

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

汪 伟^{1,2}, 杨嘉豪³, 吴 坤⁴, 徐 乐¹

(1. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433; 2. 上海财经大学 上海市金融信息技术研究重点实验室, 上海 200433; 3. 民生通惠资产管理有限公司, 上海 200120; 4. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

摘 要: 二孩政策是中国促进人口结构优化与经济社会发展的一项重要公共政策。利用中国家庭追踪调查 (CFPS) 的四期数据, 文章评估了“单独二孩”和“全面二孩”政策对家庭生育与消费的影响。研究发现: (1) “单独二孩”政策对单独家庭的二孩生育行为没有产生显著性影响, 这一结果支持了“单独遇冷”的学界共识; (2) “全面二孩”政策对非单独家庭的二孩生育产生了微弱的影响, 政策实施后, 非单独家庭生育二孩的概率相比政策前的所有家庭都提高了约 2.3%; (3) “单独二孩”政策并没有对非单独家庭的消费产生影响, 但是“全面二孩”政策显著降低了生育二孩的非单独家庭的消费; (4) 从家庭消费结构来看, 生育二孩的非单独家庭的发展和享受型消费明显下降, 但是生存型消费并没有明显降低; (5) 房贷对生育二孩的非单独家庭的消费存在一定的抑制效应; “全面二孩”政策主要影响生育二孩的低收入非单独家庭和“体制外”非单独家庭的消费, 对高收入非单独家庭和“体制内”非单独家庭的消费则没有影响。文章的研究为评估二孩政策的实施效果及对家庭消费的影响提供了经验证据。

关键词: 二孩政策; 二孩生育行为; 家庭消费

中图分类号: F01 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2020)12-0079-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20200918.403

一、引 言

计划生育政策是中国的基本国策, 这一政策的严格执行推动了中国人口增长模式的巨大转变。20 世纪 70 年代至 90 年代中后期, 中国的总和生育率 (TFR) 由 5.81 急剧下降至 1.8 左右 (邬沧萍等, 2003), 而到 2015 年, 国家统计局公布的全国 1% 人口抽样调查数据更是下降到了惊人的 1.047, 这标志着中国已经进入严重少子化阶段 (汪伟, 2017)。Lutz 和 Skirbekk (2005) 认为总和生育率 (TFR) 降至 1.5 以下后, 社会就会陷入“低生育率陷阱”, 较长时期难以回升到正常世代更替水平。与持续低生育率相连的是人口老龄化快速发展, 在 2000 年进入老龄化社会时, 中国 60 岁以上老年人口约 1.3 亿, 占总人口比重为 10.2%, 截至 2019 年末中国 60 岁以上老年人口近

收稿日期: 2020-06-28

基金项目: 国家社会科学基金重大项目 (17ZDA049, 18VSI070); 国家自然科学基金面上项目 (71773071); 上海市浦江人才计划 (16PJC034)

作者简介: 汪 伟 (1973-) (通讯作者), 男, 湖南湘阴人, 上海财经大学公共经济与管理学院、上海市金融信息技术研究重点实验室教授, 博士生导师;

杨嘉豪 (1994-), 男, 河北武安人, 民生通惠资产管理有限公司, 经济学硕士;

吴 坤 (1991-), 男, 四川广安人, 上海财经大学经济学院博士研究生;

徐 乐 (1990-), 男, 湖南长沙人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生。

2.54亿,占总人口的比重上升到18.1%。从2012年开始,中国15—59岁的劳动年龄人口每年以超过300万的速度减少。^①根据联合国预测,中国将在2030年前后迎来人口老龄化的高峰,2050年,60岁以上老年人口的比重将达到35%—40%(United Nations, 2017),人口老龄化已经成为一种不可逆转的趋势(彭希哲和胡湛,2011)。

严重的“少子化、老龄化”趋势使人口红利基本消失,给中国经济社会发展带来了巨大挑战(蔡昉,2010)。为了应对持续低生育与人口老龄化的挑战,修正失衡的人口结构,中央加快了生育政策调整的步伐,于2013年11月开始放开单独家庭生育二孩,“单独二孩”政策执行不到两年,2015年10月又全面放开生育二孩,中国的生育政策也进入了2.0时代。随着生育政策的变化,家庭面临的生育激励必然会发生改变,进而对家庭的生育与消费行为产生影响。结合上述中国经济社会发展的现实背景,本文试图考察以下重要问题:(1)二孩政策实施后,一孩家庭的生育行为是否发生变化?二孩生育率水平如何?(2)对于受二孩政策影响的群体,二孩生育行为是否对家庭的消费水平与消费结构产生影响?如果存在影响,其内在作用机制是什么?对上述问题的考察将关系到未来的政策走向。

要讨论生育政策变化对生育的影响,需要考察家庭生育孩子的动机。自Becker(1960)开创性论文以来,现有文献一般将孩子视为父母的“消费品”(Becker和Lewis,1973;Zhang等,2003)或“投资品”(Ehrlich和Lui,1991)。当孩子视为父母的“消费品”时,由于孩子的消费与自己的消费具有替代性,父母可能会降低对“孩子”的消费,家庭生育孩子的数量减少;当孩子看作“投资品”时,由于未来能够获得孩子的回报,基于养儿防老动机,家庭可能会增加生育数量。当生育政策放松后,子女数量养老的作用会上升(汪伟,2017),但是子女数量的上升会对自己的消费与闲暇产生影响,父母会权衡收益与成本从而做出最优选择,因此生育政策调整到底如何影响家庭生育行为在理论上并不确定,需要进行深入的实证研究。

人是消费的主体,生育政策调整会影响家庭消费水平与消费结构。本文认为,新的生育政策实施会通过两条路径作用于家庭消费:一是宏观路径,生育行为转变首先会影响人口年龄结构,进而影响劳动力市场及资本存量(Cutler等,1990),最终使家庭消费水平发生变动;二是微观路径,家庭所处的生命周期阶段会影响其消费水平(Modigliani和Brumberg,1954;Modigliani和Cao,2004),生育行为转变直接带来的家庭子女数量变动,会对家庭生命周期资源配置产生影响(Samuelson,1958),从而影响家庭的消费水平与结构。从总量变化视角来看,一方面,孩子是正常的“消费品”(Becker和Lewis,1973;Zhang等,2003),生育政策调整后,一些家庭生育孩子的数量增加,养育孩子的消费支出可能会随之上升,孩子也是未来的养老资源(Ehrlich和Lui,1991),孩子数量的增加会减少父母的养老储蓄,家庭倾向于增加现期消费;另一方面,生育孩子会使家庭预期未来有更高的育儿支出,根据预防性储蓄理论(Zeldes,1989),为了实现未来的消费目标,家庭也可能为未来的消费进行“预防性储蓄”,从而减少现期的消费。因此,二孩政策到底是促进还是抑制家庭消费并无定论。从结构变化视角来看,中国家庭历来具有重视教育的传统(刘永平和陆铭,2008),生育二孩后,父母可能会增加孩子的人力资本投入,使得家庭教育支出上升。此外,随着家庭中孩子数量的增多,家庭的住房需求上升,家庭可能增加居住消费,也可能为买房而储蓄(陈彦斌和邱哲圣,2011;陈斌开和杨汝岱,2013),这些与育儿相关的成本上升可能会以减少家庭其他方面的消费支出为代价,从而可能降低家庭的发展和享受型消费。因此,二孩政策也可能引起家庭消费结构变化。

