期, 即 a 生命的老年期对应的 Bellman 方程如下所示:

$$\begin{aligned}
 V_1(M_{a2}) &= \max_{C_{a2}, H_{a2}, T_{a2}} \left\{ \left[U_{a2} + (1+n_a)\gamma_2 \ln \frac{T_{a2}}{P_2} \right] + \beta V_0(M_{a3}) \right\} \\
 \text{s.t. } M_{a3} &= (1+r)(M_{a2} + y_{a2} - C_{a2} - (1-d)P_1H_{a1}(1+R) - \\
 &\quad (H_{a2} - H_{a1})P_2k_2 - (1+n_a)T_{a2}) = 0 \\
 C_{a2} &\geq 0 \\
 T_{a2} &\geq 0
 \end{aligned} \tag{3}$$

由于有横截条件 $M_{a3} = 0$, 因此可以求得第 2 期的最优控制决策, 求式 (3) 的一阶条件得到:

$$\begin{aligned}
 C_{a2}^* &= \frac{\alpha}{1+\gamma_2(1+n_a)} [M_{a2} + y_{a2} - (1-d)P_1H_{a1}(1+R) + H_{a1}P_2k_2] \\
 H_{a2}^* &= \frac{1-\alpha}{P_2k_2[1+\gamma_2(1+n_a)]} [M_{a2} + y_{a2} - (1-d)P_1H_{a1}(1+R) + H_{a1}P_2k_2] \\
 T_{a2}^* &= \frac{\gamma_2}{1+\gamma_2(1+n_a)} [M_{a2} + y_{a2} - (1-d)P_1H_{a1}(1+R) + H_{a1}P_2k_2]
 \end{aligned} \tag{4}$$

对应可以求得值函数 $V_1(M_{a2})$ 为:

$$V_1(M_{a2}) = \alpha \ln C_{a2}^* + (1-\alpha) \ln H_{a2}^* + (1+n_a)\gamma_2 \ln \frac{T_{a2}^*}{P_2} \tag{5}$$

向前迭代, 可以得到第 1 期问题的 Bellman 方程:

$$\begin{aligned}
 V_2 &= \max_{C_{a1}, C_{b1}, H_a} \{ [U_{a1} + \gamma_1(1+n_a)U_{b1}] + \beta E[V_1(M_{a2})] \} \\
 \text{s.t. } M_{a2} &= (1+r)(y_{a1} - C_{a1} - dP_1H_{a1} + T_{a-1} - (1+n_a)C_{b1}) \\
 C_{a1} &\geq 0 \\
 C_{b1} &\geq 0
 \end{aligned} \tag{6}$$

将 $V_1(M_{a2})$ 的解, 即式 (4) 和式 (5) 带入式 (6), 整理得到贝尔曼方程 (6) 的一阶条件:

$$\frac{\beta C_{a1}}{\alpha} = E \left\{ \frac{M_{a2} + y_{a2} - (1-d)P_1 H_{a1}(1+R) + H_{a1} P_2 k_2}{(1+r)[1+(1+n_a)\gamma_2]} \right\} \quad (7)$$

$$\frac{\beta C_{b1}}{\gamma_1 \alpha} = E \left\{ \frac{M_{a2} + y_{a2} - (1-d)P_1 H_{a1}(1+R) + H_{a1} P_2 k_2}{(1+r)[1+(1+n_a)\gamma_2]} \right\} \quad (8)$$

$$\frac{\beta H_{a1}}{(1-\alpha)(1+\gamma_1(1+n_a))} = E \left\{ \frac{M_{a2} + y_{a2} - (1-d)P_1 H_{a1}(1+R) + H_{a1} P_2 k_2}{[1+(1+n_a)\gamma_2][dP_1(1+r) + (1-d)P_1(1+R) - P_2 k_2]} \right\} \quad (9)$$

合并式(7)和式(8)得到:

$$C_{b1} = \gamma_1 C_{a1} \quad (10)$$

可以发现,父母的消费与子女的消费呈现比例关系,相对比例由父母的利他主义倾向决定,父母对子女的利他主义倾向越高,子女的消费相对父母的比例就越高。

合并式(7)和式(9),得到:

$$H_{a1} = \frac{C_{a1}(1-\alpha)[1+(1+n_a)\gamma_1] \cdot (1+r)[1+(1+n_a)\gamma_2]}{\alpha[d(1+r)P_1 + (1-d)P_1(1+R) - P_2 k_2]} \quad (11)$$

将式(11)和式(10)带回状态方程的约束中,解出 C_{a1} :

$$C_{a1} = \frac{\alpha[y_{a1}(2+r+g_y) + T_{a-1}(1+r)]}{(1+r)[1+\beta + \gamma_1(1+n_a) + (1+n_a)\gamma_2[1+\beta - \alpha + (1+n_a)(1-\alpha)\gamma_1]]} = \frac{\alpha[y_{a1}(2+r+g_y) + T_1(1+r)]}{(1+r)F} \quad (12)$$

为书写简便,令 $F = [1+\beta + \gamma_1(1+n_a) + (1+n_a)\gamma_2[1+\beta - \alpha + (1+n_a)(1-\alpha)\gamma_1]]$, 则可以得到 C_{b1} 和 H_{a1} :

$$C_{b1} = \frac{\gamma_1 \alpha [y_{a1}(2+r+g) + T_{a-1}(1+r)]}{(1+r)F} \quad (13)$$

$$H_{a1} = \frac{(1-\alpha)[1+(1+n_a)\gamma_1] \cdot (1+r)[1+(1+n_a)\gamma_2]}{P_1[d(1+r) + (1-d)(1+R) - (1+g_{p2})k_2]} \cdot \frac{[y_{a1}(2+r+g) + T_{a-1}(1+r)]}{(1+r)F} \quad (14)$$

