

家庭财富变化对生育行为的影响

——基于房屋拆迁的准自然实验

王 贇 石智雷*

摘要：家庭财富变动如何影响人们的生育行为是学术界长期关注的重要问题,但相关经验证据有待深入挖掘。文章采用城市化进程中“房屋拆迁”这一准自然实验构建双重差分模型,利用2012—2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证检验了房屋拆迁带来的家庭财富变动对居民生育行为的影响。研究发现,房屋拆迁带来的财富变动可以显著提升居民的生育数量。在加入倾向得分匹配、排除生育政策干扰时该结果依然稳健。子女较少、无男孩、生活满意度和社会地位较高群体的生育行为促进作用更强。机制分析表明,房屋拆迁的财富变动能够通过养育能力强化效应、生育意愿激励效应影响居民生育行为。文章结论深化了对财富的生育促进效应的理解,为进一步完善人口负增长阶段的生育政策提供了启示。

关键词：房屋拆迁;财富变化;生育行为

中图分类号：C923;F126

一、引言

改革开放四十多年间,我国国民经济迅速发展,居民家庭财富不断积累。特别是21世纪以来,居民家庭财富增长速度逐渐加快。瑞士信贷研究院数据显示,我国居民家庭人均净财富由2000年5672美元增长至2021年的76639美元,增长了12.51倍(见图1)。住房财富是居民家庭财富的主要组成部分(孟宪春,2023)。近年来,房地产价格的大幅提升使得住房财富增速远超其他大多数的家庭资本收入(岳希明、英成金,2022),住房财富成为家庭财富增长的主力军,占据家庭财富越来越多的份额。以房产为代表的非金融资产占居民家庭总财富的比例由2015年的47.9%提升至2021年的55.3%,近似于北美国家(29.6%)的2倍^①。在家庭财富增长的同时,我国生育率却在波动中下降。经济合作与发展组织(OECD)数据表明,我国总和生育率由2000年的1.63下降至2021年的1.16,已进入低生育率阶段(见图1)。尽管随着“二孩”“三孩”政策相继颁布,生育率短暂回升,但总体仍呈下降态势。2022

*王贇,中南财经政法大学公共管理学院、人口与健康研究中心,邮政编码:430073,电子信箱:WangYun960408@163.com;石智雷(通讯作者),中南财经政法大学经济学院、人口与健康研究中心,邮政编码:430073,电子信箱:shizhilei2004@126.com。

本文得到国家社会科学基金重点项目“生育支持政策试点效果跟踪评估与生育友好型社会构建研究”(19ARK004)的资助。感谢中南财经政法大学杨云彦教授对本文的指导和帮助,感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵意见,文责自负。

①数据来源:瑞士信贷研究院的Credit Suisse Global Wealth Databook(2001—2022)。

年我国正式进入人口负增长阶段。2023 年,二十届中央财经委员会第一次会议指出,当前我国人口发展呈现少子化、老龄化、区域人口增减分化的趋势性特征。可见,低生育率是当前我国人口高质量发展面临的严峻挑战。家庭财富是个体生育的前提和重要基础(计迎春、郑真真,2018)。那么,家庭财富对生育有何影响? 家庭财富变化与生育决策之间又有着怎样的动态关系?

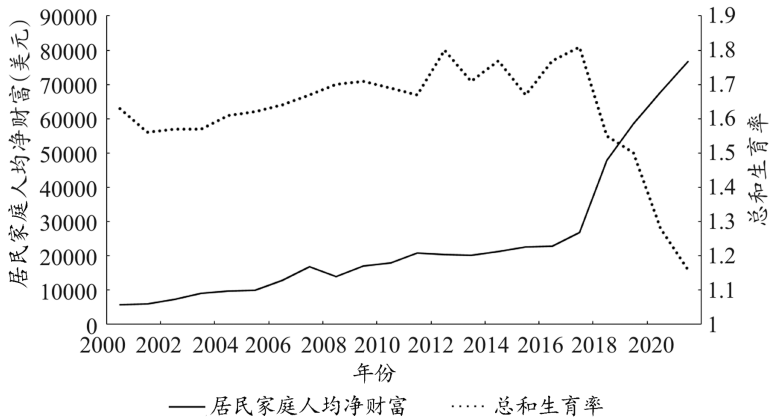


图 1 2000—2021 年中国居民家庭人均净财富与总和生育率变动趋势图

(数据来源:经济合作与发展组织(OECD)官方网站(2000—2021)、瑞士信贷研究院 Credit Suisse Global Wealth Databook(2001—2022)。)

关于财富变动与生育的研究最早可以追溯到马尔萨斯的《人口原理》。Malthus(1798)认为有限的生活资料会限制人口增长,但随着生活资料的增加,人口必然增加,即财富增加将促进生育率的提升。Becker(1960)进一步将视角转向微观家庭层面,依据消费需求理论指出当子女的效用大于闲暇效用时,随着财富的增加和养育孩子成本的相对下降,子女的收入效应大于替代效应,会促进生育数量的增加。近年来,也有学者从生命历程视角出发,认为部分父母会综合考虑子女在整个生命历程中可能带来的成本与收益以及自身的财富预期进行生育决策(Arpino and Vignoli,2021;Huttunen and Kellokumpu,2016)。中国传统生育文化更加重视以血缘为纽带的家庭或宗族发展,生育被赋予一种神圣的个人与家族使命。儒家文化中以家庭为基础的祖先崇拜、传宗接代、养儿防老等理念的传播与承继,更深刻地影响着国民的生育意愿与生育行为(石智雷,2015)。因此,西方发达国家的生育决策机制是否适用于中国,尤其是中国农村及城郊地区,有待进一步检验。

中国的房屋拆迁为研究家庭财富变动对生育行为的影响提供了良好的研究契机。随着中国城镇化速度不断加快,城市的扩张与旧城改造带动了社会的变迁。房屋拆迁促使安置村民离地“上楼”,改变了大量农村与城中村居民传统农地的生产生活方式。2013 年清华大学发布的有关中国城镇化调查报告数据显示,征地与房屋拆迁影响了全国 16.0%的家庭。本文基于 2012—2020 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,利用“房屋拆迁”构建双重差分模型研究家庭财富变动对居民生育行为的影响。可能的边际贡献主要体现在以下几个方面:第一,强化了家庭财富变动与生育行为之间的逻辑关系,在理论上增进对家庭财富与生育关系的认识;第二,利用房屋拆迁构建有效的因果识别策略模型,尽可能避免家庭财富变动与生育行为之间的反向因果等内生性问题,量化并估计家庭财富对生育行为的作用效果;第三,通过养育能力强化与生育意愿激励两个途径,厘清房屋拆迁的家庭财富变动对生育行为

