

子女数量与家庭购房:分化与选择^{*}

杨欣桐 易成栋

内容提要:“全面二孩”政策颁布后,中国家庭在生育行为上有了更大的选择空间。但“全面二孩”政策在现实中遇冷,并未达到理想预期。同时,房价快速攀升也带来收入与住房不平等问题。收入与住房不平等是否会带来生育不平等,这是一个在文献中鲜被关注却具有现实意义的问题。首先,本文通过建立生命周期模型与数值模拟发现,低收入家庭无法承担孩子的养育成本以及住房购买费用,既生不起孩子也买不起房子;中等收入家庭因高昂的孩子养育成本和住房价格而受到预算约束,只能在生孩子与买房子之间二选一;高收入家庭不受约束,可以进行生育与购房的双重优化。其次,本文使用2014年、2016年和2018年中国家庭追踪调查数据,利用“全面二孩”政策缓解家庭决策的内生性,对理论模型进行实证检验。结果表明,“全面二孩”政策实施前拥有住房能够显著提高所有家庭生育二孩的概率,但对于中低收入家庭来说,生育二孩会降低其购房数量及新增购房概率;而对于高收入家庭来说,生育二孩会显著提高其购房数量及新增购房概率。

关键词:生育选择 购房选择 收入分化

作者简介:杨欣桐,首都经济贸易大学国际经济管理学院副教授,100070;

易成栋,中央财经大学管理科学与工程学院教授,100081。

中图分类号:F063.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2022)05-0096-15

一、引言

为了促进我国人口均衡发展,2015年党的十八届五中全会决定,坚持计划生育的基本国策,完善人口发展战略,全面实施一对夫妇可生育两个子女政策。2015年12月27日,全国人大常委会表决通过了《人口与计划生育法》(修正案)，“全面二孩”政策于2016年1月1日起正式实施。这是对实施了30多年的计划生育政策的重大调整。然而,生育政策的调整并没有起到显著提振生

^{*} 基金项目:国家自然科学基金青年项目“结构转型视角下房地产部门对经济增长的作用机制与效应研究”(72003136);国家社会科学基金一般项目“供求协同演化视角的老龄化、生育政策调整对中国房地产业的作用机制和效应研究”(16BRK023);国家自然科学基金面上项目“基于城市网络视角的都市圈住房市场时空演化机理、效应和引导策略”(72174220)。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。易成栋电子邮箱:chdyi@cufe.edu.cn。

育的作用。国家统计局数据表明,2016年“全面二孩”政策实施后,我国生育率并未显著提高,相反却呈现总体下降的趋势。2021年8月,全国人大常委会表决通过了《关于修改〈人口与计划生育法〉的决定》,正式执行“三孩”生育政策,国家采取财政、税收、保险、教育、住房、就业等支持措施,减轻家庭生育、养育、教育负担。“三孩”生育政策的效果如何,举国上下均拭目以待。在这样的大背景下,探究我国家庭生育决策背后的影响因素成为目前学术界亟待解决的重要问题,以期优化生育政策提供决策支持。

近年来,伴随着经济的高速增长,中国的住房市场也经历了繁荣发展。1987—2016年,全国商品房平均销售价格上涨约17.32倍。房价的快速攀升带来了住房不平等,一方面,“买房难”成为无房中低收入群体所面临的普遍焦虑(张川川,2016);另一方面,高收入家庭所购入住房超出实际居住需求,进一步推高了住房价格(张川川等,2016;徐舒、陈珣,2016)。住房不平等通过租金收益和抵押贷款等渠道加剧收入不平等,进而导致消费不平等(赵伟、耿勇,2020)。住房不平等也带来生活机会不平等,对社会分层有重要影响(魏万青、高伟,2020)。

现有文献对收入与住房不平等给消费以及其他生活机会等方面带来的不平等已有研究,但是收入与住房不平等是否会引起生育不平等进而抑制生育率在文献中则鲜被关注。本文从家庭微观经济单元视角出发,针对不同收入群体,探究家庭生育选择与购房选择之间的相互作用关系。对这个问题的解答不仅能够识别影响家庭生育决策的重要因素,而且能够帮助厘清家庭生育子女数量对购房需求的影响,对提振生育并实现住房市场调控目标均具有重要的理论与现实意义。

研究家庭生育选择与购房选择之间的相互作用关系面临的最大难点为,家庭生育选择与购房选择都属于家庭决策,因此存在以下两个方面的内生性。第一,生育选择与购房选择之间存在双向因果关系;第二,遗漏变量导致内生性,一些无法观测到的家庭异质性导致误差项与解释变量相关,如对高质量、大面积住房的强烈偏好将对家庭生育选择产生潜在影响。这些内生性问题将使得普通回归分析存在偏误。为了解决这个难点,首先,本文建立一个包含代际赠予关系、生育选择以及购房选择的生命周期模型,探讨不同收入群体家庭生育选择与购房选择的相互作用关系;其次,本文利用2016年的“全面二孩”政策变量来缓解家庭生育行为的内生性问题,利用2014年、2016年和2018年中国家庭追踪调查(China Family Panel Survey, CFPS)数据对上述理论分析结果进行实证检验。

本文余下部分结构安排如下:第二部分为文献综述,并说明本文的创新之处及对该研究领域的贡献;第三部分介绍理论模型,并展示对模型的模拟仿真结果;第四部分进行实证分析,并呈现实证检验结果;第五部分为结论与启示。

二、文献综述

现有文献中已有大量关于人口结构如何影响住房需求,以及住房需求如何影响人口生育率和家庭生育选择的研究。关于人口结构如何影响住房需求这一问题,Mankiw和Weil(1989)研究发现“婴儿潮”所带来的人口结构变化能够很好地解释美国1970—1990年的住房价格变化。自此,国内外学者对人口结构与住房需求问题展开了研究。徐建炜等(2012)对中国情况的研究进一步证实了Mankiw和Weil(1989)关于人口结构、住房需求与住房价格的结论。除去人口结构这一因素外,李超等(2015)指出,城市常住人口和流动人口数量、居民收入分配、人力资本状况以及人口抚养比均对中国城市住房需求具有深远影响。尽管这些研究对微观数据也有涉及,但研究出发点

大多基于国家(徐建炜等,2012)或各地级市和地级以上城市(李超等,2015)。

关于住房需求如何影响人口生育率和家庭生育选择这一问题,易君健和易行健(2008)、李江一(2019)、葛玉好和张雪梅(2019)、胡佩和王洪卫(2020)的研究均对理解生育选择与购房选择之间的相互作用关系非常重要,但这些研究在考虑二者之间的相互影响时,大多从房价与人口生育率等宏观视角入手,缺少微观家庭视角。本文从微观家庭内部着手,利用微观家庭调查数据,研究家庭购房情况与生育决策之间的相互作用关系,是对现有文献中宏观研究视角的有益补充。