注意到式(14)是 a 代家庭对住房的需求函数,将 a 代人的规模标准化为 1, 式(14)即是 a 代家庭的总的需求函数。类似,可以写出 b 代人的需求函数如下:

$$D_b = pop_b H_b = (1+n_a)H_b = \frac{(1+n_a)(1-\alpha)[1+(1+n_b)\gamma_1] \cdot (1+r)[1+(1+n_b)\gamma_2]}{P_2[d(1+r) + (1-d)(1+R) - (1+g_{p3})k_2]} \cdot \frac{[y_{b1}(2+r+g_y) + T_a(1+r)]}{(1+r)F} \quad (15)$$

其中, $(1+n_a)$ 亦即为 b 代人的规模, $(1+n_b)$ 为 b 代人的生育率。很自然的, 贷款利率 R 越高, 房屋需求 D_b 越小, 房价倾向于越低。预期未来房价增长率 g_{p3} 越高, 房屋需求 D_b 越大。未来世代的需求函数依此类推。

(二) 企业——住房开发商

以利润最大化为目标的房地产商为每代人提供住房, 假设企业的生产函数为 $q = Ak^\rho l^{1-\rho}$ 。其中, k 为资本, l 为土地, A 为技术。在一些研究房产市场的文献中, 住房供给在短期常被假定为弱弹性甚至完全无弹性的, 这种假定过于严格, 从而无法分析开发商对市场变化所作出的反馈。这里, 则通过假定生产住房的资本的完全弹性和土地的刚性, 来实现住房供给的部分弹性, 这也是更符合现实情况的假设。其中, 资本 k 的成本用 δ 表示, 假定其外生于住房市场, 可将其看做社会资本的平均利润(机会成本)。

住房开发受到土地的制约, 不同于资本可以通过投资不断的积累, 基本上没有什么很有效的途径能够增加社会拥有的土地^①。适合于建筑房屋的土地供给相当缺乏弹性, 原因可能在于天然的地理和地质条件, 也有可能是由于人为的政府管制等因素^②。实际上, 有限的土地供给经常是导致房屋供给缺乏弹性的主要原因, 在那些城区只有十分有限土地供给的高密度的“超级明星城市”更是这样(Gyourko 等, 2006; Glaeser 等, 2008)。

当然, 也会有某些城市和地区, 其潜在土地供给远超过现有建筑对土地的需求, 即土地的供给是相当有弹性的。因此, 针对这两种不同的土地市场情况, 如果在探讨的是一个有着无弹性的土地供给的市场, 就令土地供给固定为 L , 从而住房供给是部分弹性的。如果探讨一个有弹性的土地供给的市场, 则假定土地供给是无限制的, 土地的成本被外生的定为 σ , σ 可被认为是土地用于农业用途的机会成本价格。

1. 无弹性的土地供给

假设市场上有 m 个同质的企业, 他们按古诺竞争的方式来决策(设为古诺式的垄断竞争结构的方便之处在于, 通过改变企业数量 m 的大小可方便地表征不同的垄断程度)。由于企业是同质的, 均衡时所有企业将均分市场的土地进行生产, 即有 $l_i = \frac{L}{m}$, 而土地的价格 s 则由土地的边际产出价值决定:

$$s = P \cdot (1 - \rho) Ak^\rho l^{1-\rho} \quad (16)$$

市场上总的住房供给为 $Q = \sum_{i=1}^m q_i$, 市场供需均衡的条件为 $Q_j = D_j = H_j \cdot pop_j$, 其中 j 为第 j 世代。企业的利润最大化问题为:

$$\begin{aligned} \max_{q_i} \pi_i &= P \cdot q_i - \delta k_i - s l_i = \\ & P \cdot q_i - \delta \left(\frac{q_i \cdot l^{(\rho-1)}}{A} \right)^{\frac{1}{\rho}} - P \cdot (1 - \rho) Ak^\rho l^{1-\rho} \cdot l = \end{aligned}$$

① 除了一些特定的方式, 如填海造陆, 但没有普遍性。

② Shiller(2005)给出了具有大片荒地的拉斯维加斯, 土地开发却受到当地政府管制的典型例子。

$$P \cdot q_i - \delta \left(\frac{q_i \cdot l_i^{(\rho-1)}}{A} \right)^{\frac{1}{\rho}} - P \cdot (1-\rho)q_i = \rho P \cdot q_i - \delta A^{-\frac{1}{\rho}} q_i^{\frac{1}{\rho}} l_i^{\frac{\rho-1}{\rho}} \quad (17)$$

为简便, 设市场的逆需求函数为 $P_j = \frac{W_j}{D_j}$, 其中 $D_j = \sum_{k \neq i} q_k + q_i$, W_j 根据式(15)为:

$$W_j = \rho \text{pop}_j \frac{(1-\alpha)[1+(1+n_j)\gamma_1] \cdot (1+r)[1+(1+n_j)\gamma_2]}{[d(1+r)+(1-d)(1+R)-(1+g_{j+1})k_{j+1}]} \frac{[y_{j1}(2+r+g_y)+T_{j-1}(1+r)]}{(1+r)F} \quad (18)$$

其中 n_j 为 j 代人的生育率, T_{j-1} 为 j 代人的上一代对 j 的转移支付, 将式(18)带入到式(17), 得到:

$$\max_{q_i} \pi_i = \rho \frac{W_j}{\sum_{k \neq i} q_k + q_i} q_i - \delta A^{-\frac{1}{\rho}} q_i^{\frac{1}{\rho}} l_i^{\frac{\rho-1}{\rho}} \quad (19)$$

解式(19)得到企业 i 的古诺均衡产出:

$$q_i = A \left(\frac{\rho(m-1)W_j}{\delta m^2} \right)^{\rho} l_i^{1-\rho} = A \left(\frac{\rho(m-1)W_j}{\delta m^2} \right)^{\rho} \left(\frac{L}{m} \right)^{1-\rho} \quad (20)$$

住房的均衡产出为:

$$D_j = Q_j = m \cdot q_i = A \left(\frac{\rho(m-1)W_j}{\delta m} \right)^{\rho} L^{1-\rho} \quad (21)$$

住房的均衡价格为:

$$P_j = \frac{W_j}{Q_j} = \frac{W_j^{1-\rho}}{A L^{1-\rho}} \left(\frac{\delta m}{\rho(m-1)} \right)^{\rho} \quad (22)$$

