

“二孩”生育政策“遇冷”： 理论分析及经验证据*

靳卫东 宫杰婧 毛中根

内容提要:近期以放松“二孩”生育管制为核心内容的政策改革明显“遇冷”,我国人口增长正面临“断崖式”下滑的巨大风险。本文采用文本分析和准实验分析法,从理论和经验上论证了城乡生育成本变化及其对生育率的影响。研究表明:近年来,随着生育成本的变化,农村家庭的意愿生育水平大幅下降,而城镇家庭的意愿生育水平小幅增长,最终城乡意愿生育水平总体降低。那么,考虑到目前实际生育率远低于意愿生育水平,“二孩”生育政策“遇冷”就成为由此可得的必然结果。所以,借鉴发达国家经验,通过生育激励措施消解生育成本变化的不利影响,是未来我国人口政策改革的关键。

关键词:生育政策 生育成本 文本分析 准实验分析

作者简介:靳卫东,山东财经大学经济学院教授,250014;

宫杰婧,山东财经大学经济学院硕士研究生,250014;

毛中根(通讯作者),西南财经大学中国西部经济研究中心主任、教授,611130。

中图分类号:F063.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)04-0130-16

一、引言

长期以来,我国计划生育政策为抑制人口过快增长、保持人口再生产与物质资料再生产的协调发展做出了突出贡献。但是,近年来,随着生育水平的持续下降,我国人口问题已经从高生育率带来的挑战转变为人口老龄化、少子化和劳动力供给短缺等与低生育率相关的困难。近期我国实施的从“双独二孩”、“单独二孩”到“全面二孩”等一系列渐进式生育政策改革,正是对这一转变的积极回应,已然引起了社会的广泛关注。

与少数学者的乐观估计不同,大部分调查研究表明,包括“全面二孩”在内的上述生育政策改革明显“遇冷”,远远没有达到理想预期(姚引妹等,2014;乔晓春,2015;翟振武等,2015;韩雷、田龙

* 基金项目:山东省软科学研究计划重大项目“科技创新推进供给侧结构性改革的思路与对策”(2016RZB01041);山东省社会科学规划研究项目“以质量为导向的城乡义务教育标准化建设研究”(16CGLJ10);山东省高等学校优势学科人才团队培养计划资助。

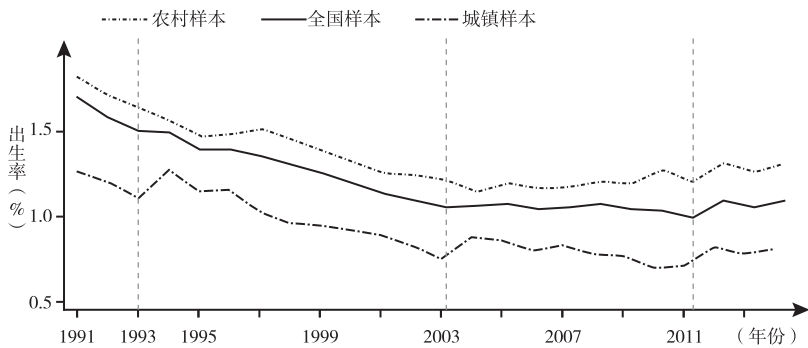


图1 我国计划生育改革与生育率变化

注:纵轴代表出生率,即全国、城镇和农村0岁人口与人口总数的比例;考虑到生育时滞,1993年、2003年和2011年全国特别是城镇地区的生育波动主要是源于历次计划生育改革,包括:1991年和1992年一些省市对计划生育条例进行了重要修订(如北京、福建、湖北、云南、广西、陕西、广东、辽宁、吉林和安徽等),2002年《人口与计划生育法》和《中国人口与计划生育条例》正式实施,以及2007—2009年一些省市取消了生育间隔限制。

资料来源:《中国人口和就业统计年鉴》《中国人口统计年鉴》。

鹏,2016)。甚至有学者指出,目前迫于经济和照料压力,生育需求才是决定生育率变化的核心因素,以放松“二孩”生育管制为核心内容的政策改革着眼于生育供给因素,不可能取得实质效果,我国人口增长正面临“断崖式”下滑的巨大风险(尹文耀等,2013;石智雷、杨云彦,2014;杨华磊、王辉,2016;靳永爱等,2016)。例如,在图1中,多次计划生育改革都产生了短期生育波动,并没有彻底改变生育率持续下滑的总趋势。“二孩”生育政策“遇冷”凸显了我国生育研究的不足(郑真真,2015),也表明在人口政策以外探究其他生育决定因素的紧迫性和必要性。

新家庭经济学认为,生育子女是严格意义上的家庭行为,能够为家庭带来成本和收益。为了实现效用最大化,家庭对子女生育和一般商品消费同时做出决策,从而就产生了生育率变化。当前在避孕手段普及化的条件下,这种基于家庭决策的生育研究具有极大的现实性和可靠性(Butz和Ward,1979)。并且,随着社会经济的发展,不断强化的以自我为中心的现代生育文化使生育子女越来越体现为一种耐用消费品投资,这也增加了家庭决策分析的重要性(尹文耀等,2013;石智雷、杨云彦,2014;张晓青等,2016)。

因此,本文论证微观家庭的生育决策,从而辨析“二孩”生育政策“遇冷”的原因,这对于我国生育研究和生育政策改革都具有重要意义。另外,近期随着一系列生育政策的改革,我国人口发展正在经历实质性变化(石智雷、杨云彦,2014;李新运等,2014;郑真真,2015),由此所产生的多个局部性生育实验,也为本文研究提供了难得的经验基础。

二、文献综述

长期以来,随着经济的发展,很多国家的生育率持续下滑,个体特征、家庭特征和制度环境被认为是其中的主要决定因素,而生育管制和家庭支持政策是调节这些因素进而作用于人口发展的有效手段(徐映梅、瞿凌云,2011;Luci-Greulich和Thévenon,2013)。与此类分析不同,序次模式生育理论认为,在二孩以上“高孩次”生育研究中,经济学的成本收益分析具有更大优势(Udry,1983),并已得到了部分经验证据的支持(Schröder, Schmiedeberg和Brüderl,2016)。而且,近年来

“养儿防老”“多子多福”等传统生育观念日益淡化,父母越来越从自身效用出发来考虑生育问题(李建新、骆为祥,2009),这也增加了成本收益分析在我国生育研究中的重要性。

从20世纪60年代开始,以莱宾斯坦和贝克尔为代表的经济学者就逐步将成本收益分析引入微观家庭生育研究,从而产生了成本效用理论、数量-质量替代理论、生育率内生模型和代际财富流动理论等。其中,成本效用理论认为,随着收入增长,生育成本不断提高而生育效用逐步下降,人们将倾向于少生少育(Leibenstein,1975)。数量-质量替代理论认为,子女的数量和质量都能为父母带来正效用,但随着收入增长,父母将更加偏好于子女质量而非数量,这就导致了生育下滑(Becker,1976;Liu,2014)。贝克尔和巴罗等把数量-质量替代理论引入内生经济增长模型,认为父母效用也决定于下一代子女的效用水平,从而论证了生育率的内生性(Becker和Barro,1988)。同样,基于成本收益分析,代际财富流动理论认为,传统社会中财富主要是从子女流向父母,所以父母偏好于多生育;而现代社会中财富是由父母流向子女,所以父母的生育意愿较低(Caldwell,1976)。