的作用机制,进一步补充和发展家庭财富变动对生育行为影响领域的研究,为完善生育支持政策体系和激励机制,推动建设生育友好型社会提供有益启示。

二、文献述评

关于财富变动对生育行为影响的研究,主要有三种不同观点。第一种观点认为财富增加有利于生育行为提升。有学者基于美国佐治亚州土地彩票中奖的财富变动研究,发现中奖的财富增加能够使得中奖者的生育行为平均增长 0.13 左右(Bleakley and Ferrie, 2016)。Tsai 等(2022)进一步发现,当中奖的财富增加超过一定阈值(100 万新台币)时,不仅有利于生育数量增加,还能促使人们更早结婚。还有学者以财产继承来衡量财富变动,发现继承的财富增加会促进生育数量的提升(李楠、甄茂生,2015)。Ang 等(2024)通过研究住房政策引发的财富变动,发现住房财富每增加 1%,生育率相应提升 0.18%,且财富增加后生育孩子的健康状况明显改善。此外,Gallego 和 Lafortune(2023)利用智利国际大宗商品繁荣冲击带来的财富变动发现,商品繁荣的财富增加能够促进生育数量的增加,这在已婚与受教育水平较低的群体中更为突出。

第二种观点认为财富增加会抑制生育行为。Hailemariam(2024)通过石油价格上涨冲击探究财富增加对生育行为的影响,结果显示人均国民财富增加对平均生育率有负向影响,且在生育率中位数以上梯度群体中尤为明显。原因在于财富值较高的父母养育孩子的机会成本也较高,更强的替代作用使得其生育水平相对较低。Liu 等(2023)利用中国房地产热潮探究财富变动对生育的影响,发现房产价值每增加 10 万元人民币,未来两年内女性房主的生育可能性将下降 14%,尤其在 35-45 岁和已育有子女的女性中,财富增加的生育负向影响更为显著。Li(2024)进一步基于 1870—2012 年多个国家和地区的房价冲击带来的财富变动研究发现,实际房屋价值每增加 10%,妇女的平均生育数量将减少 0.01~0.03。

第三种观点认为财富变动对生育行为存在非线性影响。Ohinata 和 Varvarigos(2020)基于早期工业化到现在的北欧发达国家的生育率变动,发现随着经济发展带来家庭财富的增加,生育率呈现升降升的“N”型波动趋势。第一阶段是经济发展的早期,家庭财富增加主要用于提升子女的生育数量,较少对子女进行教育投资;第二阶段是经济发展中期,家庭财富增加后,父母开始重视并投资子女教育,然而财富增量有限,出现子女数量与质量的权衡,使得生育率相对下降;第三阶段是家庭财富增长到一定程度后,家庭不再受到数量与质量权衡的限制,在投资子女教育的同时也提高了生育数量。

财富变动对生育行为的影响之所以存在争议,主要有以下两点原因。第一,不同历史阶段、不同国情与文化背景下,财富变动与生育的关系存在差异。(1)早期工业化时代与信息化时代的财富增加意义不同,早期工业化时代人们拥有的物质资源和对子女教育的关注度远不及现在(Ohinata and Varvarigos, 2020),因而可能会产生在不同历史阶段中财富增加对生育行为的非线性影响;(2)发达国家与发展中国家的社会制度、经济发展状况以及生育阶段不同,即使在相同的年代,部分发达国家也比我国更早进入低生育率发展阶段,经济水平与生育环境差异会影响财富变动对生育的作用效果;(3)相较于部分国家个人本位的社会文化,在中国更加注重集体、家庭与传承的传统家本位文化中,父母愿意为了更多生育和更好养育子女牺牲自己的个人利益。第二,财富变动与生育行为之间存在反向因果问题,不同研究对反向因果问题的处理程度不同。人的劳动是财富的源泉,部分贫困家庭可能会通过提高生育数量的方式增加家庭劳动力供给,以促进财富积累。这种反向因果问题的存在可能

会导致财富变动的生育效应被高估。在此基础上,部分研究通过解释变量滞后期的作用或引入工具变量的方法进行缓解(Clark and Ferrer, 2019; Li, 2024),但前者可能受经济类变量的惯性影响,后者则无法确保排他性需求,难以充分解决反向因果问题。还有学者采用如上述彩票中奖、财产继承等冲击带来的财富增加进行研究,但这些方式的冲击在我国并不常见,且数据年代久远。因而,在中国低生育率背景下,政策生育率远高于实际生育率,需结合现实国情对我国财富变化与生育行为的关系进行重新审视与探讨,并尽可能排除研究的反向因果问题。

房屋拆迁作为中国城镇化进程中一种重要的时期性现象,在研究财富变动对生育影响方面具有较大优势。(1)房屋拆迁补偿(货币补偿和房屋置换)可以为被拆迁家庭带来一次性额度相对较大的财富变动,这一定程度上近似于彩票中奖、财产继承等偶然性外部冲击,有效地剥离了内生性生育决策的干扰,更加真实反映财富变动的生育作用效果。(2)随着我国城镇化水平不断提升,房屋拆迁在全国范围内稳步推进,其数据可得性与代表性较好,且房屋拆迁冲击带来的家庭财富变动如何影响被拆迁者的生育行为较少有研究涉及。(3)房屋拆迁的相关政策也逐渐完善,更大限度保障了被拆迁者的权益,兼顾公平与效率。因此,本文利用房屋拆迁这一准自然实验,使用CFPS2012—2020年数据评估了家庭财富增加对生育行为的影响,并进一步分析财富增加对不同群体生育行为的影响差异以及对生育行为的影响机制,能够有效解决财富变动对生育行为研究的反向因果问题,为新时期建立生育补贴制度、完善生育支持政策体系提供参考。

三、制度背景与研究假说

(一) 制度背景

改革开放以来,随着人口大量向城镇流动,原始的城市建设与功能服务已无法满足居民日益增长的美好生活需要,地方政府开始进行大规模城市更新与旧城改造工作(王健康等, 2016)。作为城市更新与旧城改造进程中的关键环节,房屋拆迁对城中村、城郊村民以及旧城区居民的生活条件、行为模式与决策产生了深远影响。为适应不同时期社会与经济发展的需要,我国的房屋拆迁制度也在持续发展与调整。1991年,国务院发布《城市房屋拆迁管理条例》(中华人民共和国国务院令 第78号),指出被拆迁人是指被拆除房屋及其附属物的所有人和使用人。拆迁人必须依照本条例规定,对被拆迁人给予补偿和安置。拆迁补偿实行产权调换、作价补偿,或者产权调换和作价补偿相结合的形式。根据2001年国务院公布的《城市房屋拆迁管理条例》(中华人民共和国国务院令 第305号),被拆迁人,是指被拆迁房屋的所有人。拆迁补偿的方式可以实行货币补偿,也可以实行房屋产权调换。货币补偿的金额,根据被拆迁房屋的区位、用途、建筑面积等因素,以房地产市场评估价格确定。2011年,国务院公布《国有土地上房屋征收与补偿条例》(中华人民共和国国务院令 第590号),规定实施房屋征收应当先补偿、后搬迁,《城市房屋拆迁管理条例》同时废止。