^①数据来自国家统计局网站与历年统计年鉴,部分数据经作者计算。

关于生育政策对生育的影响,已有一些文献通过政策评估的方法估计了独生子女政策对生育的影响(Li等,2005;Chan,2011),发现独生子女政策显著降低了中国家庭的生育率,也有一些文献运用人口仿真模型预测二孩政策对未来出生人口规模的影响(翟振武等,2014;王金营和戈艳霞,2016),认为二孩政策的实施并不能有效提高中国的人口出生率,但尚未有文献通过政策评估的方法严格估计二孩政策对家庭实际生育行为的影响。关于生育政策对家庭消费的影响,也有一些文献发现独生子女政策降低了家庭消费(袁志刚和宋铮,2000;汪伟,2010;周俊山和尹银,2011),主要的解释是独生子女政策渐渐打破了依赖子女数量养老的传统家庭的作用,从而鼓励家庭进行积累(Modigliani和Cao,2004)。此外,中国传统文化具有男孩偏好,独生子女政策加剧了性别失衡,父母会为了增强儿子在婚姻市场上的竞争力而增加储蓄,从而对消费形成抑制(Wei和Zhang,2011)。目前较少有文献运用家庭微观数据估计二孩政策如何影响家庭的消费行为。关于中国家庭消费结构变化,现有研究主要从收入水平、收入预期与收入分配(白重恩等,2015)、消费偏好与消费习惯(石明明等,2019)、商品的相对价格(唐琦等,2018)以及人口年龄结构(茅锐和徐建伟,2014)等方面进行了研究,但是并没有文献关注二孩政策对家庭消费结构的影响,这给了本文进一步研究的空间。

本文后续部分结构安排如下:第二部分简要介绍“单独二孩”政策与“全面二孩”政策这两次二孩政策的实施情况以及新增出生人口数量变化,并界定与政策相关的目标家庭;第三部分介绍本文使用的数据、研究方法以及计量模型的设定,并对所选取的指标进行定义和统计描述;第四部分运用PSM-DID方法估计两次二孩政策对家庭二孩生育行为的影响;第五部分运用DDD方法估计两次二孩政策对家庭消费水平与消费结构的影响并讨论家庭之间的异质性;第六部分是本文的结语。

二、二孩政策与目标家庭

(一)二孩政策与新增出生人口

本文的二孩政策是指先后实施的“单独二孩”政策和“全面二孩”政策,不包括此前推行的“双独二孩”政策。“单独二孩”政策是指夫妻双方至少一方为独生子女的家庭在政策施行后可以生育两个孩子。2013年11月召开的十八届三中全会审议并通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,“单独二孩”政策被作为一项重要的改革政策,此后由各省份具体实施。“全面二孩”政策是指在以往二孩政策基础上进一步放开生育限制,所有夫妇无论城乡、区域与民族,都可以生育两个子女。2015年10月29日,十八届五中全会明确提出实施“全面二孩”政策。

从政策实施后全国新增出生人口的统计数据来看,“单独二孩”政策效果较差(乔晓春,2015)。“全面二孩”政策于2016年正式实施后,从出生数据来看,2016年当年度政策效果较为明显,此后三年呈逐年递减趋势,但是2019年二孩出生人数占比有明显提高(见图1)。

(二)政策目标家庭

讨论二孩政策对家庭二孩生育行为的影响,应重点关注二孩政策对目标家庭的直接影响,因此,本节界定二孩政策的目标家庭。根据政策直接指向的家庭,本文认为“单独二孩”政策的目标家庭为单独家庭,“全面二孩”政策的目标家庭为非独家庭。为什么不考虑对非目标家庭的影响呢?本文认为二孩政策的实施本质是放开原本二孩生育受管控的家庭。以“单独二孩”政策为例,政策实施后,单独家庭获得了二孩生育的自由选择权,对于“双独家庭”而言,其本就已获得这项权利。而对于非独家庭而言,其二孩生育权利依旧受到管控,因此单独家庭是“单独二孩”政策的直接作用群体。尽管二孩政策调整可能带动整体生育意愿的提高以及相关配套政策

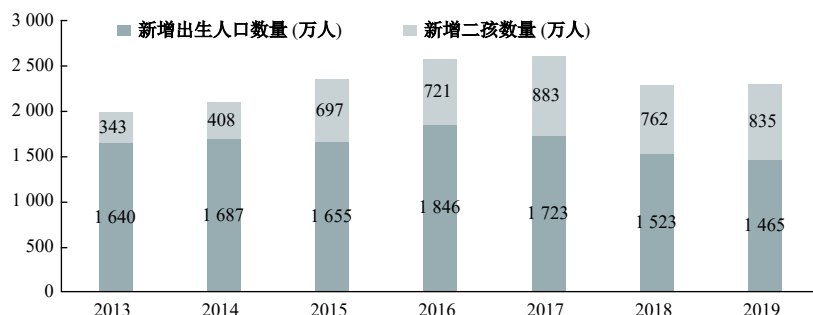


图1 2013—2019年新出生人口、二孩人口数量变动图

注: 2013—2015年数据是根据全国抽样调查数据而得, 2016—2019年数据整理自国家卫健委公告。

的实施可能对非目标家庭也起到激励作用,但这种影响不具有直接性,同时也难以量化。因此,本文只考虑二孩政策对目标家庭的直接影响。

Atalay等(2017)研究发现已有孩子的数量会显著影响家庭的再生育决策。中国的二孩政策调整后,已养育一个孩子且符合政策要求的家庭会基于自身经济实力、生育意愿、父辈期待等多方面的需求,做出是否生育的决策。一些目标家庭虽然获得了生育权,但可能并不会生育二孩,这些家庭本身没有二孩的生育意愿,因此二孩政策对其不起作用。一些目标家庭会选择生育二孩,这些家庭按照实际生育时点又可划分为三种情况:(1)部分二孩生育意愿强且早有育儿准备的家庭,会在当年生育二孩,这部分家庭同时也是受政策影响最大的家庭;(2)部分家庭虽然有生育意愿但是由于生育能力限制等方面的非经济因素导致无法短期内实现二孩生育,因此二孩政策的效果会出现一定的滞后性;(3)部分家庭受限于目前的经济实力,会将生育二孩的计划延后。因此,二孩政策对目标家庭的生育影响具有不确定性。