用于住房建设的土地的市场均衡价格 s_j 根据式(16)则为:

$$s_j = P_j \cdot (1-\rho) A k_i^{\rho} l_i^{-\rho} = (1-\rho) P_j \frac{q_i}{l_i} = \frac{(1-\rho)}{L} W_j \quad (23)$$

注意到土地的市场均衡价格与房价 P_j 线性相关, 系数为 $(1-\rho)$ 和 q_i/l_i 。其中 q_i/l_i 代表了每单位土地上的住房产出, 即容积率(Floor Area Ratio)。因此, 这里房价、地价与容积率有式(23)所示的关系, 地价越高, 则房价和住房建造的容积率倾向于越高, 而房价越高, 则对应着更低的容积率或更高的地价水平。 s_j 还可以写成 $\frac{(1-\rho)}{L} W_j$, 由于 W_j 中包括人口 pop_j 以及居民收入, 因此该区域的人口密度 pop_j/L 越高, 即相对于当地人口而言土地越稀缺, 地价越高; 当地的居民收入越高, 地价越高; 当地的住房生产技术中 $(1-\rho)$ 越高, 地价越高。容积率根据式(20)还可写为:

$$FAR = \frac{q_i}{l_i} = A \left(\frac{\rho(m-1) \cdot W_j}{\delta m \cdot L} \right)^\rho \quad (24)$$

这意味着土地 L 相对于需求因子 W_j 越稀缺，容积率越高；而垄断程度越低，容积率则越高，因为给定土地量，竞争使得单位土地上建设的住房量更高。

每个企业的利润 π_i 为：

$$\pi_i = P_j q_i - \delta k_i - s_j l_i = \frac{\rho W_j}{m^2} \quad (25)$$

自然，企业数 m 越大，垄断程度越低，住房均衡产出越大，均衡价格越低，同时企业获得的利润越少。

2. 完全弹性的土地供给

作为一个有益的补充，下面再看土地供给完全弹性时的情况。假设土地供给相对于住房建设的需求而言足够大，房产开发不会对土地的价格 σ 造成影响。在古诺式的垄断竞争结构下，企业 i 的成本最小化问题为：

$$\min_{k_i, l_i} c_i = \delta k_i + \sigma l_i \quad s.t. \ q_i = A k_i^\rho l_i^{1-\rho} \quad (26)$$

问题式(26)对应的要素需求函数为：

$$k_i = \frac{q_i}{A} \left(\frac{\sigma \rho}{\delta(1-\rho)} \right)^{1-\rho}, \quad l_i = \frac{q_i}{A} \left(\frac{\sigma \rho}{\delta(1-\rho)} \right)^{-\rho} \quad (27)$$

企业的利润最大化问题为：

$$\max \pi_i = P \cdot q_i - \delta k_i - \sigma l_i = P \cdot q_i - \delta \frac{q_i}{A} \left(\frac{\sigma \rho}{\delta(1-\rho)} \right)^{1-\rho} - \sigma \frac{q_i}{A} \left(\frac{\sigma \rho}{\delta(1-\rho)} \right)^{-\rho} \quad (28)$$

令 j 代人的住房逆需求函数为 $P_j = \frac{W_j}{D_j}$ ，其中 $D_j = \sum_{k \neq i} q_k + q_i$ ，带入式(28)，可解得企业 i 的均衡产出为：

$$q_i = \frac{(m-1)AW_j}{m^2 \delta^\rho \sigma^{1-\rho} \left[\left(\frac{\rho}{1-\rho} \right)^{1-\rho} + \left(\frac{\rho}{1-\rho} \right)^{-\rho} \right]} \quad (29)$$

房屋的均衡产出为：

$$D_j = Q_j = \frac{(m-1)AW_j}{m \delta^\rho \sigma^{1-\rho} \left[\left(\frac{\rho}{1-\rho} \right)^{1-\rho} + \left(\frac{\rho}{1-\rho} \right)^{-\rho} \right]} \quad (30)$$

住房的均衡价格为：

$$P_j = \frac{W_j}{Q_j} = \frac{m \delta^\rho \sigma^{1-\rho} \left[\left(\frac{\rho}{1-\rho} \right)^{1-\rho} + \left(\frac{\rho}{1-\rho} \right)^{-\rho} \right]}{(m-1)A} \quad (31)$$

每个厂商的利润为：

$$\pi_i = \frac{W_j}{m^2} \quad (32)$$

与式(25)相比较,在土地供给弹性时,企业可以获得更大的利润。土地供给无弹性时,企业则只能获得资本的那部分利得,因此利润需要再乘以 ρ 。

容积率则通过要素需求函数式(27)可以得到为：

$$FAR = \frac{q_i}{l_i} = A \left(\frac{\sigma\rho}{\delta(1-\rho)} \right)^\rho \quad (33)$$

显然,在要素供给完全弹性的条件下,房屋的均衡产出与需求因子 W_j 相关,但住房的均衡价格与需求因子 W_j 则是无关的。决定住房均衡价格的因素是市场垄断程度 $m/(m-1)$ 、资本和土地的要素成本价格 δ 和 σ 、生产技术 A 以及参数 ρ 。

3. 模型的启示

以上分析了在土地供给无弹性和有弹性条件下的住房市场均衡结果,当然,完全弹性的土地供给在现实中显然是不可能的,弹性供给假设的结果只是作为理论上的分析,本文更关心土地供给缺乏弹性假设的结论,将式(22)取对数,得到：

$$\ln(P_j) = (1-\rho)\ln\left(\frac{W_j}{L}\right) - \ln A + \rho\ln\left(\frac{m}{m-1}\right) + \rho\ln\delta - \rho\ln\rho \quad (34)$$