本文主要关注自2011年《国有土地上房屋征收与补偿条例》颁布以来我国房屋拆迁制度的发展。该阶段的制度优化体现在以下三个方面:第一,房屋拆迁补偿责任分工更加清晰。房屋征收与补偿工作由以往的取得房屋拆迁许可证的建设单位或者个人实施,转变为由市、县级人民政府确定的房屋征收部门组织实施,这一转变在提升制度执行力的同时,也有助于增强政策执行的透明度与公信力。第二,房屋拆迁补偿范围更为广泛。明确了房屋拆迁的补偿范围不仅有被征收房屋价值的补偿,还包括由此造成的搬迁、临时安置以及停产

停业损失的补偿,全方位保护被拆迁家庭的合法利益。第三,房屋拆迁补偿标准更为科学。货币补偿方面,增加了房地产价格评估机构由被征收人协商选定;房屋产权调换方面,则要求“因旧城区改建征收个人住宅,被征收人选择在改建地段进行房屋产权调换的,作出房屋征收决定的市、县级人民政府应当提供改建地段或者就近地段的房屋”,进一步保证货币补偿和产权调换的等价性。同时要求“对被征收房屋价值的补偿,不得低于房屋征收决定公告之日被征收房屋类似房地产的市场价格”。可见,现行的房屋拆迁制度更加公平、合理,在适应社会经济发展的同时兼顾广大人民群众期望与诉求,有效保证了房屋拆迁的顺利实施。

(二) 研究假说

本文认为房屋拆迁带来的家庭财富增加会对生育行为产生一定的促进作用,并从养育能力强化效应与生育意愿激励效应两个方面梳理房屋拆迁的财富增加影响生育行为的机理。

1. 养育能力强化效应

养育能力体现的是父母所能给予的家庭资源支持,是生育养育子女的基础。Leibenstein (1957) 最早利用“成本-效用”理论分析家庭的生育决策,他将孩子的生育成本划分为直接成本与间接成本。Becker (1960) 进一步提出了子女的需求理论,认为随着家庭财富增加,父母对子女的需求也会相应增加。这意味着当家庭财富增加时,父母的养育能力相对提升,同时子女的养育成本相对下降,有利于生育数量的增加。而现在,家庭财富增加带来的养育能力强化不仅体现在父母能够为多子女提供良好的物质经济资源,相对降低新生儿分娩、子女出生后的生活成本、教育成本等直接成本,还表现在父母能够通过雇佣家政与专业育儿人员,相对减轻由于怀孕、哺育和照料子女所牺牲的个人时间、精力和机会等间接成本。房屋拆迁的财富增加往往能够强化父母的养育能力,相对降低生育养育子女的直接成本与间接成本,从而有助于促进实际生育行为。由此,本文提出:

假说 1: 家庭财富增加能够通过养育能力强化效应促进生育行为。

2. 生育意愿激励效应

生育意愿是一种主观心理属性,是个体的心理活动、体验和过程,也可视为父母的生育动机或对子女的消费动机。当财富增加时,父母对子女的消费动机也会随之上升,即激励生育意愿增加。生育意愿的提升能够促进实际生育行为 (Dommermuth et al., 2015)。Johnson-Hanks 等 (2011) 提出的接合行动理论认为,个体的生育行为是由特定的外部社会环境与主观心理模式相互作用的结果。人们的生育意愿会与所处的角色、情景、社会约束等特定环境相互接合,并在接合中锚定,进而影响实际生育行为 (吴帆, 2020)。当房屋拆迁带来的家庭财富增加,改变了被拆迁者所处的外部社会环境 (如社会经济地位等) 时,这种正向外部环境变动与积极的生育意愿相互接合,将促进实际生育行为。由此,本文提出:

假说 2: 家庭财富增加能够通过生育意愿激励效应促进生育行为。

四、研究设计

(一) 数据与变量

本文所使用的数据来自中国家庭追踪调查 (CFPS)。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心开展的具有全国代表性的大型微观入户调查,该调查自 2010 年开始每两年进行一轮,覆盖全国 25 个省 (自治区、直辖市),调查内容涉及经济、生育、健康、价值观等多领域信息,符合本文研究的数据要求。

考虑到拆迁预期会影响个体的生育决策与行为,而 CFPS 问卷仅在 2012 年询问了拆迁预期的内容,因此本文以 2012 年作为研究基期,采用 2012—2020 年的 CFPS 数据,研究房屋拆迁的财富变化对生育行为的影响。本文对样本数据进行如下处理:(1)依照个人编码,将 2012—2014 年的家庭关系库、家庭经济库以及少儿库的相关数据与个人库进行匹配,筛选出 15—49 岁的育龄群体。(2)剔除重要变量存在缺失的样本。(3)由于部分家庭 2012 年以前经历过房屋拆迁,可能存在内生性问题,因此剔除了 2012 年“获得房屋拆迁补偿”的区县样本。(4)为尽可能排除区域特征差异对估计结果的干扰,仅保留同时有控制组(未拆迁家庭)和处理组(拆迁家庭)的区县样本。

1.关键解释变量

本文的关键解释变量为 *treat*×*post* 交互项。其中,*treat* 为经历房屋拆迁的家庭。2014 年的 CFPS 问卷询问“家庭过去一年是否经历过房屋拆迁”,若回答“是”,则将其定义为处理组,赋值为 1;若回答“否”,则将其定义为控制组,赋值为 0。考虑到从决策到分娩的时间以及相邻两孩的生育间隔时间相对较长,将 2014 年的样本追踪至 2020 年,以避免短期内生育行为无法实现产生的估计偏差。此外,为保证控制组在研究期内的一致性,剔除了控制组中在 2014 年后经历房屋拆迁的样本。*post* 为《国有土地上房屋征收与补偿条例》颁布后,本文在研究期内构造的发生房屋拆迁的时期虚拟变量。2012 年为研究期内样本家庭未发生房屋拆迁的时期,赋值为 0;2014—2020 年为研究期内样本家庭发生房屋拆迁的时期,赋值为 1。由表 1 可知,研究期内追踪的处理组样本共 693 个,控制组样本 31038 个。

本文对房屋拆迁家庭获得的拆迁补偿进行一定处理。2014 年 CFPS 问卷询问“过去一年,您家收到的住房拆迁补偿共有多少万元”,但由于 2014 年经历过拆迁的受访者中有部分表示对拆迁所获得的包括现金与房产在内的拆迁补偿金额不清楚或者为 0,且 CFPS 问卷没有询问被拆迁房屋的原始价值。因此,本文根据同村邻近家庭已回答房屋拆迁补偿的金额,计算拆迁补偿与其 2012 年自评房产价值的比例关系均值^①。在此基础上,利用该比例均值与待补充拆迁补偿家庭的 2012 年自评房产价值,近似估计待补充家庭的房屋拆迁补偿金额,作为拆迁补偿金额的代理变量,以便综合衡量房屋拆迁所得的财富增量。总体上,被拆迁家庭的拆迁补偿均值为 32.463 万元,这一定程度上与拆迁家庭的城镇居住比例相对较高有关。已有研究表明,普通农村地区、城郊片区以及城镇地区的房屋拆迁补偿额度逐渐增加(仇叶,2021)。