服务于计划生育改革的具体实践,我国学者也探讨了微观家庭的生育决策(邬沧萍、穆光宗,1995;罗丽艳,2003)。不过,由于生育成本和生育收益的测度困难,大量文献主要是基于社会问卷调查,通过简单的线性回归、统计描述或者思辨性分析,来研究人们对生育成本和生育收益的主观评价以及由此所产生的生育率变化。^① 这些研究对于认识我国人口发展规律以及评价计划生育改革成效具有重要的参考价值。但是,目前鲜有文献基于成本收益分析框架全面论证微观家庭的生育决策机制,并为之提供直接的经验证据。这限制了上述研究的实践指导意义,是导致学界和政府“二孩”生育政策认识不深刻的重要原因(郑真真,2015)。另外,大量文献针对某一地区或者某一类人群展开问卷调查,将导致样本选择的系统性偏差,而使用简单的计量统计方法来分析生育行为决策,也会存在遗漏变量和内生性问题,由此很容易产生不同甚至是相互矛盾的研究结论。

综上所述,本文使用成本收益模型论证微观家庭的生育决策机制,探讨“二孩”生育政策“遇冷”的原因,试图在以下三个方面做出贡献:第一,我国很多地区的实际生育率已远远低于政策生育水平,所以相对于大量文献立足于生育供给因素的人口政策研究,本文从生育需求出发分析微观家庭生育决策机制,预期可以获得有关生育率变化的可靠认识。第二,中国家庭追踪调查(CFPS)数据涵盖了16000个家庭样本,调查对象包括了所有家庭成员。本文以此为基础检验微观家庭的生育决策,可以避免样本选择的系统性偏差。第三,大量有关生育行为的实证研究普遍存在遗漏变量和内生性问题,本文采用准实验方法和工具变量法能够有效避免由此所可能产生的估计偏误。

三、“二孩”生育政策“遇冷”的理论机制分析

由于我国长期实施城乡有别的计划生育政策,所以为了辨析城乡有别的意愿生育水平及其所决定的“二孩”生育政策效果,本文使用文本分析法,建立了一个有关城乡家庭生育决策的成本收

^① 通过对某一地区或者某一类人群的问卷调查,论证生育成本和生育收益变化的代表性文献有:徐映梅、瞿凌云(2011),李玉柱(2011),石智雷、杨云彦(2014),韩雷、田龙鹏(2016)以及张晓青等(2016);基于全国调查资料论证生育行为变化的代表性文献有:郑真真等(2009),陈卫、靳永爱(2011),庄亚儿等(2014)以及靳永爱等(2016);基于传统生育理论和现有调查资料,思辨性分析生育行为的代表性文献有:邬沧萍、穆光宗(1995),罗丽艳(2003),尹文耀等(2013)以及郑真真(2015)。

益模型。

(一) 城乡家庭生育决策均衡

本文收集整理了大量生育行为研究文献,从中挖掘出有关生育成本和生育收益的文本描述。首先,调查资料显示,随着子女数量增长,城乡家庭对生育收益的评价逐步降低,这说明边际生育收益递减(郑真真等,2009;徐映梅、瞿凌云,2011)。其次,近年来养育子女的生活、教育和婚姻费用以及机会成本快速上升(谭雪萍,2015;刘长庚等,2016),考虑到2~3年的多胎生育间隔(庄亚儿等,2014;石智雷、杨云彦,2014),边际生育成本曲线应该向右上方倾斜。^①最后,由于目前我国大多数已婚夫妇至少生育一个孩子,而生育“三胎”以上子女的比例也很小,所以大部分调查研究的重点是“二孩”生育的成本和收益(郑真真等,2009)。有鉴于此,本文将生育成本限定为生育“二孩”时所产生的边际成本,并把“二孩”收益理解为边际生育收益,由此通过成本收益模型来分析城乡家庭的“二孩”生育决策。

1. 城乡家庭的生育成本差别

很多文献都强调生育支出对“二孩”生育决策具有重要影响,但是他们认为,生育支出的相对值而非绝对值才具有显著的生育决定作用。例如,调查资料显示,在已经有“二孩”、打算生“二孩”和未打算生“二孩”的三类家庭中,月均收入并不存在统计意义上的显著差别。这说明,在“二孩”生育中,“养得起”或“养不起”主要决定于家庭成员对生育成本的主观感知而非绝对水平(郑真真等,2009)。为了有效反映这种主观感知的生育成本压力,本文使用生育支出与人均可支配收入之比作为其衡量指标。那么,面对差别不大的生育支出,平均在3倍以上的城乡收入差距可能使农村家庭面临更大的生育成本压力(陈友华,2011),^②即在图2中相对于城镇家庭的边际生育成本曲线 C_1 ,农村家庭曲线 C_2 会更高。

2. 城乡家庭的生育收益差别

调查资料显示,农村家庭的传统生育观念更强,其养育子女的目的更多是“传宗接代”、“养儿防老”和增加经济收入等,而现代生育文化视域中的情感性心理需要已成为城镇家庭生育子女的主要动因(李波平、向华丽,2010;徐映梅、瞿凌云,2011)。由于“一孩”生育基本可以满足心理需要,那么受不同生育文化影响,城乡家庭的“二孩”生育收益必然存在较大差别(郑真真等,2009),^③即相对于农村家庭的边际生育收益曲线 R_2 ,城镇家庭曲线 R_1 更低,也更为陡峭。

综合上述两方面因素,考虑到“双独二孩”政策的改革时点是2002年,本文基于现有文献,采

① 有学者认为,养育子女具有规模经济,所以边际生育成本递减。另外,在跨期多胎生育中,相对于生育支出的增加,我国城乡家庭收入的增长可能更快,所以主观自我感知的生育成本也有可能下降。因此,这两方面因素都可能导致边际生育成本曲线向右下方倾斜。不过,相对于边际生育收益曲线,此时边际生育成本曲线必然更为平坦,这样才能得到现实生活中普遍存在的生育均衡。那么,这种更为平坦的向右下方倾斜的边际生育成本曲线并不会改变本文研究的主要结论。

② 以大连市为例,根据尹豪和徐剑(2008)的研究,2006年城镇家庭的生育支出明显高于农村(495776元 > 351263元),而考虑到城乡收入差距,农村家庭自我感知的生育成本应该更大(351263/6983 = 50.30 > 495776/13350 = 37.14)。其中,生育成本包括养育子女的生活、教育和婚姻费用以及机会成本。前三项内容根据尹豪和徐剑(2008)的调查资料核算得出,而机会成本是根据国务院颁发的《女职工劳动保护规定》和《女职工保健工作规定》(卫妇发[1993]11号),选择哺乳期为1.5年,然后将其乘以2006年城乡居民人均可支配收入而核算得出的。另外,根据历年《中国统计年鉴》,2001年以来我国城镇和农村居民的收入差距普遍在3倍以上。