现有文献中也不乏从微观家庭视角切入的研究,如易成栋等(2018)、蔡宏波等(2019)从微观视角出发,研究家庭生育选择与购房选择之间的相互作用关系,但缺乏对二者之间内生性的有效控制。“全面二孩”政策是研究家庭生育选择与购房选择之间相互作用关系的理想政策变量,能够有效缓解家庭决策的内生性问题。现有的相关研究(顾和军等,2017;汪伟等,2020)对“全面二孩”政策所带来的影响有所涉及,但是并未将其作为政策变量使用。CFPS数据的更新为利用“全面二孩”政策解决内生性问题提供了可行性,因此本文在实证分析部分使用CFPS中2014年、2016年和2018年的家庭数据,利用“全面二孩”政策的实施有效控制了家庭生育决策实证研究时经常面对的内生性问题。之前的实证研究常采用子女出生顺序和双胞胎作为工具变量(Black等,2005)、亚洲家庭对儿子的偏好作为工具变量(Lee,2008)、中国农村地区放松独生子女政策作为自然实验(Qian,2009)来解决家庭生育选择的内生性问题,本文利用“全面二孩”政策变量对家庭生育选择如何影响其购房选择进行双重差分(Difference-in-Difference, DID)回归,是对现有文献中解决家庭生育选择内生性问题方法的补充。

除上述实证方法外,构建结构性理论模型并在其基础上进行校准模拟也能够解决家庭决策中的内生性问题。研究家庭生育选择与购房选择之间的相互作用关系,需要构建同时考虑家庭生育选择、购房选择以及父母和子女之间代际赠予关系的理论模型。在研究家庭生育选择的理论文献中,最早的研究可以追溯到Wolpin(1984)、Eckstein和Wolpin(1985)、Mace(1998)通过建立动态模型来研究家庭最优生育选择问题。郭凯明和颜色(2017)建立了包含家庭收入异质性和内生家庭生育选择的增长模型。在研究家庭购房选择的理论文献中,Yao和Zhang(2005)、Ortalo-Magne和Rady(2006)、Flavin和Nakagawa(2008)、Yang(2009)、Li等(2016)从带有房产的最优资产配置组合角度研究了家庭最优购房选择问题。在研究代际赠予关系的理论文献中,Laitner(2002)、De Nardi(2004)、Ocampo和Yuki(2006)、Imrohoroglu和Zhao(2018)将父母和子女之间代际赠予关系加入生命周期模型中。将父母和子女之间代际赠予关系与带有家庭生育选择和购房选择的理论模型进行有机融合,对认知中国家庭生育选择与购房选择之间的作用机制至关重要。但据我们所知,现有文献中还不存在一个同时考虑家庭生育选择、购房选择以及父母和子女之间代际赠予关系的理论模型。本文将这三者融合,进行统一的数量分析,是对家庭生育选择与购房选择理论模型相关文献的补充。

现有文献对收入与住房不平等是否会引起生育选择不平等关注较少。靳卫东等(2018)对“全面二孩”政策遇冷的背后原因进行研究分析,指出城乡生育成本变化是“全面二孩”政策遇冷的重要原因。该研究虽然并未聚焦住房对家庭生育选择的影响,但考虑到住房价格是城市生育成本的重要方面,其研究意味着关注家庭生育选择与购房选择之间的相互作用关系非常重要。本文聚焦住房与生育选择不平等这一话题,拓展了现有文献中收入不平等所带来影响的研究视角。

综上所述,与之前的研究相比,本文的创新之处表现在以下四个方面。第一,本文从微观家庭视角出发,研究家庭生育选择与购房选择之间的相互作用关系,对现有文献中的宏观视角进行了

补充。第二,基于“全面二孩”政策以及 CFPS 更新的数据,利用双重差分回归有效地解决了家庭生育选择与购房选择之间存在的内生性问题。第三,本文在生命周期模型的基础上建立了包含家庭生育选择、带有房产的最优资产配置组合以及父母和子女之间代际赠予关系的理论模型,分析家庭生育选择与购房选择之间的相互作用关系,是对相关理论模型的拓展。第四,本文聚焦住房与生育选择不平等这一话题,对现有文献中收入不平等所带来影响的研究视角进行了拓展。

三、理论模型

(一)模型假设

基于 Diamond(1965)的 OLG 模型框架,我们假设经济参与人一生分为两个时期:成年期与老年期。在成年期,经济参与人组成家庭,参加工作获取劳动收入,并做出家庭生育选择、消费、储蓄、养育投资以及购房选择;在老年期,经济参与人失去劳动收入,以成年期的储蓄以及从子女处获取的转移支付为收入来源,并做出消费、储蓄以及购房选择。由于代际赠予关系在中国家庭中广泛存在(陈健、黄少安,2013;侯蕾等,2021;Zhang 和 Bian,2021),基于 Yaari(1965)的研究,我们在效用函数中加入了遗产赠予效应。假设每个人具有相同的偏好:

$$U = u(c, s) + \beta u(c', s') + \phi(n, k'', h'') \quad (1)$$

其中,变量 x (如 c, s, k, h 等)代表经济参与人成年期的相关变量, x' (如 c', s', k', h' 等)代表经济参与人老年期的相关变量, x'' (如 k'', h'' 等)则代表经济参与人过世时的相关变量。 c 和 c' 分别代表成年期和老年期的非住房消费,其中 c 为计价单位; s 和 s' 分别代表成年期和老年期的住房消费; k 和 h 分别代表模型经济中的两种资产,即可存入银行的无风险资产和住房资产; n 代表经济参与人在成年期所生育子女数量; $\phi(n, k'', h'')$ 代表经济参与人通过将遗产赠予其孩子所获得的效应,其中 k'' 和 h'' 分别代表经济参与人过世时所持有的无风险资产和住房资产。

经济中只有两种形态的资产,分别是净回报率为 r 的可存入银行的无风险资产 k (文中简称无风险资产),以及在本期价格为 P 、下期价格为 P' 的住房资产 h 。假设住房资产的供给为外生给定的 H 。模型区分了住房资产的资本市场以及租赁市场,经济参与人可以用价格 R 选择自己消费 s 单位住房,并向外出租 $h - s$ 单位住房。模型中的计价单位是非住房消费 c ,除住房资产外的经济变量,包括无风险资产、劳动收入、养育支出的单位都为 c ;住房资产以面积为计价单位,1 单位住房对应一定的平方米数。

无风险资产 k 与住房资产 h 有两个不同之处。

第一,住房资产 h 存在最小交易面积 $\underline{h} > 0$ 。^①

$$h' \in \{0, [\underline{h}, \infty)\} \quad (2)$$

也就是说,在交易住房资产时,经济参与人只能选择不进入住房资产市场($h' = 0$),或选择购买大于等于 $\underline{h}$ 单位的住房资产($h' \geq \underline{h}$)。