2.被解释变量

本文的被解释变量是生育数量。由于 CFPS 问卷中没有直接询问受访者的生育数量问题,因此本文参考郭凯明等(2021)的方法,采用家庭库中的子女统计数据作为受访者的生育数量。由表 1 可知,2012—2020 年间处理组的生育均值为 1.133,略高于控制组的生育均值(1.127)。2021 年国家卫健委公布数据显示我国育龄妇女平均生育意愿为 1.64,而现有研究表明实际生育数量小于生育意愿(宋健、郑航,2021),因此本文采用的样本基本符合当前我国的生育水平趋势。

3.控制变量

为控制其他因素对生育行为的影响,本文选取了个人特征、家庭特征和地区特征三类变量作为控制变量。(1)个人特征:拆迁预期(未来一年所在地区“是”或“有可能”有房屋拆迁

①由于不同区县和村庄的补偿金额与 2012 年自评房产价值的比例不同,因此依照各区县和村庄内的补偿比例对缺失的拆迁家庭补偿金额进行补充。

计划=1,“无”房屋拆迁计划=0)①;个人受教育程度(小学及以下=1,中学=2,大专及以上=3);个人性别(男=1,女=0);居住城乡(城镇=1,乡村=0);是否在业(在业=1,失业=0);健康状况自评(不健康=1,一般=2,比较健康=3,很健康=4,非常健康=5);对他人信任程度(信任他人=1,不信任=0)。(2)家庭特征:父母受教育程度②(文盲半文盲=0,小学=1,中学=2,大专及以上=3);家庭规模(家庭同住人口数);人均家庭纯收入;居民消费性支出;家庭总资产;子女教育支出。(3)地区特征:地区生育保险参与率(缴纳生育保险人数/地区总人数×100%);地区人均 GDP。此外,为减小异方差影响,本文参考现有文献做法(宋健、刘志强,2020),对收支、资产和地区经济类指标进行平减后,加 1 取对数处理。

主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变量		处理组				控制组			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
生育数量		1.133	0.827	0	4	1.127	0.879	0	6
ln(拆迁所得补偿)		11.237	1.736	7.601	15.255	0	0	0	0
个人特征	拆迁预期	0.481	0.500	0	1	0.115	0.319	0	1
	个人受教育程度	1.967	0.674	1	3	1.919	0.654	1	3
	个人性别	0.478	0.500	0	1	0.494	0.500	0	1
	居住城乡	0.664	0.473	0	1	0.494	0.500	0	1
	是否在业	0.798	0.402	0	1	0.740	0.439	0	1
	健康状况自评	3.146	1.087	1	5	3.285	1.125	1	5
	对他人信任程度	0.557	0.497	0	1	0.573	0.495	0	1
家庭特征	父母受教育程度	1.556	0.570	1	3	1.357	0.713	0	3
	家庭规模	4.528	1.738	1	16	4.477	1.746	1	17
	ln(人均家庭纯收入)	9.731	1.108	4.605	13.182	9.475	1.058	1.322	15.226
	ln(居民消费性支出)	9.953	3.055	0	12.884	10.649	1.164	0	15.343
	ln(家庭总资产)	12.521	1.681	4.605	16.377	12.479	1.646	0	17.939
地区特征	ln(子女教育支出)	2.932	3.889	0	10.994	3.105	3.919	0	13.122
	地区生育保险参与率(%)	12.985	9.225	4.562	44.692	12.833	8.792	4.562	61.264
样本数量	ln(地区人均 GDP)	10.731	0.455	9.841	11.963	10.666	0.455	9.841	12.009
		693				31038			

注:描述性统计部分的调查数据均采用 CFPS 数据提供的调整后的个人截面权重数进行加权处理。

(二) 模型构建

本文基于中国房屋拆迁的外生冲击,采用双重差分法探究家庭财富变化对生育行为的影响。本文构建如下基准模型:

$$childnum_{it}=\beta_0+\delta treat_{it}\times post_t+\beta_1X_{it}+\alpha_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

(1)式中: i 表示调查个体, t 表示年份。被解释变量 $childnum_{it}$ 为调查对象 i 在 t 期的生育数量。 $treat_{it}$ 表示调查对象 i 在 2014 年是否经历房屋拆迁, $post_t$ 表示研究期内构造的样本家庭发生房屋拆迁的时期,即 2014—2020 年。 X_{it} 表示一系列控制变量。 α_i 为家庭固定效应, μ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。模型中的核心系数为 δ ,表示房屋拆迁冲击带来的家庭财富变化对生育行为的因果影响。在模型聚类方面,考虑到房屋拆迁存在变更社区或村庄的可能性,本文采用家庭层面聚类标准误进行估计。

①在设置“拆迁预期”的控制变量时,本文参照刘宏等(2021)的方法,采用识别的拆迁预期(二值变量)与时间乘积的形式来控制房屋拆迁的预期判断对生育行为的影响。

②“父母受教育程度”变量使用父亲与母亲二者的最高学历表示。

此外,处理组与控制组在期初的其他可观测特征上也可能存在差异,如房屋拆迁事件多发生在城中村与城郊结合地区,该地区的被拆迁家庭可能存在一定自选择问题。因此,本文采用双重差分和倾向得分匹配结合的方法估计房屋拆迁的全面影响,即平均处理效应。该方法一定程度上克服了观测数据所产生的自选择问题。具体分两步,首先,依据期初特征估计发生房屋拆迁的概率与期初所有可观测变量之间的关系,匹配其他特征相似而房屋拆迁情况不同的个体。其次,利用倾向得分匹配后的样本进行双重差分,以消除处理组和控制组期初特征差异产生的随时间变化而变动的影响。具体的 PSM-DID 模型如下:

$$PSM-DID = E[N_{i1}^{treat=1} - N_{i0}^{treat=1} | P(Z_{i0}), treat_i = 1] - E[N_{i1}^{treat=0} - N_{i0}^{treat=0} | P(Z_{i0}), treat_i = 0] \quad (2)$$

(2)式中: $N_{i1}^{treat=1}$ 为房屋拆迁后处理组个体*i*的结果变量, $N_{i0}^{treat=1}$ 为房屋拆迁前处理组个体*i*的结果变量, $N_{i1}^{treat=0}$ 和 $N_{i0}^{treat=0}$ 分别为控制组个体*i*在不同时期的结果变量; Z_{i0} 为个体期初特征变量,主要包括个体特征(拆迁预期、个人受教育程度、个人性别、居住城乡)、家庭特征(父母受教育程度、家庭规模、人均家庭纯收入、消费性支出、家庭总资产)和地区特征(生育保险参与率、地区人均GDP)。 $P(Z_{i0})$ 为依据期初特征变量估计得到的倾向得分。PSM-DID模型(2)为控制期初所有可观测变量,允许处理组和控制组的结果变量随期初可观测特征的差异而有不同的时间变化趋势,在一定程度上放松了DID的平行趋势假设要求。

此外,为进一步验证房屋拆迁获得财富对生育行为的边际促进效应,本文还构建了如下计量模型:

$$childnum_{it} = \beta_0 + \varphi \ln CHD_i \times post_t + \beta_1 X_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中: $\ln CHD_i$ 为个体*i*获得的房屋拆迁补偿对数值。系数 φ 表示拆迁财富增加带来的边际生育倾向。其余变量设置与(1)式相同。