结合式(18)中关于 W_j 的定义,可以发现,式(34)对应的结论,如生产技术、垄断程度、资本成本、居民收入、土地供给、抵押贷款利率等对房价的作用都是合乎直觉的。另外,父母对子女的利他主义程度 γ_1 越大,住房消费越高;对子女的利他主义程度 γ_2 越大,住房消费越低,因为父母必须为子女的未来储备资金。同时, W_j 中所包含的人口因子 $pop_j = pop_{j-1}(1+n_{j-1})$ 表明上一代生育人口在进入婚龄组建家庭时,将对住房需求和价格产生影响。下面,本文利用中国省级面板数据验证婚龄人口冲击对中国在2003年后的房价飙升起到了重要作用这一命题。

三、中国的经验证据

(一) 数据和方法

在本研究所使用的数据中,1998—2013年的各省初婚登记人口数据来自于历年《中国民政统计年鉴》,用初婚登记人口除以各省当年总人口得到登记初婚率。省级住房价格和建筑安装工程造价数据来自于历年《中国统计年鉴》,5年期以上的中长期贷款利率来自于央行数据,用利率执行的月数来加权平均为年均的贷款利率,再用各省的CPI调整为实际贷款利率。20世纪70年代至90年代的人口出生率数据来自于

《新中国 60 年统计资料汇编》，其中广东的出生率数据在 1973 年、1974 年、1976 年、1977 年缺失，本文假设其出生率变化与全国保持一致来推算补齐数据。各个省份 GDP 实际增长率来源于历年《中国统计年鉴》。变量的变量名标记和描述性统计见表 1^①。

表 1 变量命名和描述性统计

变量释意	变量名	均值	最小值	最大值	标准差	样本期
对数实际房价增长率	<i>lnrhpg</i>	0.067 3	-0.226 7	0.425 2	0.084 9	1999—2014
对数人均实际 GDP 增长率	<i>lngdpr</i>	0.108 8	0.049 7	0.213 5	0.022 1	1998—2013
对数实际房屋建筑安装工程计价指数	<i>lnrcpt</i>	0.013 4	-0.059 9	0.122 4	0.028 3	1998—2013
对数实际长期贷款利率	<i>lnrmrate</i>	0.044 2	-0.022 4	0.124 4	0.024 4	1998—2013
M2/名义 GDP	<i>m2gdp</i>	1.579 3	1.231 1	1.881 8	0.181 6	1998—2013
登记初婚率	<i>mar_rate</i>	0.013 7	0.002 5	0.028 4	0.003 4	1998—2013
全国出生率(滞后 24 年)	<i>nbirthr24</i>	20.936 3	17.820 0	24.820 0	1.981 7	1975—1990
各省出生率(滞后 24 年)	<i>birthr24</i>	20.059 1	9.060 0	40.760 0	5.318 6	1975—1990
住房限购令虚拟变量	<i>nobuy</i>	0.25	0	1	0.433 5	1999—2014

在过去研究房价问题的文献中，部分文献的被解释变量是房价增长率，部分文献的被解释变量则是房价水平。在本文中，被解释变量采用对数实际房价增长率(*lnrhpg*)而非房价水平。其原因是，对计量模型而言，变量的非平稳性容易导致如虚假回归等问题对模型造成干扰，特别是对于变量间的因果性关系研究而言，如房价这种水平变量不可避免的有不断上涨的时间趋势，会对估计造成干扰^②。因此，在本文计量模型中被解释变量是房价增长率，而解释变量也都是登记初婚率、建筑安装成本价格增长率、贷款利率、M2/GDP 等这种比率变量，而不是水平变量。此外，2011 年开始的城镇住房限购令对于我国房地产市场造成了很大的冲击，为了控制这一因素，本文还加入了住房限购令的虚拟变量 *nobuy*。

本文使用面板数据横截面固定效应估计，这是因为，横截面固定效应估计本质上做的是有约束的时序回归，其结果更多是用时间序列上的信息得出的(Kennedy, 2003; 刘学良和陈琳, 2011)，而本文试图研究和分析的是几十年前的生育冲击造成的结婚人口高峰对房价增长是否产生影响及影响程度，因此主要也是分析时序上的相关和因果关系。另外，模型的截面固定效应检验也是通过的。

总之，估计所用的基本模型表达式如下：

$$\ln rhpg_{it} = \beta_1 \ln gdpr_{it-1} + \beta_2 \ln rcpt_{it-1} + \beta_3 m2gdp_{it-1} + \beta_4 \ln rmrate_{it-1} +$$

- ① 注意本研究没有引入地价的增长率这一变量，这是因为：(1)引入地价变量会引出一个内生性问题，即究竟是房价影响地价还是地价影响房价的问题，已有的研究大多证实是房价影响地价，而不是反过来；(2)即使引入地价变量，也不会改变本文的主要结论，具体结果可联络作者。为了规避内生性问题，本文计量模型略去地价。
- ② 这部分也是为什么史青青等(2010)和徐建炜等(2011)都试图用省际面板和抚养比(劳动人口占比)进行研究却得出完全不同结论的原因，后者回归中的变量为水平变量(房价水平等)，而史青青等认为水平变量是非平稳的，因此回归中的变量为比率变量(房价增长率等)。

$$\beta_5 mar_rate_{it-1} + \beta_6 nobuy + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (35)^{\text{①}}$$

(二) 经验检验和分析

1. 估计结果

表2分别给出了横截面固定效应估计,加入被解释变量一阶滞后的固定效应估计,以及动态面板的 Anderson-Hsiao 差分工具变量估计,来克服加入一阶滞后被解释变量引起的内生性问题,从多种模型设定来看在不同模型设定和估计方法下各变量,尤其是登记初婚率 *mar_rate* 的结果是否稳健。