③ 同时,受城乡有别的计划生育政策影响,城镇居民对“二孩”生育的收益评价一般都较低(郑真真等,2009;谭雪萍,2015)。

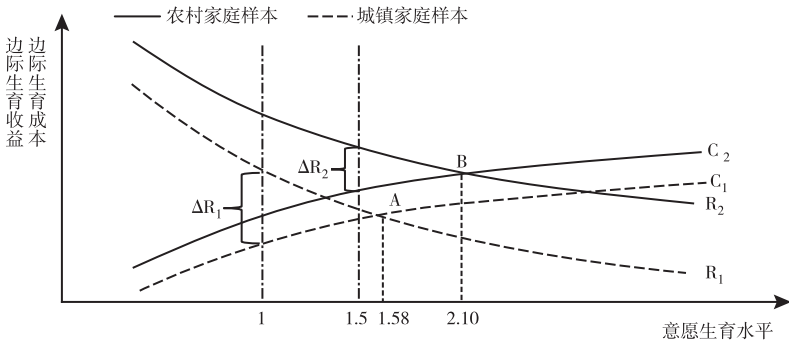


图2 2001年城乡意愿生育水平的成本收益分析

注:横轴代表意愿生育水平,纵轴代表边际生育成本和边际生育收益;A点和B点是没有生育管制条件下城乡家庭生育决策的均衡点,分别对应于1.58个和2.10个子女。

用文本分析法,测算了2001年城乡家庭的意愿生育水平(分别为1.58个和2.10个),如图3所示。^①那么,在图2中城乡家庭的生育决策均衡就是A点和B点,而 ΔR_1 和 ΔR_2 是城乡家庭分别在“一孩”和“一孩半”政策条件下边际生育收益与边际生育成本的差额。根据全国生殖健康调查,2001年基本完成生育的妇女平均具有1.80个理想子女数而其实际生育数为2.20个(陈卫、靳永爱,2011),所以实际生育率远远高于意愿生育水平。这也就是说,2001年放开“二孩”生育管制,预期城乡生育水平会发生强烈反弹,完全有可能达到甚至超过生育更替水平(2.10个)。这种生育状况应该在很大程度上影响了学界和政府对于“二孩”生育政策改革的效果预估。

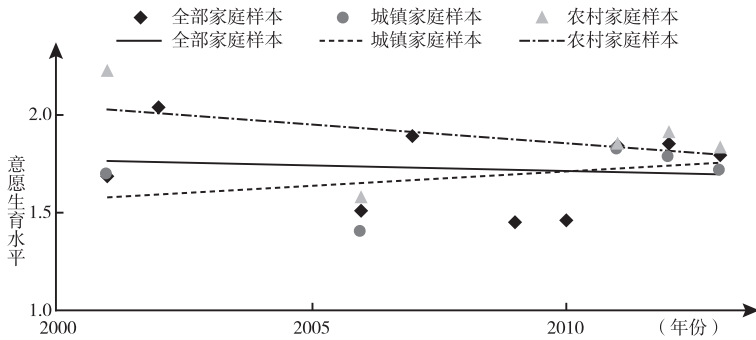


图3 城乡家庭意愿生育水平的最新变化

注:横轴代表年份,纵轴代表意愿生育水平。从整体上看,全体家庭样本曲线大体处于城乡家庭样本曲线之间。

(二)“二孩”生育政策“遇冷”的原因

如图3所示,农村家庭的意愿生育水平从2001年的2.10个减少到了2013年的1.80个左右,而城镇家庭从1.58个小幅增加到1.75个左右,所以近年来城乡总体意愿生育水平一直在缓慢下

^① 基于文本分析法,所有数据资料均来自于调查研究文献。对于某些年份的意愿生育水平缺失值,本文参照理想生育水平进行了核算替代,核算标准是:意愿生育水平普遍低于理想生育水平0.2左右(李玉柱,2011)。

降。再加上目前生育意愿已经很难落实到生育行为,两者相差甚至可以达到0.4以上(侯佳伟等,2014)。因此,可以推断,目前城乡家庭整体的实际生育率远低于“二孩”生育政策水平,“二孩”生育政策“遇冷”成为必然发生的现象。一般认为,在短期内生育文化及其所决定的生育收益很难发生重大转变,那么生育成本就成为决定生育率下滑的主要因素。

1. 农村家庭的生育成本压力快速上升

在农村地区,相对于较低的收入水平,养育子女的生活、教育和婚姻费用快速增长(谭雪萍,2015;刘长庚等,2016),普遍增加了农村家庭的生育成本压力。因此,短期内不考虑生育文化的转变,图4中农村家庭的边际生育成本曲线 C_2 快速上升,生育均衡点由B点变化到 B' 点,意愿生育水平将明显下降。这就解释了图3中农村家庭意愿生育水平的大幅度降低,由此可得:

假设1:农村家庭的生育成本压力快速上升,必然会大幅度降低其意愿生育水平。

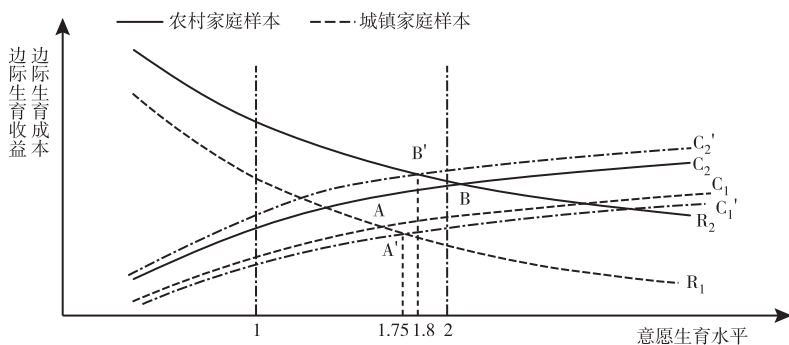


图4 城乡意愿生育水平的变化

注:横轴代表意愿生育水平,纵轴代表边际生育成本和边际生育收益; C_2' 是农村家庭最新的边际生育成本曲线, C_1' 是城镇家庭最新的边际生育成本曲线; A' 点和 B' 点是没有生育管制条件下城乡家庭生育决策的最新均衡点,按照前文分析他们所对应的意愿生育水平分别应该是1.75个和1.80个左右。

2. 城镇家庭的生育成本压力缓慢下降

2001—2014年,城镇居民人均可支配收入增长了4.28倍(参见历年《中国统计年鉴》),同时以自我为中心的城市消费文化迅速发展(戴慧思、卢汉龙,2001),这两方面因素都缓解了城镇家庭在“二孩”生育中所感知的成本压力。所以,调查资料显示,出于成本压力而放弃“二孩”生育的城镇家庭占比显著降低(郑真真等,2009;李玉柱,2011),城镇家庭意愿生育水平缓慢上升,已逐步缩小了与农村家庭的差距(郑真真等,2009;李玉柱,2011;谭雪萍,2015)。这解释了图3中城镇家庭意愿生育水平的小幅度增长,由此可得:

假设2:城镇家庭的生育成本压力缓慢下降,其意愿生育水平小幅上升。

综上所述,城乡有别的生育成本变化最终将导致城乡意愿生育水平总体下滑,那么考虑到目前实际生育率远低于意愿生育水平,“二孩”生育政策“遇冷”就成为由此可得的必然结果。不过,这种理论分析仍然需要更多经验证据的支持。

四、检验方法与数据说明

为了避免有可能存在的样本选择偏差、遗漏变量和内生性问题,本文基于家庭微观调查数据,将通过准实验方法(包括倍差法以及基于倍差法的倾向评分匹配估计,即 DID 和 DDPSM)检验生育成本变化,以验证上述有关“二孩”生育政策“遇冷”的理论分析。