最后,考虑到CFPS追踪性数据的特点及其样本抽样的设计原理,本文采用CFPS数据库提供的基于全国总样本抽样调整后的个人截面权数进行加权,如无特殊说明,之后的所有回归结果均采用上述权数进行调整。

五、家庭财富对生育行为影响的计量分析

(一)家庭财富变化对生育行为的影响

房屋拆迁带来的家庭财富变化对生育行为影响的双重差分固定效应回归结果,如表2所示。第(1)列与第(3)列为房屋拆迁与拆迁所得补偿对生育行为影响的基准回归,第(2)列与第(4)列为加入倾向得分匹配的双重差分回归。总体上,房屋拆迁带来的家庭财富增加对生育行为具有显著促进作用。第(1)列的结果显示,相较于未拆迁群体,经历房屋拆迁群体的平均生育数量增长了12.9%,表明房屋拆迁的财富增加对生育行为具有正向促进作用。从第(3)列的回归结果看,房屋拆迁带来的财富增加的边际生育倾向为0.012,表明房屋拆迁带来的财富每增加10%,会使得生育行为提高0.12%。财富增加的边际生育行为提升幅度相对较小。第(2)列的结果显示,房屋拆迁使得处理组生育数量在5%的水平上显著增长了11.3%,与基准回归相比,加入倾向得分匹配的回归中,房屋拆迁的财富变动对生育行为的促进系数有所降低,体现出控制期初特征变量的必要性。第(4)列的结果表明,在加入倾向得分匹配后的回归中,房屋拆迁带来的财富每增加10%,会促进生育行为显著提高0.11%。考虑到房屋拆迁与拆迁补偿的系数显著性的一致性与拆迁财富增加边际效应的差异性,本文后续的回归主要采用模型(2)的回归设定进行分析。

表 2 房屋拆迁的财富变化对生育行为影响的基准回归结果^①

变量	生育数量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	DID	PSM-DID	DID	PSM-DID
房屋拆迁×时期	0.129 *** (0.046)	0.113 ** (0.046)		
ln(拆迁补偿)×时期			0.012 *** (0.004)	0.011 *** (0.004)
拆迁预期×时期	-0.039 (0.035)		-0.039 (0.035)	
个人受教育程度(中学)	-0.378 *** (0.028)	-0.378 *** (0.030)	-0.378 *** (0.028)	-0.378 *** (0.030)
(大专及以上)	-0.819 *** (0.045)	-0.832 *** (0.047)	-0.820 *** (0.045)	-0.832 *** (0.047)
个人性别	-0.005 (0.014)	-0.005 (0.016)	-0.005 (0.014)	-0.005 (0.016)
居住城乡	-0.038 (0.042)	-0.038 (0.044)	-0.038 (0.042)	-0.038 (0.044)
是否在业	0.248 *** (0.022)	0.256 *** (0.022)	0.248 *** (0.022)	0.256 *** (0.022)
健康状况自评(一般)	-0.041 * (0.024)	-0.032 (0.025)	-0.041 * (0.024)	-0.032 (0.025)
(比较健康)	-0.127 *** (0.023)	-0.124 *** (0.024)	-0.127 *** (0.023)	-0.124 *** (0.024)
(很健康)	-0.222 *** (0.026)	-0.221 *** (0.027)	-0.222 *** (0.026)	-0.221 *** (0.027)
(非常健康)	-0.223 *** (0.026)	-0.225 *** (0.028)	-0.223 *** (0.027)	-0.225 *** (0.028)
对他人信任程度	-0.032 ** (0.013)	-0.031 ** (0.013)	-0.032 ** (0.013)	-0.031 ** (0.013)
父母受教育程度(小学)	-0.037 (0.028)	0.000 (0.000)	-0.037 (0.028)	0.000 (0.000)
(中学)	-0.319 *** (0.031)	-0.284 *** (0.025)	-0.319 *** (0.031)	-0.284 *** (0.025)
(大专及以上)	-0.492 *** (0.085)	-0.476 *** (0.091)	-0.492 *** (0.085)	-0.476 *** (0.091)
家庭规模	0.071 *** (0.009)	0.074 *** (0.010)	0.071 *** (0.009)	0.074 *** (0.010)
ln(人均家庭纯收入)	-0.030 *** (0.008)	-0.034 *** (0.008)	-0.030 *** (0.008)	-0.034 *** (0.008)
ln(居民消费性支出)	0.001 (0.003)	0.001 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.004)
ln(家庭总资产)	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.004)
ln(子女教育支出)	0.045 *** (0.003)	0.046 *** (0.002)	0.045 *** (0.003)	0.046 *** (0.003)
地区生育保险参与率	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)
ln(地区人均 GDP)	-0.005 (0.079)	-0.022 (0.084)	-0.006 (0.080)	-0.022 (0.084)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.689	0.687	0.689	0.687
N	14987	13937	14987	13937

注：*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；括号内为聚类标准误，下同。

①表中 PSM-DID 模型中的拆迁预期在倾向得分匹配时已经进行控制,不需要在 PSM-DID 回归中重复控制,因而此处不显示“拆迁预期×时期”的系数。

(二) 安慰剂检验与稳健性检验

1. 安慰剂检验

为了检验房屋拆迁的财富变动对生育行为的影响不是其他随机性因素导致的,保证估计结果的可靠性,本文通过 1000 次随机抽样设定“伪处理组”的回归估计进行安慰剂检验。随机抽样设定估计系数与 p 值的检验结果如图 2 所示。可以看出,房屋拆迁的财富变动对“伪处理组”估计系数的均值接近于 0,趋于正态分布, p 值大多在 10%的水平上不显著,且与基准回归系数估计值(0.113)不存在重合。这表明房屋拆迁的财富变动对生育行为的作用不是由其他随机性因素导致的,进一步验证了本文估计结果的可靠性。