表2 估计结果 1

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnrhpg</i>	<i>lnrhpg</i>	<i>lnrhpg</i>
L. <i>lnrhpg</i> (L.实际房价增速)		-0.105 2** (0.048 4)	-0.153 1 (0.100 2)
L. <i>lngdpr</i> (L.实际 GDP 增速)	-0.024 9 (0.216 1)	0.056 3 (0.233 5)	-1.146 6*** (0.397 8)
L. <i>lnrctp</i> (L.实际建筑安装成本指数)	0.631 6*** (0.149 1)	0.702 7*** (0.153 9)	0.576 3*** (0.165 7)
L. <i>m2gdp</i> (L.M2/GDP)	0.189 2*** (0.035 5)	0.256 5*** (0.042 2)	0.318 9*** (0.093 1)
L. <i>lnrmrate</i> (L.实际中长期贷款利率)	-0.411 3* (0.209 8)	-0.385 9 (0.237 7)	-1.040 7*** (0.337 9)
L. <i>mar_rate</i> (L.登记初婚率)	4.673 7*** (1.497 4)	4.483 0*** (1.531 4)	9.062 5*** (2.834 7)
<i>nobuy</i> (住房限购虚拟变量)	-0.121 1*** (0.013 7)	-0.137 6*** (0.015 1)	-0.126 1*** (0.023 1)
Constant	-0.252 8*** (0.061 2)	-0.358 3*** (0.068 4)	-0.008 3 (0.006 6)
观测值	480	450	390
R2	0.214 8	0.230 1	0.266 0
LM 识别不足检验 (P 值)	—	—	91.086 (0.000 0)
内生性检验 (P 值)	—	—	18.772 (0.000 0)
估计方法	FE OLS	FE OLS	Anderson-HsiaoDiff IV

注: 括号内数据为标准误。*、**、***分别代表 10%、5%、1% 的 P 值水平显著。FE OLS 意为有截面固定效应的 OLS 估计。列 3 中的 A-H 估计因为只有滞后项一个工具变量,模型是恰好识别的。

表 2 结果显示 L.*lngdpr* 的系数并不稳健,显著性有明显变化,这表明房价的增长率并不明显受上一期当地的实际人均 GDP 增速的影响^②。L.*lnrctp* 显著为正,并且系数

① 本文试图证实 2003 年后的结婚人口高峰导致的刚性需求推高了房价增长率。需要注意的是,在理论模型中没有考虑人口死亡、迁移以及人们的婚姻选择行为。因此,OLG 的模型框架下,上一代出生人口与当代结婚人口是完全相同的。考虑到人口死亡、迁移以及人们婚姻选择行为的存在,在计量模型中用初婚登记结婚率作为被解释变量。

② 如果我们换用同期的人均 GDP 增长率,则估计结果会变为正且显著性有很大改善,但这时会存在 GDP 增长和房地产市场的内生性问题。

均接近但略小于1,因此这说明房屋建筑安装成本造价的波动基本会以小于1的比例反应到房价上来。实际贷款利率 $L.lnrmrate$ 和经济货币化程度 $L.m2gdp$ 也都是符合直觉且稳健的。最后,本研究关心的登记初婚率 $L.mar_rate$ 系数均显著为正,显示居民的初婚登记率对实际房价增长率产生明显的影响,模型初步证实了我们的假说。

2. 买房的内生性和工具变量估计

住房在居民生活,尤其是婚姻生活中扮演重要的地位。房子不仅是满足居住功能的一种生活必需品,还提供给人们归属感和满足感,拥有住房和住房质量的提高会明显提高居民的幸福感。李涛等(2011)的研究发现,拥有自有产权住房对居民的生活幸福感有十分明显的作用。刘学良和李启航(2011)的研究则发现,拥有自有产权住房会显著提高居民,尤其是女性的婚姻幸福感。将住房放在婚姻竞争的框架下,其作用会更加凸显,在婚姻市场信息不对称的背景下,能够买得起像样的住房是人们财力的重要信号,使得他们在婚姻市场的竞争中占据优势。Wei 和 Zhang(2009)以及 Du 和 Wei (2010)认为,中国当前的高储蓄率,部分来自于由于性别失衡导致婚姻市场竞争加剧,使得家庭必须为子女婚姻储蓄,从而提高了居民的储蓄率,其中储蓄的重要目的即是为了购买住房。田传浩和方丽(2012)则利用微观数据证实,住房的质量将会显著影响到居民在婚姻市场上的竞争力,房子越好,男性越容易获得配偶,并且配偶的质量也会越高。

这些研究都意味着,婚姻产生了对住房刚性需求的同时,反过来也会受到住房问题的影响。所谓的“丈母娘需求”尽管听来粗鄙,却直接反映了住房在婚姻中的重要地位。因此,当房价高速增长时,高企的房价会提高人们的结婚成本,可能导致人们结不起婚,从而推迟婚姻行为,这造成基本模型设定中存在内生性问题,使得对初婚登记率的估计可能产生向下的偏误。即使用一阶滞后的登记结婚率这种方式也可能无法完全解决内生性的问题^①。

然而,人们不会因为预期未来二十多年后,当子女长大成人时房价会很高致使子女结不起婚,而选择不生育子女。同时,生育行为却会与二十多年后的婚姻行为高度相关,因为人们会在步入法定结婚年龄后集中结婚,在本文的样本中,各省的登记初婚率和各省滞后 24 年的人口出生率的相关系数是 0.21。

因此,这里本文用出生率作为初婚登记率的工具变量,来控制可能的内生性问题,并考察这对模型结果的影响。在工具变量的滞后期选择上,根据 2005 年中国 1% 人口抽样调查数据,2005 年中国的登记结婚人群平均初婚年龄为 24.61,再考虑到结婚年龄的右偏分布问题^②,因此这里选择滞后 24 年的出生率作为初婚登记率的工具变量。同

① 房价预期、房价增长的序列相关等种种因素都会对婚姻行为产生影响,变量的一阶滞后作工具变量一般是在缺乏其他合适工具下最后的选择。

② 中国的法定男性初婚年龄为年满 22 岁,而根据 2005 年中国 1% 人口抽样调查数据,2005 年中国的登记结婚人群平均初婚年龄为 24.61 岁。由于结婚年龄是一个右偏分布,右偏分布一般会有众数<中位数<均值,如果平均初婚年龄是 24.61 岁,则中位数和众数理论上应落在法定初婚年龄 22 和 24.61 岁之间。

时,工具变量既包括各省的出生率(*birthr24*),也包括全国的出生率(*nbirthr24*),这是因为人口迁移使得人们在某地出生却可能在其他地区注册结婚并且购买住房。例如,北京市的初婚登记人群中除了生于北京的市民还包括大量生于外地而迁移到北京的人口。模型的工具变量估计结果见表3。