第二,经济参与人可以通过持有住房资产来进行有约束借贷。

^① 模型中住房资产的最小交易面积 $\underline{h} > 0$ 可以理解为商品房的最小建筑面积。现实生活中,家庭所持有的房产面积都要大于一定值,因此需要支付一定数额的资金才能获得房产的所有权。

$$k' \geq -\gamma P'h' \quad (3)$$

其中, γ 代表贷款与房产价值的比率,即经济参与人可以通过购买价值为 $P'h'$ 的房产来借贷不大于 $\gamma P'h'$ 的无风险资产。

每个经济参与人 i 都拥有 m_i 单位的人力资本禀赋、 k_i 单位的无风险资产禀赋,以及 h_i 单位的住房资产禀赋。每个经济参与人的劳动收入 y_i 都正向地取决于其人力资本禀赋。为了便于模型求解,假设 $y_i = m_i$ 。在成年期,每个经济参与人转移 τ 比例的劳动收入给其父母,选择生育子女的数量为 n_i ,对每个孩子的养育支出为 q 。因此,经济参与人 i 在成年期的预算约束为:

$$c_i + Rs_i + qn_i + k'_i + P'(h'_i - h_i) = (1 - \tau)m_i + (1 + r)k_i + Rh_i \quad (4)$$

式(4)等号左边表示经济参与人 i 在成年期的支出,包括非住房消费支出 c_i 、住房消费 Rs_i 、孩子的养育支出 qn_i 、储蓄无风险资产 k'_i ,以及购买住房资产支出 $P'(h'_i - h_i)$;式(4)等号右边表示经济参与人在成年期的收入,包括转移支付后的劳动收入 $(1 - \tau)m_i$ 、无风险资产收入 $(1 + r)k_i$,以及房产租赁收入 Rh_i 。在老年期,每个经济参与人不再收到劳动收入,但将收到来自孩子的转移支付 $\tau n_i m'_i$,其中 m'_i 表示经济参与人孩子的人力资本,假设 m'_i 的动态满足如下过程:

$$m'_i = m_i + \delta q^\eta m_i^{1-\eta} \quad (5)$$

其中, δ 代表养育支出的回报率, η 代表养育支出在孩子人力资本形成中的比重。式(5)表明孩子的人力资本由从其父母处继承的人力资本 m_i 以及其所收到的养育支出 q 所决定。因此,经济参与人 i 在老年期的预算约束为:

$$c'_i + Rs'_i + k''_i + P''(h''_i - h'_i) = \tau n_i m'_i + (1 + r)k'_i + Rh'_i \quad (6)$$

(二)均衡定义及分析

模型的均衡由均衡价格 $\{P^*, R^*, r^*\}$ 、对所有 i 的均衡选择 $\{c_i^*, s_i^*, h_i^*, k_i^*, n_i^*\}$,以及经济参与人的均衡分布 $\lambda(m, k^*, h^*, n^*)$ 决定,并满足以下条件。

(1) 给定初始的资本禀赋 $\{m_i, h_i, k_i\}$ 以及均衡价格 $\{P, R, r\}$,经济参与人 i 选择 $\{c_i^*, s_i^*, h_i^*, k_i^*, n_i^*\}$ 进行约束优化,即在式(2)~式(6)的约束下,最大化效用式(1)。

(2) 均衡价格 $\{P^*, R^*, r^*\}$ 使三个市场出清,包括无风险资产市场出清、住房资产市场出清和住房租赁市场出清。

根据式(2),将经济参与人的均衡分布按照最优购房选择分为三组:第一组, $h_i'^* = 0$,即在成年期无法进入住房资产市场的人群;第二组, $h_i'^* = \underline{h}$,即在成年期仅能购买最小交易面积住房资产的人群;第三组, $h_i'^* > \underline{h}$,即在成年期可以购买最优面积住房资产的人群。

为了便于得到解析解,假设经济参与人的偏好为自然对数形式,即 $u(c, s) = \alpha \ln c + (1 - \alpha) \ln s$,并且 $\phi(n, k, h) = n^\varepsilon \ln(k + Ph)$ 。

其中, ε 代表父母和子女之间代际赠予关系的强度, ε 越大表示父母和子女之间代际赠予关系强度越高,即父母具有更加强烈的动机将遗产赠予子女; α 表示非住房消费的效用权重。同样,为了便于求解,我们假设经济参与人的无风险资产禀赋以及住房资产禀赋为 0,即对于所有 i , $k_i = 0$ 并且 $h_i = 0$ 。

定理:假设 $(P' + R)/P > 1 + r$ 。经济参与人的均衡分布根据成年期最优购房选择被分为以下三组:第一组,如果 $m_i \in (0, m_-(n_i))$,那么 $h_i'^*(n_i) = 0$,并且 $h_i''^*(n_i) = 0$;第二组,如果

$m_i \in [m_-(n_i), m_+(n_i)]$, 那么 $h_i'^*(n_i) = \underline{h}$, 并且 $k_i'^*(n_i) = -\gamma P \underline{h}$; 第三组, 如果 $m_i \in (m_+(n_i), \infty)$, 那么 $h_i'^*(n_i) > \underline{h}$, 并且 $k_i'^*(n_i) = -\gamma P h_i^*$ 。①

$(P' + R)/P > 1 + r$ 这一假设将均衡聚焦在住房资产 h 的回报率高于无风险资产 k 的净回报率范围内。② 如图 1 所示, 定理刻画了均衡中三组人群的资产选择, 其中第一组无自有住房人群由于无法支付住房资产最小交易面积, 只能持有回报率较低但不要求最小交易规模的无风险资产 k , 成为住房资产市场的场外人士; 第二组自有一套住房人群仅能支付住房资产的最小交易面积, 他们想要持有更多住房资产, 却面临预算约束; 第三组自有多套住房人群不受预算约束, 能够对住房资产的持有进行优化选择。同时, 图 1 还显示了三组经济参与人的分界线均取决于其生育子女的数量。当经济参与人选择生育更多孩子时, 孩子的养育支出会将三组人群的分界线同时向右移动, 即当经济参与人选择生育更多孩子时, 他们需要更多收入(财富)才能进入住房市场。

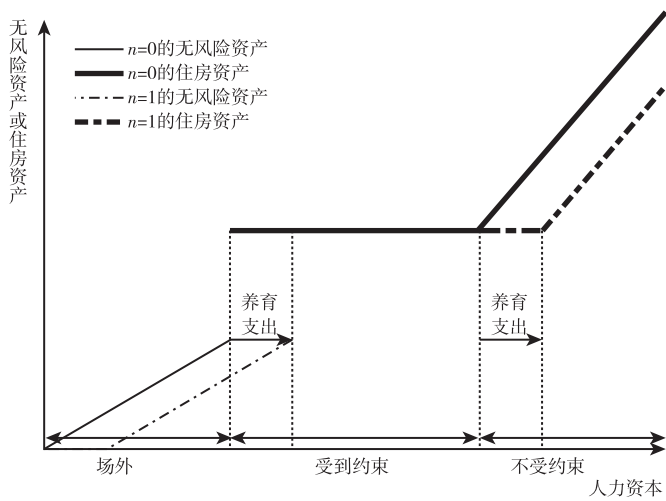


图 1 住房资产与无风险资产的政策函数

(三)数值模拟

我们假设经济中存在 1000 个经济参与人, 模型的参数设置见表 1。由此我们可以按照收入(人力资本)将经济参与人生育选择与购房选择的分布呈现出来。

表 1 参数设置		
参数	取值	参数描述
β	0.95	效用贴现因子
α	0.87	非住房消费的效用权重
ε	0.5	代际赠予关系强度
τ	0.2	向父母转移支付占孩子劳动收入的比例