(一)生育成本的检验方法

DID 分析是选择实施与未实施政策的两组样本,通过比较它们在政策实施前后的变化,来反映政策改革的实际效果。这种分析方法的重大优势是,剔除了不随时间变化以及在实验组和控制组之间无差别特征的影响,从而能够有效避免遗漏变量所产生的估计偏误。不过,DID 分析要求两组样本在政策实施以外不存在任何差别,这限制了研究结论的可靠性。DDPSM 分析可以利用 DID 分析的优势,并通过倾向分值匹配来消除实验组与控制组在可观测特征上的差别。采用 DDPSM 方法,本文为每一个“二孩”生育家庭找到相匹配的控制组样本,能够精确估计“二孩”生育成本的变化。

一般认为,生育决策都是以家庭为单位做出的,所以本文选择中国家庭追踪调查(CFPS)中的家庭样本作为研究对象。根据相关文献,2002 年“双独二孩”政策首先在湖北、甘肃和内蒙古试点,然后到 2011 年 11 月才在所有省市展开;“单独二孩”政策在 2010 年首次提出,到 2013 年十八届三中全会以后才正式在全国实施。因此,为了取得更多“二孩”生育家庭样本,同时也为了反映生育成本的最新变化,本文采用 2010 年、2012 年和 2014 年 CFPS 中的家庭样本,进行了两次准实验分析。在第一次准实验分析中,本文将 2010—2012 年子女数均为 1 的家庭作为控制组,而将在此期间子女数变为 2 的家庭作为实验组;在第二次准实验分析中,本文将 2012—2014 年子女数均为 1 的家庭作为控制组,而将在此期间子女数变为 2 的家庭作为实验组。这样,通过对比两次 DDPSM 分析结果,本文就可以检验“二孩”生育成本的变化。^①

由于生育成本的影响因素很多,而且其中一些因素还可能会作用于家庭生育决策,造成实验组与控制组的选择性偏差,所以本文在估计方程中加入了更多控制变量,包括家庭特征变量,比如人均收入、人均健康状况、人口抚养比等,以及家庭户主特征变量,比如年龄、性别、户籍类型等,估计方程为:

$$C_{ijt} = \alpha + \beta \cdot D_{ij} + \gamma \cdot DT_t + \theta \cdot D_{ij} \cdot DT_t + \phi \cdot X_{ijt} + \varepsilon \cdot \psi_{ijt} + \zeta \cdot Z_{ij} + u_{ijt} \quad (1)$$

其中, C_{ijt} 表示 j 组家庭 i 在 t 年的生育成本; D_{ij} 为生育情况的虚拟变量,如果 2010—2012 年或者 2012—2014 年子女数由 1 个增加为 2 个,该家庭即为两次准实验分析的实验组样本, D_{ij} 取值为 1,而在此期间只有 1 个子女的家庭即为控制组样本, D_{ij} 取值为 0; DT_t 为时间虚拟变量,在第一次准实验分析中,2010 年的样本为 0,而 2012 年的样本为 1,在第二次准实验分析中,2012 年的样本为 0,而 2014 年的样本为 1; $D_{ij} \times DT_t$ 是时间和“二孩”生育情况的交互项,其估计系数就是“二孩”生育的实际影响; X_{ijt} 表示 j 组家庭 i 在 t 时期的户主特征变量; ψ_{ijt} 表示 j 组家庭 i 在 t 时期的家庭特征变量; $j=1,2$,分别表示城镇和农村家庭样本组; $t=0$ 或者 1,分别表示 2010 和 2012 年或者 2012 和 2014

^① 本文不是针对某一项计划生育政策进行效果评价,而只是为了检验近年来生育成本的变化,并以此为基础验证“二孩”生育政策“遇冷”的原因。并且,如前文所述,“双独二孩”和“单独二孩”政策改革都具有明显的渐进性特征,不存在明确的时间节点。所以,此处进行的两次准实验分析都没有涉及计划生育政策的改革时点和效果时滞问题。

年。另外,估计方程中还加入了东、中、西部地区虚拟变量 Z_{ij} ,以控制地区因素的影响。

(二)数据来源和指标说明

本文所用数据来源于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(CFPS),该项调查收集了家庭及其成员的微观数据。对于家庭样本中的缺失值,本文根据家庭户主特征和家庭特征进行了回归插值处理,由此共得到1050个城镇家庭样本和1427个农村家庭样本。在两次准实验分析中,本文删除了2010—2012年和2012—2014年新增家庭样本,以剔除新成立以及婚姻变动家庭的影响。

1. 解释变量和被解释变量

本文选择是否生育“二孩”虚拟变量作为解释变量,而将家庭消费作为被解释变量,以反映城乡家庭所感知的生育成本压力。如前文分析,在“二孩”生育决策中,“养得起”或“养不起”主要是一种主观的自我感知(郑真真等,2009),并不决定于生育支出或家庭收入的绝对水平。那么,考虑到直接测度生育成本存在诸多困难,为了有效反映家庭所感知的生育成本压力,本文在估计方程式(1)中是以家庭消费作为其代理变量的。这种代理变量选择具有三方面的优势:第一,消费变化更能反映家庭成员所感知的生育成本压力;第二,与生育支出和家庭收入等指标相比,消费与生育行为之间不存在明显的因果内生性;第三,除了直接的生育支出,家庭消费还能够反映机会成本所产生的生育成本压力。另外,为了消除家庭规模的影响,本文对家庭消费进行了人均处理。

2. 控制变量的选择

生育成本压力或者说其代理变量——家庭消费会受到家庭特征和家庭户主特征等诸多因素的影响,所以本文将这些因素作为控制变量引入估计方程式(1),具体包括:

第一,家庭人均收入。本文将工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入的总和作为家庭收入的衡量指标。同时,为了消除通货膨胀的影响,以2010年为基期,相关数据都进行了平减处理。

第二,家庭人口抚养比。本文将家庭人口抚养比定义为,家庭中14岁以下及65岁以上人口数与15~64岁人口数的比值。根据生命周期假说,人们通常会在工作生命期内进行储蓄,而在非工作生命期内进行消费。所以,家庭成员中处于非工作期的人口越多,家庭消费越高。

第三,家庭的人均健康状况及参保情况。根据预防性储蓄理论,居民的健康状况及参保情况决定了其未来支出的不确定性,从而会影响其当期消费。健康状况的测度方法是:把家庭成员的健康自我评价进行人均处理,赋值标准是在健康调查的七个等级中,将非常健康、比较健康、健康的家庭赋值为1,将一般健康的家庭赋值为2,将不健康、比较不健康、非常不健康的家庭赋值为3;参保情况的衡量标准是:参加保险=1,未参加保险=0。其中,参加保险的类别包括养老保险、医疗保险以及工作保险。

第四,家庭户主的年龄、性别、职业、户籍类型和受教育程度。将这些因素作为控制变量引入估计方程,主要是因为它们与消费观念相关,是决定家庭消费的重要因素。对于性别和户籍类型,本文采用虚拟变量来衡量,“男性”和“城镇户籍”被赋值为1,“女性”和“农村户籍”被赋值为0。参照《中国家庭动态跟踪调查职业分类》以及李波平、向华丽(2010)的研究,对于户主的职业,本文也是采用虚拟变量来衡量,赋值方法是:首先把所有职业划分为5类,然后将国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人赋值为1,将专业技术人员、办事人员赋值为2,将商业、服务业人员和生产、运输设备操作人员及有关人员赋值为3,将农、林、牧、渔、水利业生产人员赋值为4,将无业、失业及料理家务者赋值为5。此外,本文采用受教育年限来反映户主的受教育程度,核算方法是:小学以