表3 工具变量估计结果

变量	(1) <i>lnrhpg</i>	(2) <i>lnrhpg</i>	(3) <i>lnrhpg</i>
<i>L.lnrhpg</i> (L.实际房价增速)		-0.129 2** (0.056 4)	-0.056 6 (0.138 8)
<i>L.lngdpr</i> (L.实际GDP增速)	-0.392 0 (0.269 2)	-0.269 6 (0.288 8)	-0.945 1 (0.584 4)
<i>L.lnrctp</i> (L.实际建筑安装成本指数)	0.703 6*** (0.171 0)	0.730 8*** (0.178 1)	0.484 9** (0.242 9)
<i>L.m2gdp</i> (L.M2/GDP)	0.168 8*** (0.040 9)	0.210 1*** (0.050 9)	0.357 0*** (0.133 5)
<i>L.lnrmrate</i> (L.实际中长期贷款利率)	-0.606 2** (0.245 6)	-0.498 5* (0.277 1)	-1.353 8*** (0.490 7)
<i>(L.mar_rate)</i> L.登记初婚率	22.266 3*** (5.530 4)	23.128 2*** (6.147 4)	62.194 2** (30.146 1)
<i>nobuy</i> (住房限购虚拟变量)	-0.185 6*** (0.024 8)	-0.199 7*** (0.026 2)	-0.097 0*** (0.036 3)
Constant	-0.397 3*** (0.082 4)	-0.481 1*** (0.088 8)	-0.032 9* (0.016 8)
观测值	480	450	390
R2	0.097 2	0.095 7	0.000 3
LM 识别不足检验(P 值)	42.668 (0.000 0)	34.829 (0.000 0)	6.816 (0.033 1)
内生性检验(P 值)	14.655 (0.000 1)	13.631 (0.000 2)	35.351 (0.000 0)
估计方法	面板 IV	面板 IV	Anderson-HsiaoDiff IV

从表3看,滞后24年的出生率做初婚登记率的工具变量得到的估计结果仍然显著,内生性检验的P值接近于0,表明工具变量估计和普通估计的结果有明显差异。并且,与表2相比,表3每个模型中初婚登记率的系数值都有明显向上的提高,这意味着原模型确实可能有内生性导致的向下的估计偏误。

3. 各变量对房价增长率最终作用的贡献度分析

如前所述,过去的研究大多解释了房价或者房价增长率的波动,但未能说明为什么房价增速从2004年来出现长期的提高:部分实证文献只分析了解释变量的作用方向和显著性,但一个变量与房价增长率正相关并不意味着他能解释房价增长率的高企,因为还需要看这个变量本身的变化趋势,反之亦然^①。

① 举个例子,变量 $x1=\{3,4,3,4,3,4,3,4\}$, 变量 $x2=\{0,0,0,0,5,5,5,5\}$, 两者的线性组合 $x1+x2+e$ 组合构成一个新的序列 $y=\{3,4,3,4,8,9,8,9\}+e$, e 为随机扰动。拿 y 对 $x1$ 和 $x2$ 回归,可以预期 $x1$ 和 $x2$ 都应该是显著的,但是 $x1$ 和 $x2$ 对于 y 的作用机制和效果明显是完全不同的, $x1$ 只是周期性的上下波动,而 $x2$ 则在样本前后有结构性的明显上升。忽视了这一问题在过去一些试图解释房地产价格波动研究的重要缺陷之一。

为解决此问题, 本文将样本时间分为两段, 即 1999—2003 年及 2004—2014 年, 来分析究竟哪些变量导致了 2004 年后的房价增速提升。设回归方程为:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta_1 + z_t\beta_2 + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

估计后的样本拟合方程为:

$$\hat{y}_{it} = \alpha_i + x_{it}b_1 + z_tb_2 \quad (37)$$

将拟合值分 1999—2003 年和 2004—2014 年两段在组内平均并相减, 即为:

$$\begin{aligned} & \sum_{t=2004}^{2014} \hat{y}_{it} / 11 - \sum_{t=1999}^{2003} \hat{y}_{it} / 5 = \\ & \sum_{t=2004}^{2014} (\alpha_i + x_{it}b_1 + z_tb_2) / 11 - \sum_{t=1999}^{2003} (\alpha_i + x_{it}b_1 + z_tb_2) / 5 \end{aligned} \quad (38)$$

式(38)即为每个省份在 2004—2014 年平均房价增长率与 1999—2003 年平均房价增长率之差, 通过上式就可算出每个变量对各个省份 1999—2003 年与 2004—2014 年阶段可解释的房价增长率差异的贡献。在本研究中, 我们更关注整个国家的情况, 那么, 再对式(38)取截面的平均:

$$\begin{aligned} & \left[\sum_{i=1}^{30} \sum_{t=2004}^{2014} \hat{y}_{it} / 11 - \sum_{i=1}^{30} \sum_{t=1999}^{2003} \hat{y}_{it} / 5 \right] / 30 = \\ & \left[\sum_{i=1}^{30} \sum_{t=2004}^{2014} (x_{it}, z_t) / 11 - \sum_{i=1}^{30} \sum_{t=1999}^{2003} (x_{it}, z_t) / 5 \right] \times [b_1, b_2]' / 30 \end{aligned} \quad (39)$$

这样, 就可以得到全国范围平均房价增长率的结果。

本文以表 3 中模型(1)的估计结果为例来进行式(39)的操作, 从而分析中国 2004 年来房价增速大幅提升的各变量之贡献。可被解释的房价增长率之差及各个变量贡献如表 4 所示。

表 4 各变量对房价增长率最终贡献结果 1

<i>diffy</i>	L.lngdpr	L.lnrctp	L.m2gdp	L.lnrtrate	L.mar_rate	nobuy
0.041 1	-0.010 5	-0.003 5	0.050 2	0.021 8	0.050 5	-0.067 5