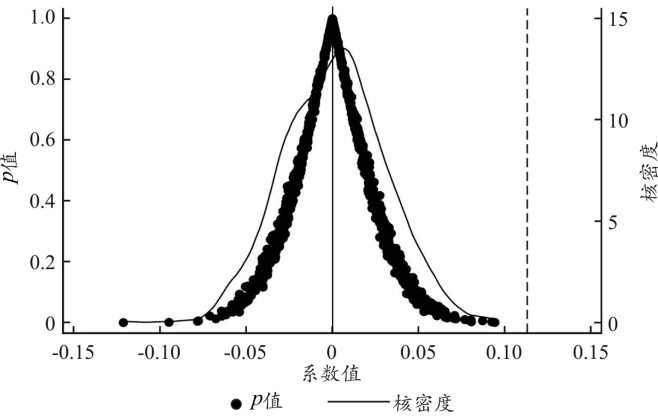


图 2 随机设定处理组的估计系数与概率密度

2. 稳健性检验

本文对基准 DID 回归结果进行了一系列稳健性检验,表 3 为汇总了各种估计方法的稳健性检验结果,表 4 考虑了同时期生育政策的影响,依次进行讨论。

第一,考虑到单期 DID 回归产生的样本损失可能带来的影响,本文采用多时点 DID 进行回归,同时为检验不同年份房屋拆迁的生育影响差异,分别以 2012 年、2014 年和 2016 年为基期进行回归估计。第(一)栏报告了多时点 DID 的回归结果。第二,由于基准回归中的倾向得分匹配仅采用了近邻匹配(1:4)的方式,本文在第(二)栏尝试更换多种匹配方式与精度设置进行回归检验。第三,由于基准回归采用家庭聚类方式进行估计,考虑到同村居内群体经历拆迁冲击的相似性,且同县区内群体社会经济发展较为相近,本文在第(三)栏分别采用村居聚类和区县聚类重新估计。第四,基准模型使用传统 PSM-DID 模型,为利用不同方式消除处理组与控制组期初特征差异的影响,本文参考刘宏等(2021)的方法,在表 3 第(四)栏将倾向得分估计值与时期相乘作为控制变量,进行双重差分回归估计。第五,本文在第(五)栏进行了相关样本调整。一是剔除直辖市样本。考虑直辖市在经济发展、生育压力等方面具有特殊性,在第一行采用删除直辖市检验。二是保留法定结婚年龄及以上样本。考虑到我国当前晚婚晚育趋势及婚内生育的普遍性,在第二行采用保留法定结婚年龄及以上的样本进行检验。三是保留 16-49 岁的年龄样本。考虑到 CFPS 数据库中成年人定义的年龄范围,在第三行采用 16-49 岁年龄样本进行回归。四是保留女性 15-44 岁年龄样本。考虑到 45 岁及以上的女性生育比例较小,在第四行采用女性 15-44 岁的年龄样本进行回归。

总体上,表 3 采用不同估计方法和样本的估计结果均显著,且回归系数与前文基准结果较为相近,显示房屋拆迁的财富增加对生育行为的正向影响结论是稳健的。

表 3 不同估计方法和样本的稳健性检验

稳健性检验方法	估计系数	标准误	样本量
(一)多时点 DID			
2012—2020 年多时点 DID	0.104 ***	(0.038)	38044
2012—2020 年多时点 PSM-DID	0.105 ***	(0.038)	37945
2014—2020 年多时点 DID	0.098 **	(0.046)	37508
2014—2020 年多时点 PSM-DID	0.099 **	(0.046)	37456
2016—2020 年多时点 DID	0.101 **	(0.047)	34243
2016—2020 年多时点 PSM-DID	0.102 **	(0.047)	34207
(二)更换倾向得分匹配模式			
近邻匹配(1:3)	0.113 **	(0.046)	13937
半径匹配(0.01)	0.113 **	(0.046)	13924
半径匹配(0.05)	0.113 **	(0.046)	13937
核匹配	0.113 **	(0.046)	13937
(三)调整聚类方式			
村居聚类	0.115 **	(0.048)	13698
区县聚类	0.113 **	(0.049)	13937
(四)将倾向得分估计值与时期的乘积作为控制变量			
增加倾向得分×时期的控制变量	0.126 **	(0.050)	13937
(五)调整样本			
剔除直辖市样本	0.114 **	(0.048)	12805
保留法定结婚年龄及以上样本	0.118 **	(0.051)	13445
保留 16—49 岁年龄段样本	0.113 **	(0.046)	13937
保留女性 15—44 岁年龄段样本	0.111 **	(0.052)	12150

此外,生育政策也可能对研究结果产生干扰。随着生育水平的不断降低,国家陆续放开了二孩政策、三孩政策。测度期内二孩政策的放开可能会对估计结果产生影响。因此,本文一方面删除 2016 年以前的样本,保证测度期处于全面二孩政策下进行,另一方面设置二孩政策的虚拟变量进行控制,以排除生育政策的干扰。如表 4 所示,回归结果依然稳健。

表 4 排除其他政策干扰的稳健性检验

变量	生育数量	
	删除 2016 年以前样本	设置二孩政策虚拟变量
	(1)	(2)
房屋拆迁×时期		0.113 ** (0.046)
2016—2020 年房屋拆迁×时期	0.173 * (0.077)	
二孩放开政策		控制
拆迁预期	控制	
控制变量	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
R ²	0.675	0.687
N	11344	13937

(三) 异质性分析

为进一步深入理解房屋拆迁带来的家庭财富变化对生育行为影响,本部分从子女特征角度(子女数量、子女性别)和主观感受角度(生活满意度、社会地位)进行分组回归,比较不同类型群体财富增加对生育的影响。

首先从子女特征角度进行分组回归,结果如表 5 所示。子女少、无男孩群体的房屋拆迁带来的财富增加对其生育行为的促进作用更强。具体来看,子女数量方面,期初少于两个子女的被拆迁群体的生育行为显著提升了 9.4%,但房屋拆迁的财富增加对期初两个及以上子女的受访者没有显著影响。一方面,随着子女数量增加,生育养育成本逐渐上升,在保证养育质量的同时会稀释房屋拆迁带来的财富增量;另一方面,生育子女的边际效用也会随子女数量的增多而降低。因此,拆迁的财富增加对子女较少群体的生育促进作用更为突出。

子女性别方面,房屋拆迁带来的财富增加对无男孩群体的生育行为平均提升了13.2%,但对有男孩群体的生育促进作用不明显。这一定程度上与生育的男孩偏好有关,传统生育观念中男性在传宗接代、养儿防老等方面具有相对优势,当家庭无男孩时,生育男孩的愿望可能会更为强烈,因而拆迁财富增加的生育提升效应更大。

表 5 子女数量与子女性别异质性分析

变量	生育数量			
	二孩以下	二孩及以上	无男孩	有男孩
	(1)	(2)	(3)	(4)
房屋拆迁×时期	0.094 * (0.055)	-0.053 (0.034)	0.132 *** (0.050)	0.030 (0.029)
拆迁预期	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.634	0.681	0.783	0.875
N	8414	5633	5553	7977

再从主观感受角度分组回归,如表 6 所示。生活满意度较高和社会地位较高群体的房屋拆迁带来的财富增加对生育行为的促进作用更强。具体来看,生活满意度方面,相较于未拆迁群体,拆迁带来的财富增加对生活满意度中等和较高群体的生育行为促进效应分别为 11.1%和 9.9%,但对生活满意度较低群体的生育行为无明显影响。生活满意度较高一定程度反映了受访者具有较为积极的态度和乐观的未来预期,表现为对养育子女的信心与生育意愿较强。在积极生育意愿的基础上,房屋拆迁带来的财富增加能够提供物质保障,有助于生育意愿转化为生育行为。

社会地位方面,房屋拆迁带来的财富增加对社会地位自评较高群体的生育促进效应为 32.5%,是自评中等群体的 3 倍左右,而房屋拆迁带来的财富增加对社会地位自评较低群体的生育行为没有显著影响。这与已有研究结论较为一致(石智雷、王璋,2024)。依据马斯洛需求层次理论,社会地位较高的群体通常拥有相对较好的物质条件,此时房屋拆迁的财富增加更倾向于满足该群体的自我实现、个人价值等高层次需求,因而作为个人价值体现之一的生育行为也会得到相应提升。但社会地位较低的群体很可能面临住房拥挤、收入低且不稳定等较为严峻的生存困境,此时房屋拆迁的财富增加会优先改善该群体的生存环境,从而对