家庭的生育与消费行为会受到多种因素的影响,比如家庭的经济特征、人口结构以及个人特征等因素。由于中国“一胎化”的计划生育政策实施长达三十年之久,在生育政策逐步由“单独二孩”政策过渡到“全面二孩”政策的过程中,原本在生育选择上受限的家庭获得了更多的生育选择权,但政策是否会对目标家庭的二孩生育与消费行为带来影响,需要通过严谨的实证研究进行定量分析。

三、数据、研究方法 with 计量模型设定

(一)数据样本

本文的样本数据来自北京大学中国社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查项目(CFPS)。因为分离出干净的实验组和控制组是成功估计政策效应的前提,本文选取了CFPS数据库中2010年、2012年、2014年和2016年四期中的相关数据。

“单独二孩”政策是于2014年1月起在全国各省份依次推进的,至当年6月在全国全面执行,而“全面二孩”政策是于2016年1月1日起在全国范围内统一实施的,因此不能通过常用的区域划分来分离出受政策影响的实验组和不受政策影响的控制组。但可控的是两次二孩政策的目标家庭类型有差异,即“单独二孩”政策作用于“夫妻双方只有一方是独生子女”的单独家庭,“全面二孩”政策作用于“夫妻双方均不是独生子女”的非独家庭。因此,基于政策特点及样本特征,进行如下设定:(1)对于“单独二孩”政策,将全样本设定为所有2012年子女数量为1、2014年子女数量为1或2的家庭,政策冲击年份设定为2014年,并按照政策将目标家庭类型划分为:实验组(单独家庭)和控制组(其他类型家庭)。(2)对于“全面二孩”政策,将全样本设定为所有

2014年子女数量为1、2016年子女数量为1或2的家庭,政策冲击年份设定为2016年,并按照政策将目标家庭类型划分为:实验组(非独家庭)和控制组(其他类型家庭)。

此外,本文基于CFPS的个体特征变量及社区变量对实验组家庭进行了进一步处理,对于现有二孩政策目标家庭:(1)去除位于少数民族聚集地的家庭;(2)去除属于“在政策实施前一个家庭即可生育两个孩子”地区(村/社区)的家庭;(3)去除属于“一孩为女孩,可生育第二个孩子”地区(村/社区)的家庭;(4)政策前孩子数量不为1,政策后孩子数量大于2的样本;(5)去除妇女年龄超过55岁的家庭。通过上述处理,可以保证实验组家庭的二孩生育行为在二孩政策实施前受到管控。本文的“单独二孩”政策样本共筛选出4740个观测值,“全面二孩”政策样本共筛选出5354个观测值。

(二)研究方法

基于反事实实验的思想,本文借鉴Heckman等(1997)提出的PSM-DID方法,将倾向匹配得分(PSM)和双重差分(DID)相结合,对一般的DID模型进行矫正,通过构造受二孩政策影响的实验组和不受二孩政策影响的控制组,从而使其较好地满足共同趋势假定,并在此基础上估计两次二孩政策实施对家庭二孩生育行为的影响。由于二孩政策影响家庭消费以二孩生育行为为媒介,因此本文进一步通过家庭的二孩生育行为构造三重差分,运用三重差分模型(DDD)估计两次二孩政策是否对家庭消费产生影响。

(三)模型设定

为了评估二孩政策对家庭二孩生育行为与消费的影响,本文引入三个虚拟变量:

$$\lambda_i = \begin{cases} 1 & \text{政策目标家庭} \\ 0 & \text{其他类型家庭} \end{cases} \quad \mu_t = \begin{cases} 1 & \text{政策实施后} \\ 0 & \text{政策实施前} \end{cases} \quad \kappa_j = \begin{cases} 1 & \text{生育二孩家庭} \\ 0 & \text{保持“一孩状态”家庭} \end{cases} \quad (1)$$

λ_i 为组间虚拟变量,对于“单独二孩”政策,实验组(单独家庭)样本取1,控制组(其他类型家庭)取0;对于“全面二孩”政策,实验组(非独家庭)样本取1,控制组(其他类型家庭)取0。 μ_t 是政策实施前后的时间虚拟变量,对于“单独二孩”政策,2014期样本取1,2012期样本取0;对于“全面二孩”政策,2016期样本取1,2014期样本取0。 κ_j 为是否生育二孩虚拟变量,对于生育二孩的家庭样本取1,保持“一孩状态”的家庭取0。

接下来,本文构建两个政策效果评估模型:

1. 二孩政策影响家庭二孩生育行为的双重差分模型,具体设定如下:

$$y_{it} = \alpha + \theta DID_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)左边, y_{it} 为被解释变量,即家庭是否生育二孩,如生育取值为1,不生育则取值为0。式(2)右边, DID_{it} 为最为关心的“二孩生育行为是否受到二孩政策影响”的虚拟变量,对于“单独二孩”政策,政策实施后的单独家庭样本取1,其他样本取0;对于“全面二孩”政策,政策实施后的非独家庭样本取1,其他样本取0,其系数 θ 反映政策效应水平。 λ_i 与 μ_t 分别是上面定义的组间虚拟变量与政策实施前后的时间虚拟变量。对于家庭这一微观个体来说,除二孩政策外还有很多其他因素会影响家庭的二孩生育行为,为了控制其他因素以考察“单独二孩”政策对家庭二孩生育行为的影响,本文选取了一组控制变量 X_{it} ,分别包括了家庭经济特征(家庭平均年收入、家庭住房产权情况)、家庭个体特征(年龄、受教育水平、户口和工作性质)、孩子特征(一孩性别、理想孩子数量)及区域特征(东中西区域、城镇/农村家庭)。 φ 表示控制变量对二孩生育行为的影响程度。考虑到被解释变量为二元变量,在式(2)中使用Logit模型估计。

2. 二孩政策影响家庭消费的重重差分模型,具体设定如下:

$$y_{ijt} = \alpha + \theta DDD_{ijt} + \mu_t \times \lambda_i + \mu_t \times \kappa_j + \lambda_i \times \kappa_j + \lambda_i + \kappa_j + \mu_t + \varphi X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

式(3)中, y_{ijt} 为一组被解释变量, 包含家庭消费水平与消费结构。 DDD_{ijt} 为本文最为关心的“政策实施后, 目标家庭是否生育二孩”虚拟变量, 对于“单独二孩”政策, 政策实施后生育二孩的单独家庭样本取 1, 其他样本取 0; 对于“全面二孩”政策, 政策实施后生育二孩的非单独家庭样本取 1, 其他样本取 0, 其系数 θ 反映政策的消费效应水平, 它捕捉了二孩政策对家庭消费带来的影响。 λ_i 、 μ_t 与 κ_j 分别为上文定义的是否是目标家庭虚拟变量、政策实施前后的时间虚拟变量, 是否生育二孩虚拟变量, 模型中同时包含了三者之间的交互项。 X_{ijt} 为一组控制变量, 与生育估计方程(2)基本一致。 φ 反映其他控制变量对家庭消费的影响。 考虑到被解释变量为连续变量, 在式(3)中使用 OLS 模型估计。