注: 以上结果仍为对数, 因此已被解释的 1999—2003 年与 2004—2014 年的年均实际房价增长率差异为 $\exp(0.0411) = 1.042$, 即年均 4.2% 的实际房价增速差异。

从表 4 可以发现, 表 3-(1)的模型可以解释全国在 1999—2003 年与 2004—2014 年的年均房价增长率差异 0.0411。可以算出, 真实的全国在这两个时期平均房价增长率差距为 0.0422, 最终的结果只有 2.7% 的误差, 因此在全国水平的样本拟合效果十分令人满意。观察各个变量对房价增长率的最终作用, 实际 GDP 增长率、限购令和建筑安装成本价格的作用为负(部分因为近年来经济形势下滑导致建筑安装成本价格增速下降)、而长期贷款利率、M2/GDP 以及登记初婚率最终都对样本期内房价增长率的上升起到了正向作用, 即使其估计参数本身可能是负的(如贷款利率)。将结果为负的变

量挪到等式左边,得到最终起到正向作用变量的贡献率如下:

表 5 显示,如下三个因素使得实际房价增长率提高了 13.04 个百分点 ($\exp(0.1226) - 1$)。其中,初婚登记结婚率贡献了 41.19% 的作用,除此之外,经济货币化程度 M2/GDP 贡献了 40.95%,贷款利率贡献了 17.78%。

表 5 各变量对房价增长率最终贡献结果 2

<i>diffy2</i>	<i>L.m2gdp</i>	<i>L.lnrbrate</i>	<i>L.mar_rate</i>
0.122 6	0.050 2	0.021 8	0.050 5
1	0.409 5	0.177 8	0.411 9

注:第 3 行为各变量贡献的比例。

四、结 论

住房价格持续、快速上涨是当前中国最重要的经济和社会现象之一,究竟是什么导致了这种现象的出现呢?本文尝试从婚姻人口冲击这一角度出发对此问题做出解答。论文首先以世代交叠模型为基础建立了有外生生育率的家庭生命周期消费选择模型,得出了住房的需求函数。然后假设住房的供给市场采取古诺形式的垄断竞争模式,分别讨论了住房的生产要素土地供给无弹性和有弹性的情况,构建了住房市场的理论模型。然后,基于 30 个省级行政区 1999—2014 年面板数据的实证研究证实,中国过去十几年来的登记初婚人口的变化,对这一时期的房价波动产生了十分显著的影响,上世纪 1981—1991 年的婴儿潮人群在 2003 年后进入婚龄并组建自己的家庭所产生的刚性需求显著推高了 2004 年后的房价增长率。这一发现警示我们两个问题。

第一,如果婚姻人口冲击造成的刚性需求是造成 2004 年以来中国住房价格持续大幅上涨的主要原因之一,则有必要对过去政府住房市场调控政策的思路和做法进行检讨和反思。如果住房价格暴涨是由于投机等因素引发,则政府确实有必要加以干预,提高交易和持有环节税费等做法预期能取得显著效果。但如果忽视了婚姻人口冲击对于 2004 年以来房价暴涨所产生的推波助澜的作用,则有可能引起政策调控上的误导。中国过去的房地产调控主要通过贷款利率、首付比例、税收等经济手段和限购等行政手段来实现,这些政策都是通过打压需求来实现调控目的。这种调控方式有两个负面后果:其一,打压需求的调控方式都是通过提高居民买房的成本、增加买房困难来实现的,这种政策在一定程度上打击了投资性需求的同时,会造成极大的误伤,直接损害了刚需购房者的切身利益。房地产调控的根本目的不应是为了使房价上涨率降低几个百分点,而是让老百姓有能力承受购房开支和改善居住条件。如果一味地将房价上涨率作为政策调控的核心目标,实际上却加重了老百姓的购房负担,这种调控政策是本末倒置。其二,打压需求的调控方式很多时候只是推后延迟了需求,但需求仍然存在而不

是被消灭,被延迟的需求仍然会到来,并为房价提供支撑。这也是为什么中国采用了如此严厉的房地产调控政策却只能起到一时之功而长期房价仍然不断上涨的根本原因。在这种情况下,采取措施加大包括商品房、保障房在内的住房供应力度,将会更有效的控制由于供求差别所造成的房价上涨。

第二,这种由于婚姻人口冲击引发的住房市场繁荣具有明显的周期性特征。中国出生率在 1987 年达到顶峰后就开始缓慢下滑,到 1991 年时这次生育高峰基本结束,20 世纪 90 年代出生率快速下降,1999 年时,出生率已经下降到 14.64%。1991—2001 年的平均出生率仅为 16.55%,明显低于 1981—1991 年 21.34%的平均水平。因此,随着 20 世纪 80 年代的婴儿潮人群度过其婚姻和成家立业的高峰,在这之后,这种婚姻和成家立业引起的住房刚性需求将减弱并对房价施加向下的压力。按照 24 年的滞后期,这一变化的时间点或将在 2014—2015 年。我们必须警惕住房市场的这种可能变化,尤其是其可能带来的对中国宏观经济的冲击。

参考文献

- [1] 杜敏杰,刘霞辉.人民币升值预期与房地产价格变动[J].世界经济,2007(1):81-88.
- [2] 段忠东.房地产价格与通货膨胀、产出的关系——理论分析与基于中国数据的实证检验[J].数量经济技术经济研究,2007(12):127-139.
- [3] 姜春海.中国房地产市场投机泡沫实证分析[J].管理世界,2005(12):71-84.
- [4] 况伟大.预期、投机与中国城市房价波动[J].经济研究,2010a(9):67-78.
- [5] 况伟大.利率对房价的影响[J].世界经济,2010b(4):134-145.
- [6] 李 涛,史宇鹏,陈斌开.幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题[J].经济研究,2011(9):69-82.
- [7] 梁云芳,高铁梅.中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J].经济研究,2007(8):133-142.
- [8] 刘金娥.我国房地产市场泡沫的成因分析[J].山西财经大学学报,2010(2):62-67.
- [9] 刘莉亚.境外“热钱”是否推动了股市房市的上涨?[J].金融研究,2008(10):48-70.
- [10] 刘学良,陈 琳.横截面与时间序列的相关异质——再论面板数据模型及其固定效应估计[J].数量经济技术经济研究,2011(12):96-114.
- [11] 刘学良,李启航.门当户对的婚姻会更幸福吗?基于居民婚姻幸福程度实证分析的研究[C].中国经济学会 2011 年年会.
- [12] 任木荣,刘 波.房价与城市化的关系——基于省际面板数据的实证分析[J].南方经济,2009(2):41-49.
- [13] 史青青,费方域,朱微亮.人口红利与房地产收益率的无关性[J].经济学(季刊),2011(1):271-290.
- [14] 宋 勃.房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验:1998—2006[J].经济科学,2007(5):41-53.