下为0年,小学为6年,初中为9年,高中、职业高中、中专、技校为12年,大专、高职为15年,大学本科为16年,研究生为19年,博士生为22年。

第五,地区虚拟变量。受经济发展水平、传统文化观念和地理资源环境等因素的影响,不同地区居民的消费行为自然有所差别。并且,在历次计划生育改革中,各地区改革的时间和力度也不相同。例如,农村地区在1984年普遍实施了“一孩半”政策;湖北、甘肃和内蒙古在2002年就实行了“双独二孩”政策,等等。所以,本文在估计方程中还加入了地区虚拟变量。

3. 相关变量的统计性分析

显然,在表1中,无论是“二孩”生育之前或者之后,实验组的消费水平都明显低于控制组样本。这说明,在“二孩”生育以外,还存在其他因素作用于实验组和控制组样本的消费行为,所以估计方程式(1)中必须加入其他控制变量。

表1 家庭消费以及家庭和户主特征

	第一次准实验分析					第二次准实验分析				
	全体样本均值	2010 年均值		2012 年均值		全体样本均值	2012 年均值		2014 年均值	
		实验组	控制组	实验组	控制组		实验组	控制组	实验组	控制组
被解释变量										
家庭人均消费	8.89 (0.82)	8.26 (0.77)	8.76 (0.77)	8.55 (0.77)	9.11 (0.80)	9.07 (0.86)	8.70 (0.74)	9.03 (0.85)	8.76 (0.83)	9.19 (0.85)
家庭户主特征										
年龄	44.62 (10.13)	45.28 (12.95)	43.48 (9.75)	47.27 (12.95)	45.44 (9.76)	47.21 (11.09)	47.33 (12.78)	46.07 (10.80)	49.33 (12.78)	48.07 (10.80)
性别	0.74 (0.44)	0.81 (0.39)	0.74 (0.44)	0.81 (0.39)	0.74 (0.44)	0.75 (0.44)	0.79 (0.41)	0.74 (0.44)	0.80 (0.40)	0.74 (0.44)
职业	3.70 (1.15)	4.06 (1.02)	3.67 (1.16)	4.06 (1.02)	3.67 (1.16)	3.40 (1.07)	3.51 (1.01)	3.38 (1.07)	3.51 (1.01)	3.38 (1.07)
户籍类型	0.41 (0.49)	0.12 (0.32)	0.42 (0.49)	0.14 (0.34)	0.44 (0.50)	0.34 (0.47)	0.15 (0.35)	0.36 (0.48)	0.15 (0.35)	0.36 (0.48)
受教育程度	8.43 (4.45)	6.58 (4.27)	8.61 (4.42)	6.58 (4.27)	8.61 (4.42)	7.89 (4.57)	7.00 (4.31)	8.15 (4.48)	6.78 (4.41)	7.88 (4.67)
家庭特征										
人均收入	8.90 (1.10)	8.45 (0.87)	8.92 (0.93)	8.27 (1.32)	8.99 (1.22)	8.95 (1.20)	8.67 (1.33)	8.96 (1.20)	8.41 (1.25)	9.05 (1.15)
人均健康	1.53 (0.49)	1.55 (0.47)	1.62 (0.50)	1.45 (0.45)	1.44 (0.48)	1.42 (0.47)	1.44 (0.44)	1.46 (0.48)	1.41 (0.43)	1.39 (0.46)
人口抚养比	0.22 (0.17)	0.28 (0.12)	0.21 (0.17)	0.41 (0.11)	0.20 (0.17)	0.24 (0.17)	0.27 (0.12)	0.23 (0.17)	0.39 (0.10)	0.22 (0.17)
参保情况	0.95 (0.23)	0.91 (0.28)	0.94 (0.24)	0.97 (0.18)	0.95 (0.22)	0.98 (0.14)	0.99 (0.11)	0.97 (0.18)	1.00 (0.00)	0.99 (0.11)
观测值	2477	214	2263	214	2263	2452	273	2179	273	2179

资料来源:中国家庭追踪调查(CFPS)(2010年、2012年、2014年)。

注:为了减少量纲的影响,同时为了缩小数据样本的异方差,本文对人均消费进行了取对数处理。这并不妨碍本文对家庭消费进而对生育成本的分析。

另外,在家庭户主的职业、户籍类型、受教育程度和人口抚养比等方面,无论是“二孩”生育之前或者之后,实验组与控制组之间也存在明显差别。这进一步说明,在实验组和控制组之间确实存在样本选择性偏差,户主职业层次高、属于农村户籍、受教育程度低和人口抚养比高的家庭可能更倾向于进行“二孩”生育。因此,为了解决由此所可能产生的估计偏误,本文将这些家庭和户主特征作为控制变量引入估计方程,并以此为基础在准实验分析中进行样本匹配。

五、“二孩”生育政策“遇冷”的实证检验

按照前文理论分析,生育支出的快速增长会迫使家庭成员降低人均消费,由此形成可感知的生育成本压力。在短期内生育文化及其所决定的生育收益变化很小,那么这种可感知的生育成本压力迫使人们改变生育决策,是导致“二孩”生育政策“遇冷”的重要原因。为了检验这一判断,本文对2010—2014年家庭样本在“二孩”生育前后的人均消费变化进行准实验分析,结果如表2所示。

表2 城乡家庭的生育成本分析

	家庭人均消费	父母消费	父母闲暇
	(1)	(2)	(3)
A 全体家庭样本			
θ_{OLS11}	-0.115 ^{***} (-4.37)	-0.215 ^{***} (-2.91)	-0.117 ^{***} (-3.17)
θ_{DID11}	0.076 [*] (1.89)	-0.278 ^{**} (-2.20)	-0.114 [*] (-1.86)
$\theta_{DDPSM11}$	-0.077 ^{**} (-1.96)	-0.176 (-1.38)	-0.199 ^{***} (-3.19)
观测值	2211	2347	2359
θ_{OLS21}	-0.114 ^{***} (-4.41)	-0.237 ^{***} (-2.77)	-0.082 ^{**} (-2.06)
θ_{DID21}	-0.061 (-1.57)	-0.356 ^{***} (-2.87)	-0.255 ^{***} (-3.75)
$\theta_{DDPSM21}$	-0.168 ^{***} (-4.20)	-0.244 ^{**} (-1.98)	-0.232 ^{***} (-3.25)
观测值	2191	2368	2149
$\theta_{DDPSMDD11}$	-0.091	-0.068	-0.033
B 城镇家庭样本			
θ_{OLS12}	-0.034 (-0.64)	-0.179 (-0.60)	-0.150 (-1.27)
θ_{DID12}	0.034 (0.41)	-0.889 ^{**} (-2.08)	-0.272 ^{**} (-2.55)
$\theta_{DDPSM12}$	-0.126 (-1.57)	-0.946 ^{**} (-2.23)	-0.341 ^{***} (-3.00)
观测值	801	992	1030