(四)家庭消费指标选取

家庭消费的变化主要反映在两个方面: 一是家庭消费总量上出现变化; 二是家庭消费内部结构出现变动。 本文考察两次二孩政策对家庭消费总量水平的影响, 并借助其对不同分项消费的影响来进一步检验其对家庭消费结构的影响。 本节将总量水平指标设定为家庭总支出、家庭消费性支出。 对于家庭消费结构水平的测定, 一般采用两种方法: 一是恩格尔系数, 即食品消费支出占总消费支出的比重。 二是根据消费规律, 将吃、穿、住等方面的消费界定为生存型消费, 将教育、交通通讯、医疗保健方面的消费界定为发展型消费; 将娱乐文化服务、家庭设备用品、耐用品消费品支出、其他商品和服务方面的消费界定为享受型消费。

(五)控制变量说明

在控制变量的选取上, 具体选取了以下变量: (1)家庭年收入水平, 使用样本期内的家庭年均收入来衡量家庭的收入状况; (2)住房产权属性, 分为有产权家庭和无产权家庭; (3)家庭户口属性, 分为非农户口和农业户口家庭; (4)妇女年龄, 以育龄妇女年龄作为家庭的生育年龄水平; (5)家庭受教育水平, 以户主及其配偶二者的最高教育学历作为家庭的受教育水平; (6)雇主属性, 分为“体制内”和“体制外”家庭; (7)隔代照料支持, 其可能对年轻子女的二孩生育行为产生积极的影响; (8)理想孩子个数, 可以表示家庭的生育意愿水平; (9)一孩性别; (10)家庭城乡属性; (11)家庭区域属性, 本文分别定义“是否属于中部地区”和“是否属于西部地区”两个虚拟变量。 各变量的详细定义见表 1。

表 1 变量说明表

	变量名称	变量说明
被解释变量	是否生育二孩	生育二孩的家庭=1; 保持“一孩状态”的家庭=0
关注变量	政策效果(DID)	实验组在政策实施后=1; 其他样本=0
控制变量	家庭收入水平	同基期可比的 \ln 家庭收入水平
	住房产权属性	住房有产权=1; 住房无产权=0
	家庭户口属性	非农户口=1; 农业户口=0
	妇女年龄	生育妇女的实际年龄
	妇女年龄的平方	生育妇女的实际年龄的平方
	家庭受教育水平 (夫妇双方的最高受教育水平)	文盲\半文盲=1; 小学=2; 初中=3; 高中\中专\职高=4; 大专=5; 本科=6; 硕士=7; 博士=8
	雇主属性	夫妇双方有一方在“体制内”工作=1; 双方都在“体制外”工作=0
	隔代照料支持	夫妇双方有一方的父母为养育孙子女提供隔代照料支持=1; 双方的父母均不提供隔代照料支持=0
	理想孩子个数	家庭期望拥有的孩子数量
	一孩性别	第一个孩子性别为男=1; 性别为女=0
	家庭城乡属性	城镇家庭=1; 农村家庭=0
是否属于中部地区	中部地区家庭=1; 其他地区家庭=0	
是否属于西部地区	西部地区家庭=1; 其他地区家庭=0	

(六)数据描述

表 2 给出了各变量的描述性统计。从描述性统计来看,样本中有生育行为的家庭占比很低。本文最为关心的“二孩生育行为是否受到二孩政策影响”的虚拟变量 Did_{it} ,在 2012—2014 年期间仅为 6%,但在 2014—2016 年期间达到 40%,这表明“单独二孩”政策和“全面二孩”政策对家庭生育的影响可能存在较大的差异。在 2012—2014 年和 2014—2016 年期间,对数家庭收入分别为 5.11 和 5.18,差异不大,收入差异可能并不是两次二孩政策目标家庭生育差异的主要原因。

表 2 变量的描述性统计

变量名称		“单独二孩”政策(2012 和 2014)			“全面二孩”政策(2014 和 2016)		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
被解释变量	是否生育二孩	4 218	0.09	0.28	5 354	0.05	0.21
关注变量	Did	3 343	0.06	0.24	2 687	0.40	0.49
控制变量	家庭收入水平	4 356	5.11	5.25	5 029	5.18	5.37
	住房产权属性	4 737	0.83	0.37	5 350	0.85	0.36
	家庭户口属性	4 740	0.50	0.50	4 980	0.49	0.50
	妇女年龄	4 729	39.24	7.98	5 179	39.92	8.39
	妇女年龄平方	4 729	1 603.7	611.39	5 179	1 664.51	652.68
	家庭受教育水平	4 740	3.55	1.24	5 353	3.54	1.29
	雇主属性	2 801	0.32	0.46	3 088	0.34	0.47
	隔代照料支持	2 628	0.41	0.49	3 145	0.42	0.49
	理想孩子个数	4 555	1.77	0.53	5 030	1.76	0.58
	一孩性别	4 733	0.61	0.49	5 340	0.59	0.59
	家庭城乡属性	4 672	0.62	0.48	5 274	0.63	0.48
	是否属于中部地区	4 740	0.17	0.37	5 354	0.29	0.45
	是否属于西部地区	4 740	0.31	0.46	5 354	0.22	0.41

表 3 给出了家庭消费对数值的描述性统计。整体来看,“单独二孩”政策期间(2012 和 2014),生育二孩家庭的各类消费水平略低于保持“一孩状态”的家庭;“全面二孩”政策期间(2014 和 2016),生育二孩家庭的各类消费水平略高于保持“一孩状态”的家庭。

表 3 家庭消费描述性统计

变量名称		总体			生育二孩			保持“一孩状态”		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
“单独二孩”政策(2012 和 2014)										
被解释变量	家庭消费总量	4211	10.49	0.82	382	10.43	0.95	3829	10.51	0.81
	生存型消费	4207	9.84	0.86	382	9.76	0.93	3825	9.85	0.85
	发展和享受型消费	4197	9.53	1.07	379	9.50	1.14	3818	9.53	1.07
关注变量	DDD	3007	0.0029	0.05	-	-	-	-	-	-
“全面二孩”政策(2014 和 2016)										
被解释变量	家庭消费总量	5258	10.69	0.84	262	10.78	0.83	4996	10.68	0.84
	生存型消费	5256	10.07	0.84	263	10.16	0.77	4993	10.06	0.85
	发展和享受型消费	5258	9.68	1.11	263	9.79	1.11	4995	9.67	1.11
关注变量	DDD	2687	0.0067	0.08	-	-	-	-	-	-

四、估计二孩政策对家庭二孩生育行为的影响

(一)倾向得分估计及平衡性检验

1. 倾向得分估计

首先估计倾向得分。Rosenbaum 和 Rubin(1983)将其定义为在给定的多维特征向量条件下,个

体接受处理的条件概率,本文中即表示一孩家庭生育二孩的条件概率:

$$P(X) = Pr(D = 1|X) \tag{4}$$

其中, $D = \{0, 1\}$ 代表是否受到二孩政策影响, X 是多维特征向量。本文采取 *Logit* 概率模型估计条件概率。

2. 匹配与平衡性检验^①

进一步通过平衡性检验来检验控制变量在实验组和控制组之间是否存在显著差异。采取核匹配法,我们发现匹配前部分控制变量(如地区变量、隔代照料支持变量)在实验组和控制组间具有显著差异,匹配后绝大部分变量 T 检验的 P 值均大于 10%,说明匹配后基本消除了实验组和控制组之前存在的显著差异。