① 其中, $m_+(n_i)$ 使 $U_1(m_+(n_i)) = U_2(m_+(n_i))$; 记 $\underline{m}(n_i) = (1 - \gamma)P'\underline{h} + n_i q / (1 - \tau)$, $m_-(n_i) \in (\underline{m}, m_+]$ 使 $U_1(m_-(n_i)) = U_2(m_-(n_i))$, U_1 、 U_2 分别指代第一组与第二组人群的效用。

② 假设住房资产的回报率高于可存入银行的无风险资产净回报率符合中国现实。1987—2016 年, 全国商品房平均销售价格上涨约 17.32 倍, 而我国银行的无风险资产净回报率一直保持在 3% 左右(数据来源于国家统计局)。

续表 1

参数	取值	参数描述
q	2. 5	父母对每个孩子的养育支出
δ	0. 05	养育支出的回报率
γ	0. 7	贷款与房产价值的比率
η	1	养育支出在孩子人力资本形成中的比重
P'	30	下一期的住房资产价格
P''	35	两期后的住房资产价格
R	1. 2	当期的住房租赁价格
R'	1. 3	下一期的住房租赁价格
r	0. 03	无风险资产净回报率
m	$\phi(\log 2, 1. 89)$	人力资本分布
h	1	最小交易面积

注: ϕ 表示对数正态分布。

我们假设模型中的经济参与人最多可以生育 5 个孩子。图 2 呈现的是经济参与人最优生育选择与最优购房选择的分布情况。均衡中,模拟经济中的人口按照收入(人力资本)的高低被分为六组。

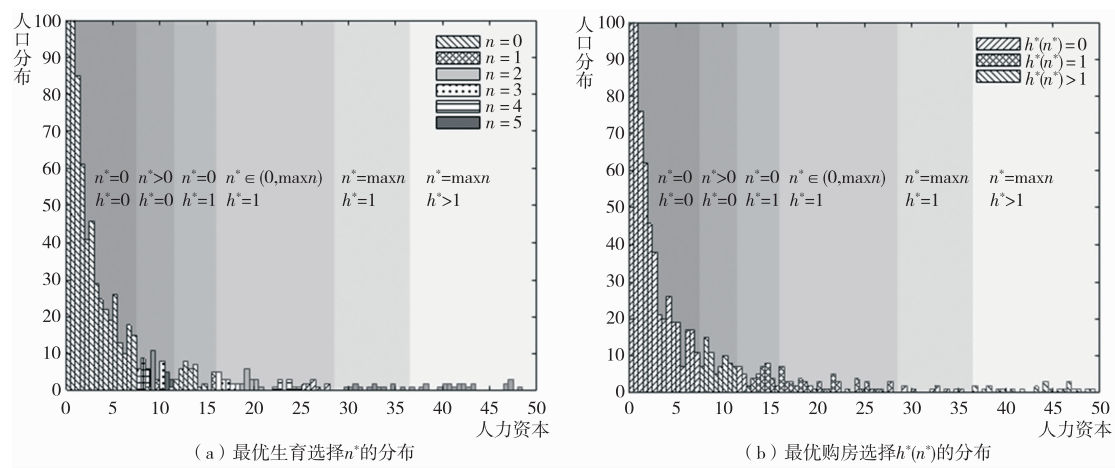


图 2 最优生育选择与购房选择的人力资本分布

注:图中 h^* 是函数 $h^*(n^*)$ 的简写形式。

第一组,既无法承担孩子的养育支出也无法支付住房资产的最小交易面积,因此被迫选择 $n^* = 0$ 与 $h^*(n^*) = 0$;第二组,能够承担孩子的养育支出但无法支付住房资产的最小交易面积,因此选择 $n^* > 0$ 与 $h^*(n^*) = 0$;第三组,能够支付住房资产的最小交易面积但无法承担孩子的养育支出,因此选择 $n^* = 0$ 与 $h^*(n^*) = 1$;第四组,能够支付住房资产的最小交易面积但无法承担生育最多数孩子数量的养育支出,因此选择 $n^* \in (0, \max n)$ 与 $h^*(n^*) = 1$;第五组,除去支付住房资产的最小交易面积外,还能够承担生育最多数孩子数量的养育支出,因此选择 $n^* = \max n$ 与 $h^*(n^*) = 1$;第六组,既不受住房资产约束,也不受生育子女数量限制,可以进行生育子女数量与购房选择的双重优化。

进一步地,我们对定理中三组生育子女数量与购房数量之间的关系进行了数值模拟,^①发现家庭生育子女数量通过如下两种机制影响家庭购房选择。一是挤出效应。在成年期,子女养育成本的挤出效应占主导,生育孩子越多的家庭将持有越少的无风险资产 k 或者住房资产 h 。二是促进效应。在老年期,对子女的关爱(赠予效应)占主导,^②拥有孩子越多的家庭将持有越多的无风险资产 k 或者住房资产 h 。

图 3(a)刻画了第一组无自有住房人群的无风险资产在成年期随着生育子女数量的增加而减少,当这一组的经济参与人选择生育 2 个及以上孩子时,他们将无法持有正的无风险资产。图 3(b)刻画了第一组无自有住房人群的无风险资产在老年期随着拥有子女数量的增加而增加,如果这一组的经济参与人在成年期不生育孩子,那么他们在老年期则不会储蓄任何无风险资产,而是将其全部转化为消费。