续表 2

	家庭人均消费	父母消费	父母闲暇
	(1)	(2)	(3)
θ_{OLS22}	-0.169 *** (-2.93)	0.280 (0.98)	-0.361 *** (-3.97)
θ_{DID22}	0.150 (1.55)	0.022 (0.05)	0.224 ** (2.01)
$\theta_{DDPSM22}$	-0.089 (-0.89)	-0.142 (-0.31)	0.125 (0.99)
观测值	661	795	785
$\theta_{DDPSMDDD2}$	0.037	0.804	0.466

C 农村家庭样本

θ_{OLS13}	-0.134 *** (-4.34)	-0.157 ** (-2.13)	-0.123 *** (-3.32)
θ_{DID13}	0.050 (1.12)	-0.037 (-0.29)	-0.159 ** (-2.28)
$\theta_{DDPSM13}$	-0.108 ** (-2.44)	-0.087 (-0.66)	-0.164 ** (-2.31)
观测值	1372	1415	1329
θ_{OLS23}	-0.078 *** (-2.70)	-0.265 *** (-3.19)	-0.019 (-0.45)
θ_{DID23}	-0.080 * (-1.79)	-0.276 ** (-2.24)	-0.308 *** (-3.97)
$\theta_{DDPSM23}$	-0.177 *** (-3.89)	-0.252 ** (-2.02)	-0.300 *** (-3.67)
观测值	1558	1603	1366
$\theta_{DDPSMDDD3}$	-0.069	-0.165	-0.136

注:为了消除特异值的影响,本文对家庭和父母消费数据进行了截尾处理。同时,在估计方程中,本文采用聚类稳健标准误,并将聚类变量设为个体,进行相关实证检验,以避免消费惯性所可能引致的随机误差项的自相关。另外,为了证明传统生育研究所可能存在的样本选择偏差、遗漏变量和内生性问题,此处列出了三种方法的回归结果,其中最小二乘估计方程为: $C_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot D_{ij} + \beta_2 \cdot DT_t + \beta_3 \cdot X_{ijt} + \beta_4 \cdot \psi_{ijt} + \beta_5 \cdot Z_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$, DID 和 DDPSM 的估计方程是方程式(1)。*** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$, 括号内为聚类稳健标准误下的 t 值。 θ_{OLSijk} 、 θ_{DIDijk} 和 $\theta_{DDPSMijk}$ 表示估计结果,其中 $i = 1, 2, 3$, 表示估计方程式,分别对应于不同的被解释变量; $j = 1, 2$, 表示不同样本区间,1 表示 2010—2012 年样本,2 表示 2012—2014 年样本; $k = 1, 2, 3, 1$ 表示全体家庭样本,2 表示城镇家庭样本,3 表示农村家庭样本。三次差分 $\theta_{DDPSMDDDik} = \theta_{DDPSM2k} - \theta_{DDPSM1k}$ 。

(一)城乡家庭的生育成本变化

表 1 中各变量的统计性分析显示,估计方程式(1)很可能存在样本选择偏差,从而会产生估计偏误。而且,DID 与 DDPSM 的估计结果明显不同,也证明了这一判断。所以,本文使用 DDPSM 方

法进行相关分析,预期可以获得更为可靠的结果。^①

在表2(C)中,“二孩”生育显著降低了农村家庭的人均消费,这说明“二孩”生育产生了可感知的成本压力,从而显著挤出了家庭消费。另外,与2010—2012年相比,2012—2014年农村家庭的人均消费下降更多($\theta_{DDPSM123} = -0.177 < \theta_{DDPSM113} = -0.108$),也更为显著($t_{DDPSM123} = -3.89 < t_{DDPSM113} = -2.44$)。这表明,农村家庭所感知的“二孩”生育成本在快速增长,产生了不断上升的成本压力,由此必然会降低生育意愿。这就初步验证了假设1。

在表2(B)中,“二孩”生育降低了城镇家庭的消费水平,但都不显著($t_{DDPSM112} = -1.57, t_{DDPSM122} = -0.89$)。所以,城镇家庭生育“二孩”没有产生明显的成本压力,或者说,城镇家庭可感知的“二孩”生育成本很小,没有明显挤出家庭消费。同时,与2010—2012年相比,2012—2014年城镇家庭消费的下降幅度变小($\theta_{DDPSMDD12} = 0.037 > 0$)。由此可以推断,城镇家庭的生育成本压力没有增长,甚至有所下降,那么其意愿生育水平很可能会小幅增加。这就验证了假设2。

在表2(A)中,“二孩”生育显著降低了家庭消费水平($\theta_{DDPSM11} = -0.077 < 0, \theta_{DDPSM21} = -0.168 < 0$),而且与2010—2012年相比,2012—2014年家庭消费减少更多($\theta_{DDPSMDD11} = -0.091 < 0$)。这说明,“二孩”生育产生了不断增长的成本压力,挤出了家庭消费。那么,短期内在生育文化及其所决定的生育收益难以发生重大转变的情况下,这种成本压力增长必然会导致城乡意愿生育水平的下降,从而再次验证了假设1和假设2,由此也就证明了前文有关“二孩”生育政策“遇冷”的理论分析。

(二)稳健性检验

为了检验上述实证分析结果的稳健性,本文从替换衡量指标和改变研究方法两个方面出发,重新估计了方程式(1)。

1. 替换衡量指标

父母是家庭生育决策的主体,其消费和闲暇最能体现家庭成员所感知的生育成本压力,是决定家庭生育意愿和生育需求的关键变量。因此,本文选择父母的消费和闲暇作为生育成本压力的代理变量,重新进行了相关估计。

由于CFPS中缺少针对父母消费和闲暇的专项调查,所以本文使用家庭文化、娱乐、休闲支出来反映父母消费,而将“锻炼身体情况”作为父母闲暇的衡量指标。在此,父母是一个抽象概念,它涵盖了父母、祖父母以及外祖父母等家庭成人团体。那么,本文选择家庭文化、娱乐、休闲支出作为消费的衡量指标,可以将消费主体限制于父母而非子女。另外,本文将CFPS中家庭成人的锻炼次数进行平均化处理,以此作为父母闲暇的衡量指标,赋值标准是将锻炼次数从0到3分为4档,0表示从不锻炼,1表示几个月锻炼一次或一个月锻炼一次,2表示一个月锻炼几次或一周锻炼几次,3表示每天都锻炼。在父母闲暇分析中,除了家庭户主特征和家庭特征以外,本文在估计方程式(1)中还加入了是否与祖父母同住虚拟变量,以反映祖父母隔代照料新生子女情况,赋值标准是:与祖父母同住为1,未与祖父母同住为0,估计结果如表2所示。

^① 在表2中,除了各个系数的绝对数值,OLS与DDPSM估计结果并不存在显著差别,但是本文认为,其中仍然有可能存在不容忽视的样本选择偏差。这是因为,如表1所示,在OLS估计中,实验组和控制组之间的职业和教育程度差异会高估“二孩”生育成本,而户籍类型和人口抚养比差别又会产生低估偏差,最终将很难形成针对城乡生育成本变化的精确判断。并且,尽管本文在估计方程式(1)中已经纳入了很多控制变量,但仍有可能存在遗漏变量问题,这也会产生OLS的估计偏误。另外,OLS估计结果不显著区别于DDPSM方法,这也说明它并不妨碍本文基于DDPSM方法进行生育成本分析。因此,为了有效解决样本选择偏差以及有可能存在的遗漏变量问题,本文主要采用DDPSM方法进行相关检验。