(二) 双重差分估计

基于上文倾向得分匹配(*PSM*)处理后的实验组和控制组样本,分别对“单独二孩”政策和“全面二孩”政策进行双重差分估计,具体结果见表 4。我们发现:(1)“单独二孩”政策对目标家庭二孩生育行为没有产生显著影响,说明“单独二孩”政策并没有有效提高家庭生育率。本文的估计结果与社会和学界的“单独遇冷”共识相一致。(2)“全面二孩”政策对目标家庭的二孩生育行为产生了显著影响, DID_{it} 变量的估计系数为 0.9386,在 10% 显著性水平上显著,也就是说在其他变量保持不变的情况下,“全面二孩”政策实施后,非独家庭相比政策前的所有家庭的二孩生育概率提高了 0.0234,说明“全面二孩”政策起到了一定的效果,国家统计局公布的出生数据也支撑了这一点。但从边际概率来看,“全面二孩”政策对非独目标家庭的二孩生育行为的正向影响比较微弱,2017 年后的中国新增出生人口又重新走低,说明“全面二孩”政策并没有扭转低人口出生率趋势。

表 4 两次二孩政策 *PSM-DID* 估计结果

变量	“单独二孩”政策		“全面二孩”政策	
	<i>Logit</i> 估计	边际效应测度(AME)	<i>Logit</i> 估计	边际效应测度(AME)
<i>DID</i>	0.6678(0.7414)	0.0502(0.0560)	0.9386*(0.6934)	0.0234*(0.0173)
时间虚拟变量	-0.0701(0.3796)	-0.0053(0.0285)	-12.2125*** (3.6967)	-0.3046*** (0.0889)
组别虚拟变量	-0.1716(0.7339)	-0.0129(0.0550)	0.8389*(0.5914)	0.0209*(0.0142)
家庭收入水平	-0.1487(0.2672)	-0.0112(0.0200)	-1.1153*** (0.3368)	-0.0278*** (0.0082)
住房产权属性	0.6034(0.8061)	0.0454(0.0609)	-0.2180(0.2527)	-0.0054(0.0062)
家庭户口属性	-1.1005*(0.6615)	-0.0828*(0.0466)	0.4622(0.7401)	0.0115(0.0182)
妇女年龄	0.1535(0.6842)	0.0115(0.0514)	1.6342** (0.7588)	0.0408** (0.0202)
妇女年龄平方	-0.00542(0.0104)	-0.000408(0.0008)	-0.02887*** (0.01157)	-0.00072** (0.000314)
家庭受教育水平	0.4058(0.3209)	0.0305(0.0243)	-0.1958(0.2894)	-0.0049(0.0070)
雇主属性	-1.2491(0.8887)	-0.0940(0.0675)	-0.4612(0.7614)	-0.0115(0.0185)
隔代照料支持	0.8146(0.7604)	0.0613(0.0557)	1.4587** (0.7146)	0.0364** (0.0177)
理想孩子个数	1.3366*** (0.5379)	0.1006*** (0.0438)	0.1918(0.5264)	0.0048(0.0132)
一孩性别	-1.2980*** (0.5065)	-0.0977*** (0.0390)	0.0994(0.6643)	0.0025(0.0167)
家庭城乡属性	-0.8789(0.7144)	-0.0661(0.0530)	-0.6583(0.6315)	-0.0164(0.0155)
是否属于中部地区	0.2665(0.8301)	0.0200(0.0625)	-0.4084(0.7275)	-0.0102(0.0182)
是否属于西部地区	1.4499*** (0.6134)	0.1091*** (0.0404)	1.4801** (0.6613)	0.0369** (0.0152)
<i>Constant</i>	-3.4554(11.0665)	-	-13.1963(13.1075)	-
样本量	325		860	
<i>Pseudo R</i> ²	0.3522		0.4631	

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著,括号中是稳健标准误。

① 限于篇幅,图示部分省略,感兴趣的读者可向作者索取。

(三) 安慰剂检验

将“全面二孩”政策的实施时间提前至2014年,作为虚拟政策时点,并以此作为政策效应的安慰剂检验。如果检验结果表明没有相似因果关系,即虚拟“全面二孩”政策不能使非独家庭相对于其他类型家庭在二孩生育行为上发生显著变化,就可以证明前文使用双重差分估计的非独目标家庭二孩生育行为变化确实是由实施“全面二孩”政策带来的。表5的安慰剂检验结果表明,虚拟“全面二孩”政策没有对家庭二孩生育行为产生显著影响,这使我们确信非独目标家庭生育行为的变化确实是在2016年“全面二孩”政策实施后产生的。

五、估计二孩政策对家庭消费的影响

本节进一步通过三重差分模型来研究“单独二孩”和“全面二孩”政策对家庭消费的影响。

(一) 三重差分估计

1. 对家庭消费总量影响的估计

基于第三节匹配后的实验组和控制组样本,三重差分估计的具体结果见表6。本文发现:(1)“单独二孩”政策没有对生育二孩的单独家庭消费水平产生影响,这与第三节得到的“单独二孩”政策没有对单独家庭的二孩生育行为产生影响的结论相契合,这进一步支持了“单独遇冷”的共识。(2)“全面二孩”政策显著降低了非独家庭的消费水平,保持其他变量不变,非独家庭在生育二孩后,家庭对数消费水平下降0.7392,这意味着多生一个孩子会使非独家庭的消费水平下降52%。其可能的原因在于,一是由于孩子将来的生活、教育等各方面的经济投入会大幅增加,因此生育二孩的家庭会基于“预防性储蓄”动机增加储蓄(Zeldes, 1989),从而抑制消费;二是随着第二个孩子的诞生,家庭育儿消费支出增多,在收入没有明显变化的情况下,父母可能会勒紧“裤腰带”,减少自己的消费;三是由于照料子女会导致闲暇减少,家庭也会在短期内减少旅游、文化娱乐等发展和享受型消费;四是由于生育与工作的冲突,导致家庭短期收入减少和未来预期收入下降,从而减少消费。家庭消费的下降,更多地反映了生育成本的高昂,这很可能是“全面二孩”政策放开后,家庭不愿意生育和政策效果微弱的原因。

表6 二孩政策对家庭消费总量影响的DDD估计结果

变量	“单独二孩”政策	“全面二孩”政策
DDD	-0.0604(0.6020)	-0.7392*(0.3906)
时间虚拟变量×目标家庭虚拟变量	0.1364(0.0732)	0.1077(0.0829)
时间虚拟变量×生育二孩虚拟变量	0.0700(0.1124)	0.6316**(0.3094)
目标家庭虚拟变量×生育二孩虚拟变量	0.1485(0.5653)	0.5429**(0.2376)