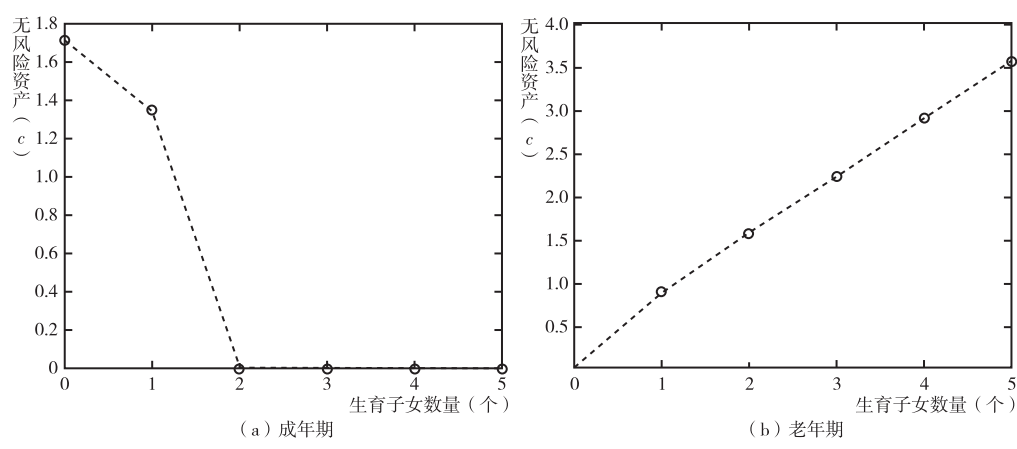


图 3 第一组无自有住房人群的无风险资产选择和生育选择

上述数值模拟结果背后的机制在于养育子女的成本挤出了购房选择,而对子女的关爱促进了购房选择。基于此,本文提出以下假设:对于高收入家庭,生育子女和家庭购房选择之间的促进效应占主导;而对于中低收入家庭,生育子女和家庭购房选择之间的挤出效应占主导。接下来本文将实证检验上述假设,即对于不同收入群体,挤出效应与促进效应如何作用于其生育选择与购房选择,从而验证不同收入群体间所存在的住房与生育选择不平等现象。

四、实证分析

(一)数据来源

本文的数据来自北京大学中国社会科学调查中心所开展的 CFPS 项目。由于我们的研究对象为城镇家庭,因此仅保留采访时居住在城镇的家庭。我们首先利用包含家庭成员关系的“家庭成

① 限于篇幅,文中仅展现第一组无自有住房人群的模拟结果,第二组与第三组人群的模拟结果同样呈现成年期的挤出效应与老年期的促进效应。

② 老年人对子女的关爱在文献中已有体现。例如,Zhang 和 Bian(2021)指出,中国父母出于对子女的关爱,主要表现出三种与住房相关的财富赠予行为:帮助子女支付购房首付款、全额帮助子女支付房款以及房屋所有权直接转让。本文模型的模拟机制主要体现为第三种财富赠予行为,即老年人购买住房,并在去世后将房屋所有权直接转让。

员数据”计算出 2014 年、2016 年和 2018 年三年的家庭子女数量,其次按照“2014 年家庭编码”(fid14)将其与这三年的“家庭经济数据”进行合并,最后利用“fid14”对三年的数据进行合并。这样一来,对于每个人,我们拥有其 2014 年、2016 年和 2018 年与家庭关系及家庭经济相关的变量。我们按照现居住地保留城镇家庭,保留年龄为 22~46 岁适龄生育女性的数据,最后得到 4881 个观测值。

(二)实证模型设定

为了将理论模型与实证策略相对应,本文采用 Chetty (2009)所使用的充分统计量(Sufficient Statistic)策略,也就是通过结构模型推出简约模型(Reduced Form),其中简约模型中的待估计参数与结构模型中的参数存在对应关系,然后对简约模型进行实证估计。因此,本文使用多元回归模型分析不同收入群体生育子女数量与家庭购房选择之间的相互影响。

首先,我们关注家庭购房选择如何影响家庭生育选择,具体回归模型如下:

$$\Pr(Ichild2_{i,2018}) = \alpha_0 I(h_{i,2016} \geq 1) + \alpha_1 X_i + u_i \quad (7)$$

其中,被解释变量 $Ichild2_{i,2018}$ 为 0-1 虚拟变量,代表家庭 i 在 2016 年以后是否响应了“全面二孩”政策从而生育二孩。具体来讲,我们将样本限制在 2016 年以前已经生育一胎的家庭,如果 2016—2018 年该家庭生育二孩,则 $Ichild2_{i,2018} = 1$,否则 $Ichild2_{i,2018} = 0$ 。^① $I(h_{i,2016} \geq 1)$ 为 0-1 虚拟变量,代表家庭 i 在 2016 年及以前是否拥有至少一套住房,如果 2016 年及以前该家庭拥有至少一套住房,则 $I(h_{i,2016} \geq 1) = 1$,否则 $I(h_{i,2016} \geq 1) = 0$ 。 X_i 是家庭 i 在 2016 年可观测到的家庭经济变量,包括家庭收入、家庭支出和资本结构的特征。 u_i 代表家庭层面的随机误差项。

Probit 模型(7)能够解答家庭购房情况对生育子女数量的影响,但由于遗漏变量等内生性问题的存在,无法准确回答响应“全面二孩”政策家庭的生育行为如何与其家庭的购房选择相互作用。为了厘清“全面二孩”政策如何影响家庭购房选择,我们进一步建立以下 DID 回归模型:

$$h_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_i \times T_t + \beta_2 X_{i,t} + \lambda_i + \gamma_t + u_{i,t} \quad (8)$$

其中,下标 i 代表受访女性个体,下标 t 代表受访年限,被解释变量 $h_{i,t}$ 代表个体 i 所在家庭在第 t 年的房产数量。 P_i 为处理组虚拟变量, $P_i = 1$ 代表个体 i 所在家庭响应了“全面二孩”政策, $P_i = 0$ 则代表个体 i 所在家庭未响应“全面二孩”政策。 T_t 为实验期虚拟变量, $T_t = 1$ 代表第 t 期在“全面二孩”政策实施之后(2018 年), $T_t = 0$ 则代表第 t 期在“全面二孩”政策实施之前(2014 年与 2016 年)。 $P_i \times T_t$ 是处理组虚拟变量与实验期虚拟变量的交乘项,该交乘项的系数 β_1 为本文关注的核心系数,代表响应“全面二孩”政策将如何影响家庭购房选择。 λ_i 代表家庭固定效应,控制随家庭变化但不随时间变化的不可观测因素对家庭购房选择的影响; γ_t 代表时间固定效应,控制随时间变化但不随家庭变化的不可观测因素对家庭购房选择的影响。 β_0 为常数项, $u_{i,t}$ 为随机扰动项。

模型(8)通过 DID 方法,对比“全面二孩”政策实施前后响应政策与未响应政策家庭购房选择的差别,缓解了家庭生育选择与购房选择之间双向因果的内生性问题。基于 CFPS 的面板数据,能够有效地控制遗漏变量所带来的内生性问题,从而更加准确地衡量家庭生育选择与购房选择之间的相互影响。

① 我们的样本考虑了双胞胎,即在 2016 年以前生育一胎(包括双胞胎)以及响应“全面二孩”政策时生育双胞胎的情况。

(三)变量描述

本文的核心因变量为家庭购房选择,持有住房数量数据来自问卷中对受访家庭现有住房情况以及其他住房信息的调查。由于我们考虑市场购房选择,不考虑由单位分配获得自有住房的情况,因此我们仅考虑样本中家庭在1998年住房市场化改革后所购买的商品房。本文的核心解释变量生育子女数量数据来自问卷中对受访者生育孩子情况的调查。本文的控制变量包括家庭全部纯收入、母亲受教育程度、持有无风险资产值、按揭贷款支出、孩子养育支出、家庭医疗支出以及家庭所在地区虚拟变量。表2报告了以上这些变量的统计特征。