首先,在农村家庭样本中,“二孩”生育显著降低了父母的消费和闲暇,而且与2010—2012年相比,2012—2014年父母消费和闲暇减少更多($\theta_{DDPSMDD23} = -0.165 < 0, \theta_{DDPSMDD33} = -0.136 < 0$)。这说明,农村家庭所感知的生育成本压力确实在快速上升。其次,在城镇家庭样本中,两次准实验分析相比,父母消费和闲暇的降幅没有扩大,而且2012—2014年父母闲暇还出现了增长($\theta_{DDPSM322} = 0.125 > 0$)。由此可以推断,城镇家庭所感知的生育成本压力缓慢下降。最后,在全体家庭样本中,“二孩”生育降低了父母消费和闲暇,而且两次准实验分析结果相比,父母消费和闲暇的降幅都在扩大。这再次证明了假设1和假设2,说明城乡家庭所感知的生育成本压力上升,那么城乡意愿生育水平必然下降。

2. 改变研究方法

虽然准实验分析可以有效解决选择性偏差和遗漏变量问题,但是在估计方程式(1)中仍有可能存在不容忽视的内生性。这是因为,一方面,尽管本文在准实验分析中已经纳入了很多控制变量,但仍有可能存在遗漏变量问题;另一方面,生育、消费和闲暇都有可能受到第三方共同因素的影响。比如,收入可以影响生育行为,同时也是决定消费的重要变量。因此,为了有效解决内生性问题,借鉴孙文凯等(2016)以及刘小鸽(2016)的研究,本文使用生育政策和生育意愿两方面指标作为家庭生育“二孩”的工具变量,重新估计了方程式(1)。

生育政策和生育意愿反映了家庭生育行为的供给和需求。其中,在CFPS中社区(村)层面是否允许生育“二孩”的虚拟变量,可以反映生育政策情况;而在县(区)层面“二孩”生育家庭的比例,能够反映生育意愿情况。显然,是否允许生育“二孩”不决定于家庭因素,可以作为家庭生育行为的工具变量;同时,在县(区)层面,“二孩”生育家庭占比更多是决定于传统文化、生育惯性、政策环境等地区因素,受单个家庭的影响较小,所以也能作为家庭生育行为的工具变量,^①由此估计结果如表3所示。

表3 城乡家庭生育成本的IV检验

	家庭人均消费	父母消费	父母闲暇
	(1)	(2)	(3)
A 全体家庭样本			
θ_{IV11}	-0.689*** (-7.41)	-0.768*** (-3.94)	-0.019 (-0.15)
θ_{IV21}	-1.163*** (-9.89)	-1.260*** (-4.17)	-0.213 (-1.51)
θ_{IVDD1}	-0.474	-0.492	-0.194
B 城镇家庭样本			
θ_{IV12}	-1.366*** (-3.57)	-3.161*** (-2.67)	-0.194 (-0.33)
θ_{IV22}	-0.926*** (-4.56)	1.179 (1.21)	-0.481 (-1.31)
θ_{IVDD2}	0.440	4.340	-0.287

① 通过相关检验,以这两项指标的交互项作为工具变量不存在弱工具变量和不可识别问题。

续表 3

	家庭人均消费	父母消费	父母闲暇
	(1)	(2)	(3)
C 农村家庭样本			
θ_{IV13}	-0.607*** (-6.15)	-0.691*** (-3.72)	-0.087 (-0.67)
θ_{IV23}	-1.271*** (-9.13)	-1.636*** (-5.45)	-0.187 (-1.20)
θ_{IVDDD3}	-0.664	-0.945	-0.100

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$, 括号内为聚类稳健标准误下的 t 值。 θ_{IVjk} 表示估计结果, 其中 $i = 1, 2, 3$, 表示估计方程式, 分别对应于不同的被解释变量; $j = 1, 2$, 表示不同样本区间, 1 表示 2010—2012 年样本, 2 表示 2012—2014 年样本; $k = 1, 2, 3$, 1 表示全体家庭样本, 2 表示城镇家庭样本, 3 表示农村家庭样本。三次差分 $\theta_{IVDDDk} = \theta_{IV2k} - \theta_{IV1k}$ 。

显然,除了绝对数值差异,IV 分析结果中各系数的符号和显著性都基本等同于 DDPSM 分析结果。^① 只是,在城镇家庭样本中,两次 IV 分析相比,父母在增加消费的同时还减少了闲暇。这种消费与闲暇的反向变化与表 2(B) 中估计结果明显不同,但却恰恰说明城镇家庭生育成本的下降很有限,由此所产生的生育增长也会很小。这就再次验证了假设 2,也进一步证明了城乡有别的生育成本变化以及前文有关“二孩”生育政策“遇冷”的理论分析。

六、研究结论与政策启示

近年来,我国生育水平持续下降,与低生育率相关的少子化、老龄化、劳动力短缺、性别比失衡等问题成为人口发展的主要障碍。为此,我国实施了一系列以放松“二孩”生育管制为核心内容的政策改革。但是,大量研究表明,这些改革明显“遇冷”,我国人口增长正面临“断崖式”下滑的巨大风险。所以,探寻“二孩”生育政策“遇冷”的原因,不仅是我国生育研究所面临的紧迫任务,而且也是未来计划生育改革的重要前提。

有资料表明,近期养育子女的生活、教育和婚姻费用以及机会成本快速上升,形成了众多家庭可感知的生育成本压力。那么,短期内在生育文化及其所决定的生育收益难以发生重大转变的情况下,这种可感知的生育成本压力就成为降低生育意愿进而抑制“二孩”生育政策效果的关键。本文使用文本分析法,从理论上论证了生育成本变化及其对城乡家庭意愿生育水平进而对“二孩”生育政策效果的影响。研究表明:一方面,农村家庭生育“二孩”的成本压力快速上升,使其意愿生育水平大幅下降;另一方面,城镇家庭的“二孩”生育成本压力缓慢下降,使其意愿生育水平小幅增长。最终,两方面因素导致城乡意愿生育水平总体下降。那么,考虑到目前实际生育率远低于意愿生育水平,“二孩”生育政策“遇冷”就成为由此可得的必然结果。基于家庭微观调查数据,本文使用准实验方法,基本验证了城乡有别的生育成本变化,从而为上述理论分析提供了经验证据

① 在 DDPSM 和 IV 分析结果中各变量的估计系数并不完全一致。这主要是因为:DDPSM 分析可以有效避免样本选择偏差和遗漏变量问题,但仍有可能存在内生性;IV 分析在解决内生性问题上具有突出优势,但无法有效解决样本选择偏差所产生的估计偏误。本文使用这两种方法相互校验,可以增强研究结论的可靠性。而且,两种方法分析结果的绝对数值差异并不妨碍本文据此对“二孩”生育成本变化做出判断。

的支持。

因此,在放松生育管制的条件下,为了改变目前这种内生性、意愿性的低生育现象,解决我国人口增长的困难:第一,借鉴日本、韩国和欧洲国家的历史经验,我国要尽快出台涉及经济、教育和家庭劳务等诸多内容的生育激励措施,以实现家庭生育成本的社会化;第二,这些生育激励措施不仅要解决城镇家庭的生育支出困难,而且更为重要的是要能够缓解农村家庭生育成本快速上升的冲击;第三,要尽快改变“晚婚晚育”、“少生优生”、“一对夫妻只生一个孩子”等生育观念,提高生育的心理收益,以消解生育成本持续增长的不利影响。