- [15] 田传浩, 方 丽. 筑好巢才能引好风: 农村住房投资和婚姻缔结[R]. 世界华人不动产学会 2012 年年会.
- [16] 王先柱. 汇率与房价变动的关系——基于汇改后数据的实证研究[J]. 山西财经大学学报, 2009(6): 46-51.
- [17] 徐建炜, 徐奇渊, 何 帆. 房价上涨背后的人口结构因素: 国际经验与中国证据[J]. 世界经济, 2012(1): 24-42.
- [18] 张 涛, 王学斌, 陈 磊. 公共设施评价中的异质性信念与房产价格——中国房产泡沫生成的可能解释[J]. 经济学(季刊), 2008(1): 111-124.
- [19] 邹至庄, 牛霖琳. 中国城镇居民住房的需求与供给[J]. 金融研究, 2010(1): 1-11.
- [20] Cai H., Henderson JV., Zhang Q. China's Land Market Auctions: Evidence of Corruption [R]. NBER Working Paper, 2009, No. w15067.
- [21] Cocco JF. Portfolio Choice in the Presence of Housing [J]. Review of Financial Studies, 2005(2): 535-67.
- [22] Du Q., Wei S J. A Sexually Unbalanced Model of Current Account Imbalances [R]. NBER Working Paper, 2010, No. w16000.
- [23] Engelhardt GV., Poterba JM. House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence [J]. Regional Science and Urban Economics, 1991(4): 539-46.
- [24] Glaeser EL., Gyourko J., Saiz A. Housing Supply and Housing Bubbles [J]. Journal of Urban Economics, 2008(2): 198-217.
- [25] Gyourko J., Mayer CJ., Sinai TM. Superstar Cities [R]. NBER Working Paper, 2006, No. w12355.
- [26] Hamilton BW. The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market a Second Look [J]. Regional Science and Urban Economics, 1991(4): 547-52.
- [27] Hendershott PH. Are Real House Prices Likely to Decline by 47 Percent? [J]. Regional Science and Urban Economics, 1991(4): 553-63.
- [28] Holland AS. The Baby Boom and the Housing Market: Another Look at the Evidence [J]. Regional Science and Urban Economics, 1991(4): 565-71.
- [29] Kennedy P. E. A Guide to Econometrics 5th Edition [M]. MIT Press, 2003.
- [30] Ley D., Tutchener J. Immigration, Globalization and House Prices in Canada's Gateway Cities [J]. Housing Studies, 2001(2): 199-223.
- [31] Mankiw NG., Weil DN. The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market [J]. Regional Science and Urban Economics, 1989(2): 235-58.
- [32] Ohtake F., Shintani M. The Effect of Demographics on the Japanese Housing Market [J]. Regional Science and Urban Economics, 1996(2): 189-201.
- [33] Ortalo-Magné F., Rady S. Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints [J]. Review of Economic Studies, 2006(2): 459-85.
- [34] Piazzesi M., Schneider M., Tuzel S. Housing, Consumption and Asset Pricing [J]. Journal of

- Financial Economics, 2007(3): 531-69.
- [35] Saiz A. Room in the Kitchen for the Melting Pot: Immigration and Rental Prices [J]. Review of Economics and Statistics, 2003 (3): 502-21.
- [36] Saiz A. Immigration and Housing Rents in American Cities [J]. Journal of Urban Economics, 2007(2): 345-71.
- [37] Shiller R. Irrational Exuberance First Edition [M]. Princeton University Press, 2000.
- [38] Shiller R. Irrational Exuberance Second Edition [M]. Princeton University Press, 2005.
- [39] Swan C. Demography and the Demand for Housing a Reinterpretation of the Mankiw-Weil Demand Variable[J]. Regional Science and Urban Economics, 1995 (1): 41-58.
- [40] Wei SJ., Zhang X. The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China[R]. NBER Working Paper, 2009, No. w15093
- [41] Woodward SE. Economists' Prejudices: Why the Mankiw-Weil Story Is Not Credible[J]. Regional Science and Urban Economics, 1991 (4): 531-37.
- [42] Yao R., Zhang HH. Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints[J]. Review of Financial Studies, 2005 (1): 197-239.

Demographic Shock, Marriage and the Housing Market

Liu Xueliang¹, Wu Jing² and Deng Yongheng³

(1. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100086, China;

2. Institute of Real Estate Studies, Tsinghua University, Beijing 100084, China;

3. Institute of Real Estate Studies, National University of Singapore, Singapore)

Abstract: The persistent and rapid growth of housing price is one of the most important social economic challenges faced in China in recent years. This paper investigates this phenomenon from the demography perspective. We propose a partial equilibrium theoretical model of housing market based on the household lifecycle consumption framework and a Cournot type of monopolistic competition model. Our new model suggests a positive effect of exogenous fertility rate shock on housing demand and then house price. This hypothesis is also supported by the empirical test using a panel data of 30 Chinese provinces. We find that the housing demand from new marriages of the baby boomers from the 80's is one of the significant factors contributing to the housing price surge after 2004. It is also evidenced that such demographic driven housing boom is highly cyclical; as a result, when the surge of demand from demographic shock comes to an end, we may encounter a contraction of housing demand, and a shock on macroeconomic stability.

Keywords: Marriage; Baby Boom; Housing Market; Housing Price

JEL Classification: R21 R23 E31