表 2		主要变量描述性统计				
类别	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A 基本统计	持有住房数量(套)	4881	0.497	0.743	0	8
	生育子女数量(个)	4881	1.379	0.632	0	5
	母亲年龄(岁)	4881	35.78	5.910	20	46
	母亲受教育程度	4881	2.533	1.443	0	6
	家庭全部纯收入(万元)	4881	10.82	21.43	0	615.5
	持有无风险资产值(万元)	4881	7.290	21.54	0	500
	孩子养育支出(万元)	4881	0.981	1.502	0	30.6
	家庭医疗支出(万元)	4881	0.569	1.480	0	50
	按揭贷款支出(万元)	4881	2.848	107.67	0	7000
Panel B 差异统计	变量名称	(1)		(2)		(1)与(2) 的差值
		2016—2018 年生育二孩 $Ichild2_{i,2018} = 1$		2016—2018 年未生育二孩 $Ichild2_{i,2018} = 0$		
	持有住房数量(套)	0.511 (0.722)		0.495 (0.745)		0.016 (0.037)
	生育子女数量(个)	1.426 (0.659)		1.375 (0.629)		0.051* (0.031)
	母亲年龄(岁)	32.24 (4.894)		36.14 (5.886)		-3.897** (0.289)
	母亲受教育程度	2.708 (1.334)		2.516 (1.452)		0.192*** (0.075)
	家庭全部纯收入(万元)	7.95 (7.150)		11.10 (22.324)		-3.151*** (1.071)
	持有无风险资产值(万元)	4.25 (9.434)		7.59 (22.374)		-3.339*** (1.090)
	孩子养育支出(万元)	0.601 (0.892)		1.019 (1.544)		-0.418*** (0.075)
	家庭医疗支出(万元)	0.662 (1.764)		0.559 (1.448)		0.103 (0.074)
	按揭贷款支出(万元)	5.427 (104.402)		2.589 (107.999)		2.838 (5.360)
	样本量	444		4437		

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,下同;关于受教育程度,文盲/半文盲=0,小学=1,初中=2,高中/中专/技校/职高=3,大专=4,大学本科=5,硕士=6,博士=7;Panel B中括号内数值为变量的标准差。

(四)实证结果与分析

首先,根据加入“全面二孩”政策影响的回归模型(7),我们保留在 2016 年已经生育过一胎(包括双胞胎)的适龄生育女性(22~46 岁)子样本,包括 2016 年和 2018 年两年的样本,共有 3122 个样本观测值。表 3 呈现了 2016 年及以前家庭购房情况对其生育选择影响 Probit 模型(7)的回归结果。将样本按照家庭全部纯收入分为三个群体,分别是最低 1/3、中等 1/3 和最高 1/3 收入群体。我们发现:(1)总体来说,其他条件一定,在 2016 年及以前拥有至少一套住房的家庭响应“全面二孩”政策的概率显著提高 5.8 个百分点;(2)对于最低 1/3 收入群体来说,其他条件一定,在 2016 年及以前拥有至少一套住房的家庭响应“全面二孩”政策的概率显著提高 13.9 个百分点;(3)对于中等 1/3 和最高 1/3 收入群体来说,其他条件一定,在 2016 年及以前拥有至少一套住房的家庭响应“全面二孩”政策的概率分别显著提高 6.6 个和 5.6 个百分点;(4)母亲年龄及母亲受教育程度与家庭响应“全面二孩”政策间存在显著的负相关关系。

表 3 Probit 模型(7)回归结果

变量	总体	最低 1/3 收入群体	中等 1/3 收入群体	最高 1/3 收入群体
	(1)	(2)	(3)	(4)
2016 年及以前拥有至少一套住房	0.210 *** (0.075)	0.490 *** (0.149)	0.245 * (0.130)	0.205 * (0.109)
边际效应	0.058 **	0.139 ***	0.066 *	0.056 *
家庭全部纯收入	0.002 ** (0.001)	0.003 (0.005)	0.004 (0.002)	0.001 (0.001)
母亲年龄	-0.048 *** (0.004)	-0.052 *** (0.007)	-0.037 *** (0.007)	-0.024 *** (0.007)
母亲受教育程度	-0.249 *** (0.021)	-0.297 *** (0.046)	-0.221 *** (0.036)	-0.012 (0.066)
持有无风险资产值	-0.001 (0.001)	0.003 (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.001 (0.002)
孩子养育支出	-0.037 (0.025)	-0.035 (0.074)	-0.071 (0.054)	0.063 ** (0.029)
家庭医疗支出	0.011 (0.014)	0.038 (0.023)	0.003 (0.021)	0.026 (0.025)
按揭贷款支出	0.001 (0.006)	-0.009 (0.048)	0.022 (0.020)	-0.002 (0.006)
地区虚拟变量	是	是	是	是
R ²	0.0890	0.1123	0.0800	0.0200
样本量	3122	1021	1053	1048

注:稳健标准误经过家庭层面的聚类处理,括号内数值表示回归参数估计值的标准误。下同。

其次,针对 DID 模型(8),我们使用 2014 年、2016 年和 2018 年三年的全样本,对响应“全面二孩”政策对家庭购房选择的影响进行了 DID 回归分析。表 4 呈现了 DID 模型(8)的回归结果。我们发现:(1)总体来说,其他条件一定,响应“全面二孩”政策的家庭拥有房产数量增加,但并不显著;(2)对于最低 1/3 收入群体来说,其他条件一定,响应“全面二孩”政策的家庭拥有房产数量显著减少;(3)对于中等 1/3 收入群体来说,其他条件一定,响应“全面二孩”政策的家庭拥有房产数

量减少,但并不显著;(4)对于最高 1/3 收入群体来说,其他条件一定,响应“全面二孩”政策的家庭拥有房产数量显著增加。这说明对于中低收入群体,他们受到预算约束,生育孩子对购房选择的挤出效应占主导;而对于高收入群体,他们的预算相对充足,生育孩子对购房选择的促进作用占主导。这也体现了不同收入群体之间住房与生育选择不平等现象的存在。

表 4 DID 模型(8) 回归结果

变量	总体	最低 1/3 收入群体	中等 1/3 收入群体	最高 1/3 收入群体
	(1)	(2)	(3)	(4)
响应“全面二孩”政策	0.007 (0.078)	-0.180* (0.105)	-0.116 (0.179)	0.195* (0.105)
家庭全部纯收入	0.001** (0.000)	0.015 (0.017)	0.021 (0.017)	0.001 (0.001)
母亲受教育程度	-0.001 (0.041)	-0.004 (0.066)	-0.041 (0.112)	0.027 (0.106)
持有无风险资产值	-0.002** (0.001)	0.006* (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.002* (0.001)
孩子养育支出	0.009 (0.010)	-0.018 (0.038)	0.040 (0.035)	0.003 (0.018)
家庭医疗支出	-0.001 (0.008)	0.012 (0.012)	-0.007 (0.023)	-0.028 (0.026)
按揭贷款支出	-0.001 (0.001)	0.017 (0.040)	-0.001 (0.001)	0.006 (0.005)
地区虚拟变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
R ²	0.1047	0.1158	0.1279	0.1399
样本量	4881	1592	1545	1744