生育行为等高层次需求的促进效应会相应减弱。

表 6 生活满意度与社会地位异质性分析

变量	生育数量					
	生活满意度 较低	生活满意度 中等	生活满意度 较高	社会地位 较低	社会地位 中等	社会地位 较高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房屋拆迁×时期	-0.090 (0.154)	0.111 ** (0.052)	0.099 * (0.052)	0.062 (0.062)	0.107 * (0.056)	0.325 ** (0.145)
拆迁预期	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.791	0.964	0.753	0.761	0.726	0.779
N	1906	5685	5034	4635	6399	1596

六、家庭财富变化影响生育行为的机制分析

前文验证了房屋拆迁的财富变化对生育行为具有正向影响。那么,拆迁的财富变化影响生育行为的内在机制是什么? 本节将从养育能力强化效应和生育意愿激励效应两个维度进行检验。

(一) 养育能力强化效应

房屋拆迁的财富增加能够通过养育能力强化效应影响生育行为。房屋拆迁冲击可以通过排他性的财富再分配促进被拆迁者的家庭财富增加,能够一定程度上强化父母的养育能力,相对降低生育养育子女付出的分娩、日常生活、教育等直接成本以及时间、精力、劳动等间接成本,进而促进生育行为提升。为检验这一机制,并结合生育与养育的具体实践,本文选取“家庭消费支出”作为养育能力的代理变量,家庭消费支出不仅包含成年个体的衣食住行等生活支出,也包括子女的养育和教育支出。现有研究发现,我国二孩的养育成本接近家庭人均消费支出的一半(申萌等,2022),同时改善家庭设施的支出也为子女提供了良好的家庭环境。因此,家庭消费支出能够较大程度体现父母的养育能力。

本部分采用双重差分法检验房屋拆迁财富变化的养育能力强化效应对生育行为的影响。表 7 第(1)列的回归结果显示,房屋拆迁的财富变动在 1% 置信水平上显著促进了家庭消费支出的增加,表明房屋拆迁的财富变动确能短期内较大幅度提升被拆迁者的养育能力,进而促进生育行为的提升。石智雷和杨云彦(2014)也发现,经济压力是制约人们生育的重要因素。可见,房屋拆迁的财富增加能够通过养育能力强化效应对生育行为产生积极影响。

(二) 生育意愿激励效应

房屋拆迁的财富增加可以通过生育意愿激励效应影响生育行为。生育意愿是指房屋拆迁冲击带来财富变化的一种心理属性,是个体在经历拆迁财富变动时的主观心理活动、体验和过程,也即父母的生育动机。接合行动理论认为,人们的生育意愿会与所处的角色、情景、社会约束等特定环境相互接合(吴帆,2020),进而影响实际生育行为。当房屋拆迁的外部环境变动与积极生育意愿相互接合,将有助于促进生育行为。为检验生育意愿激励效应的存在,本文选取“理想子女数”作为生育意愿的代理变量。

本部分采用双重差分法检验拆迁财富变化的生育意愿激励对生育行为的作用效果。回

归结果如表 7 第(2)列所示,房屋拆迁的财富变动对生育意愿有显著正向影响,表明相较于未拆迁者,房屋拆迁的财富变动能够提升被拆迁者的生育意愿。生育意愿是实现生育行为的必要环节,研究表明生育意愿的增加有助于生育行为实现(Dommermuth et al.,2015),验证了房屋拆迁财富变化的生育意愿激励效应机制。

表 7 养育能力强化与生育意愿激励机制检验

变量	养育能力强化	生育意愿激励
房屋拆迁×时期	0.618 *** (0.234)	0.226 * (0.117)
控制变量	控制	控制
家庭变量效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
R ²	0.932	0.339
N	14851	13290

七、结论与讨论

财富与生育的关系始终是社会关注的热点话题(王晓娟、石智雷,2022)。本文利用我国城镇化进程中的“房屋拆迁”构建双重差分模型进行因果识别,研究房屋拆迁的家庭财富变化对生育行为的影响,拓展了微观层面的财富冲击对生育的影响研究,进一步检验不同群体财富变动的生育行为影响差异,并探讨了家庭财富变动对生育行为影响的作用机制。

研究发现,房屋拆迁带来的家庭财富增加对生育行为有显著正向影响,在控制拆迁预期的情况下使得被拆迁者的生育数量平均提升了 12.9%,在加入倾向得分匹配后的双重差分模型中,该促进作用依然存在。在进行剔除直辖市影响、控制生育政策干扰、更换匹配方法与模型等一系列稳健性检验之后,结果仍保持稳健。此外,家庭财富增加的边际生育倾向结果显示,财富每增加 10%,会促进生育行为提高 0.11%。这表明家庭财富的增加是个体生育行为的重要驱动力,缓解生育和养育子女面临的资源与财富压力是提升生育行为的关键内容。

异质性分析表明,拆迁的家庭财富变化对子女较少、无男孩群体的生育促进作用更强,一定程度上反映出财富增加的生育促进效用更倾向于少子女家庭,并受到传统生育观念中男孩偏好的影响。相较于生活满意度较低的群体,房屋拆迁的家庭财富变化对生活满意度中等及以上居民的生育行为促进效用更显著,即生活越幸福,财富增加的生育促进作用越明显。此外,社会地位自评越高,拆迁的财富变化就越有利于生育行为的增加,即经济条件越好,财富增加的生育促进作用就越明显。

机制分析表明,房屋拆迁的家庭财富变化能够通过养育能力强化效应和生育意愿激励效应促进生育行为。房屋拆迁的财富增加能够强化父母的养育能力,相对减轻生育养育孩子消费开支的直接经济成本以及时间、精力等间接成本,有利于生育数量的提高;同时拆迁财富增加有利于积极生育意愿的形成,以生育决策的提升推动生育行为的增加。

与已有文献“越穷越生”的观点不同,本文研究结论显示,家庭财富的增加可以有效促进实际生育行为。在当前生育成本驱动的低生育率阶段,能否生得起、养得好是父母关注的核心。完善生育支持政策体系,不仅要增加产假、育儿假等时间支持,还要对生育家庭提供相

应经济支持,降低从怀孕到分娩再到子女成长全过程的成本,建立覆盖子女成长周期的生育支持政策体系。在具体政策设计上,一方面,在怀孕分娩阶段,完善生育保险制度体系。逐步提高产前检查和住院分娩的医疗费用报销比例,积极制定并提升一次性生育补贴、生育住房补贴等措施的发放金额,降低家庭生育成本,提升生育保障水平。另一方面,在养育教育阶段,鼓励各地区依据经济发展水平为多孩家庭提供育儿补贴、托育消费券等形式的资金支持,相对降低家庭养育教育成本,减轻家庭养育、教育负担。