表5 全面二孩政策影响二孩生育行的安慰剂检验

变量	虚拟的“全面二孩”政策
DD	0.4428(0.7529)
时间虚拟变量	-0.3519(0.6217)
组别虚拟变量	0.6990(0.7662)
家庭收入水平	-0.6009(0.2481)
住房产权属性	1.2974*(0.7409)
家庭户口属性	-0.9988*(0.6573)
妇女年龄	1.0092*(0.6821)
妇女年龄平方	-0.0184*(0.0099)
家庭受教育水平	0.6378**(0.3102)
雇主属性	-0.7163(0.6902)
隔代照料支持	1.0895*(0.6420)
理想孩子个数	1.6651*** (0.5350)
一孩性别	-1.0649**(0.4654)
家庭城乡属性	-1.2196*(0.7668)
是否属于中部地区	-0.0442(0.6744)
是否属于西部地区	0.5920(0.5443)
Constant	-15.0101(11.8440)
样本量	778
Pseudo R ²	0.4174

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号中是稳健标准误。

续表6 二孩政策对家庭消费总量影响的DDD估计结果

变量	“单独二孩”政策	“全面二孩”政策
时间虚拟变量	-8.3680*** (0.3741)	3.7147*** (0.5191)
目标家庭虚拟变量	0.0811 (0.0727)	0.1330** (0.0607)
生育二孩虚拟变量	-0.0609 (0.1109)	-0.3977* (0.1924)
家庭收入水平	0.2111*** (0.0345)	0.3172*** (0.0455)
家庭户口属性	0.0125 (0.0421)	0.0081 (0.0561)
妇女年龄	0.0123 (0.0200)	0.0038 (0.0278)
妇女年龄平方	-0.0017*** (0.0003)	-0.0001 (0.0003)
家庭受教育水平	0.0747*** (0.0133)	0.1580*** (0.0182)
雇主属性	0.0042 (0.0287)	0.0658* (0.0390)
理想孩子个数	-0.0387 (0.0339)	-0.0613* (0.0359)
一孩性别	-0.0236 (0.0269)	-0.0437 (0.0353)
家庭城乡属性	0.0728* (0.0435)	0.1642*** (0.0638)
是否属于中部地区	-0.1210*** (0.0445)	-0.2110*** (0.0403)
是否属于西部地区	-0.0873** (0.0380)	-0.1589*** (0.0533)
Constant	7.8959*** (0.5449)	6.7433*** (0.7284)
样本量	1 408	1 312
R-squared	0.2790	0.2498

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著，括号中是稳健标准误。

2. 对家庭不同消费类型的估计

本文检验“全面二孩”政策对家庭不同消费类别的影响，从而大致判断家庭消费是如何对二孩生育行为做出响应的。将家庭消费区分为生存型消费、发展和享受型消费两类，分别进行回归估计。表7的结果显示：(1)“单独二孩”政策对家庭生存型消费、发展和享受型消费均没有产生显著影响；(2)“全面二孩”政策对生育二孩的非独目标家庭的生存型消费没有产生显著影响，但对发展和享受型消费产生了显著的负面影响，并且其影响系数大于其对家庭消费总量的影响系数。

表7 两次二孩政策对家庭不同类型消费影响的DDD估计结果

变量	生存型消费		发展和享受型消费	
	“单独二孩”政策	“全面二孩”政策	“单独二孩”政策	“全面二孩”政策
DDD	0.2238 (0.3092)	0.2296 (0.4005)	-0.2301 (0.6254)	-0.9887** (0.5094)
时间虚拟变量×目标家庭虚拟变量	-0.1764** (0.0686)	0.1049 (0.0808)	0.0141*** (0.1520)	-0.1829 (0.1222)
时间虚拟变量×生育二孩虚拟变量	0.0194 (0.1078)	0.0058 (0.3073)	0.2889 (0.5609)	1.0381** (0.4252)
目标家庭虚拟变量×生育二孩虚拟变量	-0.1757 (0.2368)	0.2598 (0.2855)	0.0941 (0.2452)	0.5580* (0.3086)
时间虚拟变量	-7.8379*** (0.3519)	3.1762*** (0.4387)	2.4141*** (0.4568)	4.8372*** (0.6669)
目标家庭虚拟变量	0.1049 (0.0687)	0.0014 (0.0607)	-0.0499 (0.1077)	0.2804*** (0.0955)
生育二孩虚拟变量	-0.0329 (0.1114)	-0.0261 (0.2316)	-0.0642 (0.1466)	-0.4801* (0.2646)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Constant	8.4232*** (0.5760)	7.0629*** (0.6922)	4.6757*** (0.8176)	3.5482*** (0.9987)
样本量	1 508	1 343	1 509	1 343
R-squared	0.2432	0.1984	0.2469	0.2320

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著，括号中是稳健标准误。

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

本节用家庭总支出来表示家庭总消费。表 8 的回归结果显示, 替换被解释变量为家庭总支出后, “单独二孩” 政策对核心被解释变量的影响仍不显著。替换被解释变量后的结果也支持了上文结论。

表 8 两次二孩政策对家庭消费的稳健性检验 (替换变量和增加样本)

变量	替换变量		扩展样本期
	“单独二孩” 政策	“全面二孩” 政策	“单独二孩” 政策
<i>DDD</i>	-0.4035(0.6863)	-0.7503*(0.4036)	-0.0102(0.5061)
时间虚拟变量×目标家庭虚拟变量	-0.1305(0.1151)	-0.0126(0.0875)	-0.1363*(0.0728)
时间虚拟变量×生育二孩虚拟变量	0.0992(0.1699)	0.5345*(0.3238)	0.0704(0.1082)
目标家庭虚拟变量×生育二孩虚拟变量	0.3099(0.6621)	0.5879**(0.2755)	0.1495(0.5653)
时间虚拟变量	2.4036(0.1383)	3.9326*** (0.4964)	-8.3672(0.3738)
目标家庭虚拟变量	0.1203(0.0903)	0.0625(0.0696)	0.0806(0.0728)
生育二孩虚拟变量	-0.0475(0.1166)	-0.3108(0.2292)	-0.0619(0.1111)
控制变量	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	7.3384(0.6185)	6.6143(0.7433)	7.4392(0.5809)
样本量	1 415	1 344	1 409
<i>R-squared</i>	0.3023	0.2450	0.2789

注: **、*和'分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著, 括号中是稳健标准误。

2. 扩展样本期

将 2016 年生育二孩的单独家庭样本也纳入到“单独二孩” 政策评估里, 估计结果见表 8。相比表 6 的基准估计, 虽然估计系数及显著性有所改善, 但依旧不显著, 故扩展样本期的估计结果也支持了上文结论。