参考文献:

1. 陈卫、靳永爱:《中国妇女生育意愿与生育行为的差异及其影响因素》,《人口学刊》2011年第2期。
2. 陈友华:《农民生育成本分析:城乡比较的视角》,《南京人口管理干部学院学报》2011年第2期。
3. 戴慧思、卢汉龙:《消费文化与消费革命》,《社会学研究》2001年第5期。
4. 韩雷、田龙鹏:《“全面二孩”的生育意愿与生育行为——基于2014年湘潭市调研数据的分析》,《湘潭大学学报(哲学社会科学版)》2016年第1期。
5. 侯佳伟、黄四林、辛自强、孙铃、张红川、窦东徽:《中国人口生育意愿变迁:1980—2011》,《中国社会科学》2014年第4期。
6. 靳永爱、宋健、陈卫:《全面二孩政策背景下中国城市女性的生育偏好与生育计划》,《人口研究》2016年第11期。
7. 李波平、向华丽:《不同代际育龄妇女生育意愿及影响因素研究——以武汉城市圈为例》,《人口与经济》2010年第3期。
8. 李建新、骆为祥:《生育意愿的代际差异分析——以江苏省为例》,《中国农业大学学报(社会科学版)》2009年第3期。
9. 李新运、徐瑶玉、吴学猛:《“单独二孩”政策对我国人口自然变动的预测》,《经济与管理评论》2014年第5期。
10. 李玉柱:《低生育水平地区生育观念和生育行为分析》,中国社会科学院研究生院博士学位论文,2011年。
11. 刘长庚、戴克明、张松彪:《计划生育政策降低了中国居民消费率吗?——人口年龄结构、婚配竞争与居民消费的实证分析》,《湘潭大学学报(哲学社会科学版)》2016年第1期。
12. 刘小鸽:《计划生育如何影响了收入不平等?——基于代际收入流动的视角》,《中国经济问题》2016年第1期。
13. 罗丽艳:《孩子成本效用的拓展分析及其对中国人口转变的解释》,《人口研究》2003年第2期。
14. 乔晓春:《从“单独二孩”政策执行效果看未来生育政策的选择》,《中国人口科学》2015年第2期。
15. 石智雷、杨云彦:《符合“单独二孩”政策家庭的生育意愿与生育行为》,《人口研究》2014年第5期。
16. 孙文凯、孙昂、王乙杰:《计划生育损害中国的企业家精神吗?》,《经济学报》2016年第2期。
17. 谭雪萍:《成本-效用视角下的单独二胎生育意愿影响因素研究——基于徐州市单独家庭的调查》,《南方人口》2015年第2期。
18. 邬沧萍、穆光宗:《低生育研究——人口转变论的补充和发展》,《中国社会科学》1995年第1期。
19. 徐映梅、瞿凌云:《独生子女家庭育龄妇女生育意愿及其影响因素——基于湖北省鄂州、黄石、仙桃市的调查》,《中国人口科学》2011年第2期。
20. 杨华磊、王辉:《中国出生低谷世代的经济增速研究——2030年前中国能否摆脱人口峭壁的魔咒》,《上海经济研究》2016年第2期。
21. 姚引妹、李芬、尹文耀:《单独两孩政策实施中堆积夫妇及其生育释放分析》,《人口研究》2014年第4期。
22. 尹豪、徐剑:《“大连市生育成本调查”结果分析》,《人口学刊》2008年第1期。
23. 尹文耀、姚引妹、李芬:《生育水平评估与生育政策调整——基于中国大陆分省生育水平现状的分析》,《中国社会科学》2013年第6期。
24. 翟振武、陈佳鞠、李龙:《中国出生人口的新变化与趋势》,《人口研究》2015年第2期。
25. 张晓青、黄彩虹、张强、陈双双、范其鹏:《“单独二孩”与“全面二孩”政策家庭生育意愿比较及启示》,《人口研究》2016年第1期。
26. 郑真真:《从家庭和妇女的视角看生育和计划生育》,《中国人口科学》2015年第2期。
27. 郑真真、李玉柱、廖少宏:《低生育水平下的生育成本收益研究——来自江苏省的调查》,《中国人口科学》2009年第2期。
28. 庄亚儿、姜玉、王志理、李成福、齐嘉楠、王晖、刘鸿雁、李伯华、覃民:《当前我国城乡居民的生育意愿——基于2013年全国

生育意愿调查》,《人口研究》2014 年第 3 期。

29. Becker, G. S. , *The Economic Approach to Human Behavior*. Chicago: Chicago University Press, 1976.
30. Becker, G. S. , & Barro, R. J. , A Reformulation of the Economic Theory of Fertility. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, No. 1, 1988, pp. 1 – 25.
31. Butz, W. P. , & Ward, M. P. , The Emergence of Countercyclical U. S. Fertility. *American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, 1979, pp. 318 – 328.
32. Caldwell, J. C. , Toward a Restatement of Demographic Transition Theory. *Population and Development Review*, Vol. 2, No. 3, 1976, pp. 321 – 366.
33. Leibenstein, H. , Relation of Economic Development to Fertility. In Tabah, L. (eds.), *Population Growth and Economic Development in the Third World*. Dolhain, Belgium, Ordina Editions, 1975, pp. 473 – 492.
34. Liu, H. , The Quality-Quantity Trade-Off: Evidence from Relaxation of China’s One-Child Policy. *Journal of Population Economics*, Vol. 27, No. 2, 2014, pp. 565 – 602.
35. Luci-Greulich, A. , & Thévenon, O. , The Impact of Family Policies on Fertility Trends in Developed Countries. *European Journal of Population*, Vol. 29, No. 4, 2013, pp. 387 – 416.
36. Schröder, J. , Schmiedeberg, C. , & Brüderl, J. , Beyond the Two-Child Family: Factors Affecting Second and Third Birth Rates in West Germany. *Journal of Family Research*, Vol. 28, No. 1, 2016, pp. 3 – 18.
37. Udry, J. R. , Do Couples Make Fertility Plans One Birth at a Time? *Demography*, Vol. 20, No. 2, 1983, pp. 117 – 128.

Theoretical Mechanism and Empirical Analysis of Lukewarm Response to “Two-Child” Policy

JIN Weidong (Shandong University of Finance and Economics, 250014)

GONG Jiejing (Shandong University of Finance and Economics, 250014)

MAO Zhonggen (Southwestern University of Finance and Economics, 611130)

Abstract: Recently, the policy which relaxes population control has obviously received a lukewarm response, and China’s population growth is facing a huge risk of “cliff-like drop”. Using text analysis and quasi-experimental method, this paper theoretically and empirically demonstrates the changes in the cost of raising children in urban and rural areas and the influence on the birth rate, and then on the effect of “two-child” policy. The results show that in recent years, as the cost of raising children changes, the rural families’ desire for procreation has been greatly reduced, while that of urban families has increased slightly, a decline on the whole when the two are combined. At the same time, the actual birth rate is much lower than the willingness to multiply, therefore, the “two-child” policy fails to achieve ideal results. The key to the future population policy reform in China is to draw lessons from the historical experience of developed countries, and eliminate the adverse effects of changes in costs of raising children through incentive measures.

Keywords: Fertility Policy, Fertility Cost, Text Analysis, Quasi-Experimental Analysis

JEL: C21, J13, J18

责任编辑:原 宏