本文的不足之处有两点:一是尽管构建了倾向得分匹配的双重差分模型,并采取了一系列措施进行样本控制,但房屋拆迁地区仍无法保证实验的完全随机性,未来有待寻找更合适的准自然实验样本进行验证。二是房屋拆迁的财富变化对生育行为的影响还可能存在很多机制和路径,难以进行全面探讨,本文主要从父母养育能力和生育意愿两个核心路径讨论,仍有其他的机制路径有待后续进一步研究。

参考文献:

- 1.郭凯明、余靖雯、龚六堂,2021:《家庭隔代抚养文化、延迟退休年龄与劳动力供给》,《经济研究》第6期。
- 2.计迎春、郑真真,2018:《社会性别和发展视角下的中国低生育率》,《中国社会科学》第8期。
- 3.李楠、甄茂生,2015:《分家析产、财富冲击与生育行为:基于清代至民国初期浙南乡村的实证分析》,《经济研究》第2期。
- 4.刘宏、侯本宇方、陈斌开,2021:《城镇化进程中财产性收入冲击对家庭消费的影响——来自房屋拆迁的准自然实验》,《财贸经济》第9期。
- 5.孟宪春,2023:《房价对家庭债务和财富分布的影响:理论机制与应对策略》,《经济研究》第4期。
- 6.仇叶,2021:《公平博弈与拆迁秩序——基于两种拆迁补偿模式的比较分析》,《中国农村经济》第9期。
- 7.申萌、马丽媛、郝宇彪,2022:《孩子养育成本与福利补偿——基于家庭消费结构变化的视角》,《人口与经济》第6期。
- 8.石智雷,2015:《多子未必多福——生育决策、家庭养老与农村老年人生活质量》,《社会学研究》第5期。
- 9.石智雷、王璋,2024:《社会经济地位与居民生育:一个生育不平等分析框架》,《人口学刊》第4期。
- 10.石智雷、杨云彦,2014:《符合“单独二孩”政策家庭的生育意愿与生育行为》,《人口研究》第5期。
- 11.宋健、刘志强,2020:《中国老年人的婚姻状况与教育的影响——基于CLASS三期调查数据的实证分析》,《人口研究》第2期。
- 12.宋健、郑航,2021:《中国生育研究现状与问题——基于方法视角的观察》,《中国人口科学》第5期。
- 13.王建康、谷国锋、姚丽、陈园园,2016:《中国新型城镇化的空间格局演变及影响因素分析——基于285个地级市的面板数据》,《地理科学》第1期。
- 14.王晓娟、石智雷,2022:《从收入到资产:财富不平等与居民生育意愿》,《经济评论》第1期。
- 15.吴帆,2020:《生育意愿研究:理论与实证》,《社会学研究》第4期。
- 16.岳希明、英成金,2022:《我国家庭住房财富不平等变化(1995—2018年)》,《南开经济研究》第12期。
- 17.Ang, G., Y. Tan, Y. Zhai, F. Zhang, and Q. Zhang. 2024. “Housing Wealth, Fertility and Children’s Health in China: A Regression Discontinuity Design.” *Journal of Health Economics* 97(5): 102915.
- 18.Arpino, B., and D. Vignoli. 2021. “Time Preferences and Fertility: Evidence from Italy.” *Demographic Research* 44: 1185–1228.
- 19.Becker, G. S. 1960. *An Economic Analysis of Fertility: In Demographic and Economic Change in Developed Countries*. New York: Columbia University Press.
- 20.Bleakley, H., and J. Ferrie. 2016. “Shocking Behavior: Random Wealth in Antebellum Georgia and Human Capital across Generations.” *The Quarterly Journal of Economics* 131(3): 1455–1495.
- 21.Clark, J., and A. Ferrer. 2019. “The Effect of House Prices on Fertility: Evidence from Canada.” *Economics Letters* 183(1): 164–203.
- 22.Dommermuth, L., J. Klobas, and T. Lappegård. 2015. “Realization of Fertility Intentions by Different Time

- Frames.” *Advances in Life Course Research* 24(4): 34–46.
23. Gallego, F., and J. Lafortune. 2023. “Baby Commodity Booms? The Impact of Commodity Shocks on Fertility Decisions and Outcomes.” *Journal of Population Economics* 36(1): 295–320.
24. Hailemariam, A. 2024. “Income and Differential Fertility: Evidence from Oil Price Shocks.” *Journal of Demographic Economics* 90(2): 31–54.
25. Huttunen, K., and J. Kellokumpu. 2016. “The Effect of Job Displacement on Couples’ Fertility Decisions.” *Journal of Labor Economics* 34(2): 403–442.
26. Johnson-Hanks, J. A., C. A. Bachrach, S. P. Morgan, and H. P. Kohler. 2011. *Understanding Family Change and Variation: Toward a Theory of Conjunctural Action*. Dordrecht: Springer Press.
27. Leibenstein, H. 1957. “Economic Backwardness and Economic Growth: Studies in the Theory of Economic Development.” *Population* 126(1): 1349–1350.
28. Li, W. 2024. “Do Surging House Prices Discourage Fertility? Global Evidence, 1870 – 2012.” *Labour Economics* 90(5): 102572.
29. Liu, H., L. Liu, and F. Wang. 2023. “Housing Wealth and Fertility: Evidence from China.” *Journal of Population Economics* 36(1): 359–395.
30. Malthus, T. R. 1798. *An Essay on the Principle of Population*. London: Paul’s Churchyard Press.
31. Ohinata, A., and D. Varvarigos. 2020. “Demographic Transition and Fertility Rebound in Economic Development.” *The Scandinavian Journal of Economics* 122(4): 1640–1670.
32. Tsai, Y. Y., H. W. Han, K. T. Lo, and T. T. Yang. 2022. “The Effect of Financial Resources on Fertility: Evidence from Administrative Data on Lottery Winners.” arXiv: 2212.06223.

The Impact of Changes in Household Wealth on Fertility Behavior: Based on the Quasi-natural Experiment of Housing Demolition

Wang Yun^{1,3} and Shi Zhilei^{2,3}

(1: School of Public Management, Zhongnan University of Economics and Law;

2: School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law;

3: Population and Health Research Center, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: How the changes in household wealth influence fertility behavior has long been a significant issue in the academic circle, but relevant empirical evidence awaits in-depth exploration. The article adopts the quasi-natural experiment of “house demolition” during the urbanization process to construct a difference-in-differences model, and utilizes the data from the China Family Panel Studies (CFPS) from 2012 to 2020 to empirically examine the impact of the household wealth changes brought about by house demolition on fertility behavior. It is found that wealth changes brought about by house demolition can significantly enhance the number of births of residents. The results remain robust when incorporating propensity score matching and excluding interference from fertility policies. Fertility behavior promotion is stronger for groups with fewer children, no boys, higher life satisfaction, and higher social status. The mechanism analysis suggests that housing demolition shocks can influence fertility behavior through the reinforcing effect of parenting ability and the enhancing effect of fertility intention. The conclusions of the article deepen the understanding of the fertility-promoting effect of wealth and provide insights for further improving the fertility policy in the stage of negative population growth.

Keywords: Housing Demolition, Wealth Changes, Fertility Behavior

JEL Classification: J13, J18

(责任编辑: 惠利、陈永清)