(五) 稳健性检验

1. 平行趋势检验及安慰剂检验

DID 回归分析的有效前提条件是处理组(响应“全面二孩”政策的家庭)和对照组(未响应“全面二孩”政策的家庭)的购房选择在“全面二孩”政策实施前满足平行趋势假设,否则可能会出现家庭购房并非出于响应“全面二孩”政策而生育二孩的情况,从而使得实证结果不准确。因此,对 DID 回归结果进行平行趋势检验是十分必要的。如果平行趋势成立,则说明家庭购房选择的确是响应“全面二孩”政策而生育二孩所影响的。本文设定如下检验平行趋势的回归模型:

$$h_{i,t} = \beta_0 + \beta_{-2}P_i \times T_{t-2} + \beta_{-1}P_i \times T_{t-1} + \beta_1P_i \times T_t + \beta_2X_{i,t} + \lambda_i + \gamma_t + u_{i,t} \tag{9}$$

其中, T_{t-2} 为实验期前两年虚拟变量, $T_{t-2} = 1$ 代表第 t 期在“全面二孩”政策实施之前两年(2014 年); T_{t-1} 为实验期当年虚拟变量, $T_{t-1} = 1$ 代表第 t 期在“全面二孩”政策实施当年(2016 年);其余变量含义同式(8)。 $P_i \times T_{t-j}(j=0,1,2)$ 是处理组虚拟变量与各实验期虚拟变量的交乘项,我们用 2016 年作为参照期,主要关注“全面二孩”政策实施前系数 β_{-2} 的结果,若 β_{-2} 不显著,则说明平行趋势成立。

平行趋势检验结果显示,响应“全面二孩”政策而生育二孩对家庭购房选择在 2014 年(“全面

二孩”政策实施前两年)不显著,说明平行趋势成立。^①同时,“全面二孩”政策实施后(2018年)回归结果显著,说明不同收入群体家庭购房选择的显著影响是由响应“全面二孩”政策所引起的,由此排除了响应“全面二孩”政策的处理组与对照组之间的系统性差异,即响应“全面二孩”政策的群体即使不生育二孩也会存在购房的可能性。

除此以外,本文还对表4的回归结果进行了安慰剂检验。安慰剂检验的基本原理是:选取不存在“全面二孩”政策实施的年份,即2014年,假设“全面二孩”政策实施年份为2014年,建立“假”的实验期虚拟变量 T_t ,形成“假”的处理组虚拟变量与实验期虚拟变量的交乘项 $P_i \times T_t$,并按照DID回归步骤进行检验。如果得到“假”的交乘项的核心系数不显著,则说明响应“全面二孩”政策的处理组与对照组不存在系统性差异,也就是说,我们排除了响应“全面二孩”政策的群体即使不生育二孩也会存在购房的可能性;反之,如果核心系数显著,则说明DID回归结果值得怀疑。结果表明,假设2014年为“全面二孩”政策的实施年份对家庭购房选择的影响不显著,则说明DID回归通过安慰剂检验。

2. 调整样本以及模型因变量

基于式(8),本文调整样本,保留在2016年已经生育过一胎(包括双胞胎)的适龄生育女性(22~46岁)子样本,包括2016年和2018年两年的子样本,共有3122个样本观测值,同时使用Probit模型对式(8)进行了重新估计。将因变量换成“2018年相较于2016年购入新住房”,所得结果与表4中结果相比基本保持稳健。

3. 细化分组,控制更多家庭特征

为了进一步证明结果的稳健性,本文还在上述回归的基础上增加了细化分组、控制更多家庭特征等稳健性检验,所得结果均表明上述回归结果稳健。

五、结论与启示

本文主要研究存在代际赠予关系的情况下,家庭生育选择与购房选择之间的相互作用关系。本文的理论模型及数值模拟结果表明:低收入家庭无法承担孩子的养育成本以及住房购买费用,既生不起孩子也买不起房子;中等收入家庭受到预算约束,不能同时选择生孩子与买房子,而只能二者选其一;高收入家庭不受约束,可以进行生育子女与购买住房的双重优化选择。

本文的实证结果表明:(1)理论模型所展示的住房与生育选择不平等现象在中国城市居民家庭中广泛存在;(2)对于所有家庭来说,在“全面二孩”政策实施前拥有住房能够显著提高家庭响应“全面二孩”政策的概率;(3)对于中低收入家庭来说,因响应“全面二孩”政策而生育二孩的家庭购房数量及新增购房概率降低;(4)对于高收入家庭来说,因响应“全面二孩”政策而生育二孩的家庭购房数量及新增购房概率显著提高。

本文的结论表明,收入不平等除了带来住房、财富、消费等方面生活机会的不平等外,还会给社会带来生育选择不平等。为了疏解预算约束给中低收入家庭带来的关于孩子和房子的压力,本文给出以下政策建议。

第一,制定生育友好型的住房政策,降低住房等生育成本。鼓励生育以优化人口结构、促进人口均衡发展是我国的基本国策。为了提高生育率以及生育选择的公平性,本文建议增加租赁住房的有效供给,特别是为中低收入家庭提供可支付的保障性租赁房,并且建立长期稳定的租赁关系,

^① 限于篇幅,本文未呈现平行趋势检验、安慰剂检验以及调整样本后的回归结果,留存备案。

维护租户的合法权益;提供共有产权住房等以降低购房成本;稳妥落实住房市场长效机制,稳定商品房价格,稳定居民预期;鼓励地方政府为生育二孩及三孩的家庭提供租房补贴、购房补贴等。

第二,生育补贴政策要避免“一刀切”,政策调整应考虑到中低收入家庭所面临的两难境地,给予中低收入家庭更多的支持。

第三,加快研究制定住房发展规划,住房产品总量和结构要按照社会收入群体进行合理规划,将市场与计划调节有效结合。例如,可以按照收入财富水平将城市居民粗略划分为低收入、中等收入以及高收入三个群体,根据他们多层次的住房需求,相应建立多元化的住房供给体系,实现总量平衡、结构合理、价格稳定和可支付,实现住有所居。

参考文献:

1. 蔡宏波、叶坤、万海远:《鱼和熊掌不可兼得?——生育影响住房需求的理论与实证分析》,《经济科学》2019 年第 4 期。
2. 陈健、黄少安:《遗产动机与财富效应的权衡:以房养老可行吗?》,《经济研究》2013 年第 9 期。
3. 郭凯明、颜色:《生育率选择、不平等与中等收入陷阱》,《经济学(季刊)》2017 年第 3 期。
4. 葛玉好、张雪梅:《房价对家庭生育决策的影响》,《人口研究》2019 年第 1 期。
5. 顾和军、周小跃、张晨怡:《“全面二孩”、人口年龄结构变动对住房消费的影响》,《中国人口·资源与环境》2017 年第 11 期。
6. 胡佩、王洪卫:《住房价格与生育推迟——来自 CGSS 微观数据的证据》,《财经研究》2020 年第 4 期。
7. 侯蕾、杨欣桐、李奇:《中国城镇家庭的遗产动机:基于微观家庭金融数据的估计》,《世界经济》2021 年第 5 期。
8. 靳卫东、宫杰婧、毛中根:《“二孩”生育政策“遇冷”:理论分析及经验证据》,《财贸经济》2018 年第 4 期。
9. 李超、倪鹏飞、万海远:《中国住房需求持续高涨之谜:基于人口结构视角》,《经济研究》2015 年第 5 期。
10. 李江一:《高房价降低了人口出生率吗?——基于新家庭经济学理论的分析》,《南开经济研究》2019 年第 4 期。
11. 汪伟、杨嘉豪、吴坤、徐乐:《二孩政策对家庭二孩生育与消费的影响研究——基于 CFPS 数据的考察》,《财经研究》2020 年第 12 期。
12. 魏万青、高伟:《经济发展特征、住房不平等与生活机会》,《社会学研究》2020 年第 4 期。
13. 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》,《世界经济》2012 年第 1 期。
14. 徐舒、陈珣:《收入差距会推高住房价格吗?》,《经济学(季刊)》2016 年第 2 期。
15. 易成栋、任建宇、王优容:《子女数量、性别与中国城市家庭的住房选择》,《华东师范大学学报(哲学社会科学版)》2018 年第 6 期。
16. 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》,《经济学(季刊)》2008 年第 3 期。
17. 张川川:《收入不平等和城市低收入家庭的住房可及性》,《金融研究》2016 年第 1 期。
18. 张川川、贾坤、杨汝岱:《“鬼城”下的蜗居:收入不平等与房地产泡沫》,《世界经济》2016 年第 2 期。
19. 赵伟、耿勇:《住房不平等加剧了城镇家庭收入差异对消费差异的冲击吗?》,《经济经纬》2020 年第 5 期。
20. Black, S. E., Devereux, P. J., & Salvanes, K. G., The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 2, 2005, pp. 669 – 700.
21. Chetty, R., Sufficient Statistics for Welfare Analysis: A Bridge between Structural and Reduced-form Methods. *Annual Review of Economics*, Vol. 1, No. 1, 2009, pp. 451 – 488.
22. De Nardi, M., Wealth Inequality and Intergenerational Links. *Review of Economic Studies*, Vol. 71, No. 3, 2004, pp. 743 – 768.
23. Diamond, P. A., National Debt in a Neoclassical Growth Model. *American Economic Review*, Vol. 55, No. 5, 1965, pp. 1126 – 1150.
24. Eckstein, Z., & Wolpin, K. I., Endogenous Fertility and Optimal Population Size. *Journal of Public Economics*, Vol. 27, No. 1, 1985, pp. 93 – 106.
25. Flavin, M., & Nakagawa, S., A Model of Housing in the Presence of Adjustment Costs: A Structural Interpretation of Habit Persistence. *American Economic Review*, Vol. 98, No. 1, 2008, pp. 474 – 495.
26. İmrohoroğlu, A., & Zhao, K., The Chinese Saving Rate: Long-term Care Risks, Family Insurance, and Demographics. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 96, 2018, pp. 33 – 52.
27. Laitner, J., Wealth Inequality and Altruistic Bequests. *American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, 2002, pp. 270 – 273.
28. Li, W., Liu, H., Yang, F., & Yao, R., Housing over Time and over the Life Cycle: A Structural Estimation. *International*

Economic Review, Vol. 57, No. 4, 2016, pp. 1237 – 1260.

29. Lee, J. , Sibling Size and Investment in Children's Education: An Asian Instrument. *Journal of Population Economics*, Vol. 21, No. 4, 2008, pp. 855 – 875.

30. Mace, R. , The Co-evolution of Human Fertility and Wealth Inheritance Strategies. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London B: Biological Sciences*, Vol. 353, No. 1367, 1998, pp. 389 – 397.

31. Mankiw, N. G. , & Weil, D. N. , The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19, No. 2, 1989, pp. 235 – 258.

32. Ortalo-Magne, F. , and Rady, S. , Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints. *The Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 2, 2006, pp. 459 – 485.

33. Ocampo, I. P. , & Yuki, K. , Savings, Intergenerational Transfers, and the Distribution of Wealth. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 10, No. 3, 2006, pp. 371 – 414.

34. Qian, N. , Quantity-Quality and the One-Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China. NBER Working Paper, No. w14973, 2009.

35. Wolpin, K. I. , An Estimable Dynamic Stochastic Model of Fertility and Child Mortality. *Journal of Political Economy*, Vol. 92, No. 5, 1984, pp. 852 – 874.

36. Yaari, M. E. , Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer. *The Review of Economic Studies*, Vol. 32, No. 2, 1965, pp. 137 – 150.

37. Yang, F. , Consumption over the Life Cycle: How Different Is Housing?. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 12, No. 3, 2009, pp. 423 – 443.

38. Yao, R. , & Zhang, H. , Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints. *Review of Financial Studies*, Vol. 18, No. 1, 2005, pp. 197 – 239.

39. Zhang, L. , & Bian, Y. , Parental “Love” on Time: Strength and Timing in Homeownership Transfer. *Journal of Housing and the Built Environment*, Vol. 36, No. 1, 2021, pp. 113 – 129.

The Number of Children and Home Purchase: Divergence and Choice

YANG Xintong(Capital University of Economics and Business, 100070)

YI Chengdong(Central University of Finance and Economics, 100081)

Abstract: The universal two-child policy gives Chinese parents more freedom in making fertility choices, but the policy was not effective and did not meet the expectations. At the same time, the rapid rise in housing prices has led to income and housing inequality. Whether income and housing inequality leads to inequality in fertility is a question that is important but overlooked in existing literature. First, we developed a simple life-cycle model and found through simulations that low- and middle-income households were subject to budget constraints due to high child-raising costs and housing prices, so they could only choose between having children and buying a home; high-income households were not constrained and could choose both. Then we used the updated data from CFPS 2014, 2016 and 2018, used the universal two-child policy to ease the endogeneity issue of household decision-making, and conducted empirical tests on the theoretical model. The empirical results confirm the theoretical findings.

Keywords: Fertility Decision, Home-Buying Decision, Income Divergence

JEL: D91, D12, D31

责任编辑:非 同