3. 安慰剂检验

将“全面二孩” 政策的实施时间提前至 2013 年, 作为虚拟政策时点, 并以此作为政策效应的安慰剂检验。表 9 的检验结果表明, 虚拟“全面二孩” 政策并没有对家庭消费产生显著影响, 这反证了上文的结论。

表 9 “全面二孩” 政策影响家庭消费的安慰剂检验

变量	虚拟的“全面二孩” 政策
<i>DDD</i>	0.0756(0.5011)
时间虚拟变量×目标家庭虚拟变量	0.0141(0.0737)
时间虚拟变量×生育二孩虚拟变量	-0.3655(0.4304)
目标家庭虚拟变量×生育二孩虚拟变量	-0.3998(0.4378)
时间虚拟变量	-8.1575*** (0.4706)
目标家庭虚拟变量	0.0144(0.0764)
生育二孩虚拟变量	0.3738(0.4262)
控制变量	控制
<i>Constant</i>	7.3111*** (0.6646)
样本量	1 256
<i>R-squared</i>	0.2794

注: **、*和'分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著, 括号中是稳健标准误。

(三)进一步分析

进一步考察前文提出的房贷是否抑制了家庭消费,并讨论“全面二孩”政策对家庭消费影响的异质性。

1. 考虑房贷的影响

一般认为,较高的住房支出会抑制家庭其他方面的消费性支出,二孩生育后,家庭可能会发生购房或者换房行为。上文的家庭消费总量指标中没有考虑购房支出或购房贷款支出。因此,本节通过在式(3)中分别加入控制变量“是否新购住房”和“未偿还购房贷款负担”等两个虚拟变量进行 DDD 估计。“是否新购住房”变量,是将在 2014 年后新购买住房的家庭赋值为 1,其余家庭赋值为 0;“未偿还购房贷款负担”变量,是将没有未偿还购房贷款的家庭赋值为 1,将未偿还购房贷款/家庭年收入水平小于 5 的赋值为 2,将未偿还购房贷款/家庭年收入水平大于等于 5 的赋值为 3。表 10 的估计结果表明,分别加入这两个控制变量后,本文关注的 DDD_{ijt} 变量系数分别提高到 -0.7950 和 -0.8140,说明“全面二孩”政策对生育二孩的非独家庭消费的抑制效应进一步扩大。住房支出对于大部分中国家庭而言都是一项大额支出(陈彦斌和邱哲圣,2011;陈斌开和杨汝岱,2013),普通家庭在生育二孩的同时,如果还有住房贷款负担或是发生购房行为,预算约束无疑会进一步趋紧,家庭被迫减少日常的消费性支出以应对房贷压力与高昂的二孩生育成本。

表 10 考虑房贷压力的 DDD 估计

变量	是否新购住房	未偿还购房贷款负担
<i>DDD</i>	-0.7950**(0.3876)	-0.8140**(0.3893)
时间虚拟变量×目标家庭虚拟变量	-0.1002(0.0826)	-0.0895(0.0829)
时间虚拟变量×生育二孩虚拟变量	0.6583**(0.3089)	0.6588**(0.3043)
目标家庭虚拟变量×生育二孩虚拟变量	0.5426**(0.2375)	0.5494**(0.2384)
时间虚拟变量	3.7007*** (0.5195)	4.3108*** (0.5332)
目标家庭虚拟变量	0.1322** (0.0607)	0.1212** (0.0604)
生育二孩虚拟变量	-0.3995** (0.1922)	-0.3975** (0.1936)
是否新购住房	0.2428** (0.1056)	-
未偿购房贷款负担	-	0.2996*** (0.0666)
其他控制变量	控制	控制
<i>Constant</i>	6.7924*** (0.7279)	5.9124*** (0.7489)
样本量	1 312	1 312
<i>R-squared</i>	0.2535	0.2638

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著,括号中是稳健标准误。

2. 不同收入家庭的异质性分析^①

基于基期家庭年收入的高低,将样本中家庭收入处于 40% 分位以上的家庭定义为高收入家庭,将收入处于 60% 分位以下的家庭定义为低收入家庭,对高低收入家庭进行分组回归。结果发现:“全面二孩”政策显著降低了 60% 分位以下生育二孩的低收入非独家庭的消费,但对 40% 分位以上生育二孩的高收入非独家庭的消费没有产生影响,这说明“全面二孩”政策主要影响的是生育二孩的低收入非独家庭的消费。

^① 限于篇幅,回归结果省略,感兴趣的读者可向作者索取。

3. 不同雇主属性的异质性分析^①

本节按照家庭中户主或户主配偶工作雇主的性质,将家庭划分为“体制内”和“体制外”家庭。“体制内”家庭,是指有家庭成员在国有企业、事业单位及政府机构等地工作的家庭;“体制外”家庭,是指家庭成员都在民营企业、外资企业工作或是个体工商户的家庭。在中国,“体制内”工作一般都具有比较完善的社会福利保障并且工作和收入相对稳定,而在“体制外”工作一般具有收入波动性高、社会福利保障不完善等特点。本节按照雇主属性进行分组回归后发现,“全面二孩”政策实施后,二孩生育行为对“体制内”工作的非独家庭的消费没有产生显著性影响,但对“体制外”工作的非独家庭的消费则产生了显著的负面影响。这说明,“全面二孩”政策对“体制外”工作的非独家庭的消费有更大的抑制效应,这可能是由于“体制外”工作家庭的抵抗风险能力较差,从而使家庭出于谨慎性考虑而减少消费,增加储蓄。

六、结 语

二孩政策是中国促进人口结构优化与经济社会发展的一项重要公共政策,它的实施给家庭带来了更多的生育选择空间,但是如何更好地激发目标家庭的生育意愿,拉动家庭消费是我们需要思考的问题。本文的研究发现“全面二孩”政策比“单独二孩”政策取得了更为明显的政策效果,但是对家庭生育促进作用有限,这可能与家庭的生育成本过高有关。随着非独“70后”“80后”家庭的老去,“90后”群体逐步进入婚育期,假设按照当前的二孩生育率来估计的话,这一代家庭的二孩生育数量并不乐观。从未来的政策设计来看,中国应从过去的生育控制政策转向全面放开并鼓励生育的政策,让生育选择权重新回到家庭。中国应加快构建新生育模式下的政策支持体系,充分利用教育、医疗、养老等福利配套政策去提高家庭的内在生育意愿,改变当前的低生育现状。本文的研究还发现,“全面二孩”政策对生育二孩的低收入和“体制外”家庭消费产生了一定的抑制效应,因此未来在政策上应重点向这些家庭提供与生育相关的配套支持,提高其消费能力与消费水平。

主要参考文献:

- [1]白重恩,唐燕华,张琼. 中国隐性收入规模估计——基于扩展消费支出模型及数据的解读[J]. 经济研究, 2015, (6): 4-18.
- [2]蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究, 2010, (4): 4-13.
- [3]陈斌开,杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. 经济研究, 2013, (1): 110-122.
- [4]陈彦斌,邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等[J]. 经济研究, 2011, (10): 25-38.
- [5]刘永平,陆铭. 放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析[J]. 经济学(季刊), 2008, (4): 1271-1300.
- [6]茅锐,徐建炜. 人口转型、消费结构差异和产业发展[J]. 人口研究, 2014, (3): 89-103.
- [7]彭希哲,胡湛. 公共政策视角下的中国人口老龄化[J]. 中国社会科学, 2011, (3): 121-223.
- [8]乔晓春. 从“单独二孩”政策执行效果看未来生育政策的选择[J]. 中国人口科学, 2015, (2): 26-33.
- [9]石明明,江舟,周小焱. 消费升级还是消费降级[J]. 中国工业经济, 2019, (7): 42-60.
- [10]唐琦,夏庆杰,李实. 中国城市居民家庭的消费结构分析: 1995—2013[J]. 经济研究, 2018, (2): 35-49.
- [11]王金营,戈艳霞. 全面二孩政策实施下的中国人口发展态势[J]. 人口研究, 2016, (6): 3-21.
- [12]汪伟. 计划生育政策的储蓄与增长效应: 理论与中国的经验分析[J]. 经济研究, 2010, (10): 63-77.

^① 限于篇幅,回归结果省略,感兴趣的读者可向作者索取。

- [13]汪伟. 人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长[J]. 经济学(季刊), 2017, (1): 67-96.
- [14]邬沧萍, 王琳, 苗瑞凤. 从全球人口百年(1950~2050)审视我国人口国策的抉择[J]. 人口研究, 2003, (4): 6-12.
- [15]袁志刚, 宋铮. 人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率[J]. 经济研究, 2000, (11): 24-32, 79.
- [16]翟振武, 张珉苓, 靳永爱. 立即全面放开二胎政策的人口学后果分析[J]. 人口研究, 2014, (2): 3-17.
- [17]张晓青, 黄彩虹, 张强, 等. “单独二孩”与“全面二孩”政策家庭生育意愿比较及启示[J]. 人口研究, 2016, (1): 87-97.
- [18]周俊山, 尹银. 中国计划生育政策对居民储蓄率的影响——基于省级面板数据的研究[J]. 金融研究, 2011, (10): 61-73.
- [19]Atalay K, Li A, Whelan S. Housing wealth and fertility: Australian evidence[R]. Working Papers 2017-08, University of Sydney, School of Economics, 2017.
- [20]Becker G S. An economic analysis of fertility[A]. Demographic and economic change in developed countries: A conference of the universities-national bureau committee for economic research[C]. New York: Columbia University Press, 1960.
- [21]Becker G S, Lewis H G. On the interaction between the quantity and quality of children[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(2): 279-288.
- [22]Chan M K. China's one-child policy, fertility, and the '1.5-child policy'[EB/OL]. <https://ssrn.com/abstract=1914445>, 2011-08-22.
- [23]Cutler D M, Poterba J M, Sheiner L M. An aging society: Opportunity or challenge?[J]. *Brookings Papers on Economics*, 1990, (1): 1-73.
- [24]Ehrlich I, Lui F T. Intergenerational trade, longevity, and economic growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(5): 1029-1059.
- [25]Heckman J J, Ichimura H, Todd P E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme[J]. *The Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605-654.
- [26]Li H B, Zhang J S, Zhu Y. The effect of the one-child policy on fertility in China: Identification based on the differences-in-differences[R]. Discussion Papers 00019, Chinese University of Hong Kong, Department of Economics, 2005.
- [27]Lutz W, Skirbekk V. Policies addressing the tempo effect in low-fertility countries[J]. *Population and Development Review*, 2005, 31(4): 699-720.
- [28]Modigliani F, Brumberg R H. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data[A]. Kurihara K K. Post-Keynesian economics[C]. Brunswick: Rutgers University Press, 1954.
- [29]Modigliani F, Cao L S. The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1): 145-170.
- [30]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41-55.
- [31]Samuelson P A. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money[J]. *Journal of Political Economy*, 1958, 66(6): 467-482.
- [32]United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. World Population Prospects: The 2017 Revision, Volume II: Demographic Profiles[M]. New York: United Nations, 2017: 185-188.
- [33]Wei S J, Zhang X B. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China[J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119(3): 511-564.
- [34]Zeldes S P. Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation[J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97(2): 305-346.
- [35]Zhang J, Zhang J S, Lee R. Rising longevity, education, savings, and growth[J]. *Journal of Development Economics*, 2003, 70(1): 83-101.

Influence of the Two-Child Policy on Household Second Child Fertility and Consumption: Investigation Based on CFPS Data

Wang Wei^{1,2}, Yang Jiahao³, Wu Kun⁴, Xu Le¹

(1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. Shanghai Key Laboratory of Financial Information Technology, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. Tonghui Asset Management Co., Ltd., Shanghai 200120, China; 4. School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: The two-child policy is an important public policy to promote the optimization of population structure and economic and social development in China. Based on the four-phase data of China Family Panel Studies (CFPS), this paper evaluates the impacts of the “single two-child” and “universal two-child” policies on the household’s fertility and consumption. This paper finds that: (1) The “single two-child” policy does not affect household fertility and consumption, basically supporting the academic common wisdom that the “single two-child” policy does not work as expected. (2) The “universal two-child” policy has a weak impact on the birth of second child in non-only-child families. The probability of having second child in non-only-child families increases by about 2.3 percent compared to all households before the policy. (3) The “single two-child” policy does not affect household consumption, while the “universal two-child” policy significantly reduces the consumption of non-only-child families with second child. From the view of household consumption structure, the development and enjoyment consumption of non-only-child families with second child has decreased significantly, but the survival consumption has not decreased obviously. (4) A further analysis of the impact of the “universal two-child” policy on household consumption reveals that housing loans have a negative effect on the consumption of non-only-child families with second child. (5) The “universal two-child” policy mainly affects the consumption of low-income families and “out-of-system” families with second child, but has no effect on high-income families and “in-system” families. This study provides empirical evidence to evaluate the effect of the two-child policy and its impact on household consumption.

The adjustment of fertility policy has been widely concerned by all walks of life. Its implementation has brought more space for family choice. However, how to better stimulate the fertility desire of target families and stimulate family consumption is a problem we need to think about. With the aging of non-only “post-70s” and “post-80s”, “post-90s” gradually enter the period of marriage and childbearing. Using the current two-child fertility rate to predict, the number of two-child births in this generation is not optimistic. In terms of future policy design, China should shift from birth control to birth encourage, and let the choice return to family. China should speed up the establishment of policy support system under the new fertility pattern, and make full use of welfare policies such as education, medical treatment and old-age care to improve the family’s internal fertility desire, therefore change the current low fertility status quo. The “universal two-child” policy has a certain inhibitory effect on the consumption of low-income families and “out-of-system” families. Policy in the future should focus on supporting these families to improve their consumption ability and consumption level.

Key words: two-child policy; second child fertility; household consumption

(责任编辑 顾 坚)