

中国育龄人群生育潜力影响因素的 随机实验研究

於 嘉 沈小杰 谢 宇

【摘 要】文章利用2021年中国综合社会调查(CGSS)搭载的联合分析随机实验数据,通过分析育龄人群对虚拟情境下他人生育潜力的评估探讨了生育规范的潜在差异和影响机制,并考察了其人群异质性。研究发现,个体对生育规范的认知具有可变性。经济资源对二孩与三孩生育潜力均有显著的促进作用,生育在当代社会呈现出明显的消费品属性。照料资源的可及性有助于提升生育潜力,其中有长辈提供照料支持对二孩和三孩生育潜力的刺激效应分别约相当于家庭年收入增加12.5万元和6.29万元;低价的市场化托育服务对二孩生育潜力的提升作用均相当于家庭年收入增加13.86万元,但对三孩生育潜力而言,低价公立托育服务的提升效应明显高于低价私立托育服务,二者分别相当于家庭年收入增加8.87万元和6.61万元。性别偏好在生育潜力评估中的影响已不再显著,反映了传统生育规范的弱化。此外,研究表明,不同性别、受教育程度和生育意愿的育龄人群对经济资源、家庭照料与社会照料资源的偏好略有差异。文章认为,未来中国的生育行为可能因社会经济特征而呈现明显的分化,生育支持政策需要重点加强经济资源与社会照料资源的配套支持。

【关键词】生育潜力;社会规范;经济资源;照料服务;性别偏好

【作者简介】於嘉,北京大学光华管理学院社会研究中心助理教授;沈小杰,北京大学光华管理学院社会研究中心博士研究生;谢宇,北京大学光华管理学院社会研究中心、普林斯顿大学社会学系教授。

【原文出处】《中国人口科学》(京),2023.2.19~35

一、引言

适应人口形势变化与高质量发展的要求,2021年6月中国开始实施三孩生育政策,并出台了配套支持措施(以下简称“三孩政策”)。三孩政策的出台为满足不同人群多样化的生育需求提供了广阔的空间(陈卫,2021),但目前育龄人群生育意愿和生育水平“双低”的现实在根本上制约着生育率的提升(宋健、郑航,2021)。由于生育行为是个体生育意愿和态度的体现(Ajzen等,2013;顾宝昌,2011),了解育龄人群的生育态度和行为规范对预测生育水平、研究提振生育率的政策措施具有重要意义。在以往大量调查与实证研究中,个体的生育态度和行为规范常被视为“固定”的。事实上,个人的生育态度和行为规范受社会环境与个体因素的影响;社会调查中个体关于生育态度的表达既可能以社会多数群体为参考,也可能参照周围的个体,或者代入自身情况。因此,个体的生育观念并非稳定不变的。深入考察育龄人群生育态度与行为规范的可变性及其变化规律,对于了解生育规范的影响机制具有重要

意义。

以往关于生育态度与行为影响因素的研究很少对生育的家庭决策提出清晰“定位”,即生育究竟属于家庭“投资”还是“消费”?假设生育主体将生育视为“投资”,期望从中获得回报(Cleland等,1987),如充实家庭劳动力、满足未来养老需要,那么经济状况好、生活有保障的家庭对生育的需求预期相对较低。相反,若将子女视为消费品,生育行为直接受家庭资源的约束,经济资源丰富的家庭才会考虑生育更多的孩子(Becker等,1976)。由此可见,经济资源与生育的关系是理解生育规范变化及其家庭意涵的关键。

除经济资源外,也有研究探讨生育津贴、产假制度、托育服务等因素对生育的刺激作用。不过,现有多数研究基于截面观测数据,难以准确识别这些资源或政策对个体生育意愿与行为的具体影响。此外,性别偏好作为中国传统生育文化的组成部分,是影响生育行为的重要方面。尽管计划生育政策的实施与社会经济的发展使中国家庭的男孩偏好逐渐弱

化(侯佳伟等,2018),但随着生育政策的调整和生育相关成本的攀升,性别偏好是否会持续影响人们的生育,尤其是高孩次的生育,仍是有待解答的现实问题。

围绕上述问题,本文尝试使用生育潜力(fertility potential)衡量育龄人群生育意愿与态度的弹性,并通过联合分析(Conjoint Analysis)随机实验方法考察其影响因素。本文中,生育潜力代表个体在面对特定资源条件时表现出的具有倾向性的生育态度(Karabchuk等,2021),反映个体认知层面关于生育的社会规范,即人们在相应条件下应当做出何种生育决策。相比理想子女数、期望子女数、生育计划等传统测量指标,基于随机实验方法测量的生育潜力能将个体在生育决策中面临的各类资源和条件考虑在内,揭示生育意愿的可变性及个体生育态度与规范形成的心理机制。在联合分析实验的设定下,受访者将对虚拟情境(vignettes)中个体生育的可能性进行判断,以反映不同情境下生育规范的差异,由此测量生育潜力。这一实验方式通过对受访者的回答进行“锚定”(anchoring vignettes),可以解决不同个体回答中的可比性问题(King等,2007)。同时,与单因素的实验研究相比,联合分析实验的虚拟情境综合考虑多个因素,更加接近真实的社会情境,因而在生育态度研究中得到越来越广泛的应用(Karabchuk等,2021)。本文利用2021年中国综合社会调查中搭载的联合分析实验数据,具体探讨以下问题:(1)在不同情境下,生育潜力是否可变,呈现怎样的变化模式?(2)经济资源、照料服务与性别偏好如何影响人们对二孩与三孩生育潜力的评估?与其他资源相比,经济资源是否有更加重要的作用?(3)生育潜力评估的影响因素在不同群体间是否存在异质性?

二、分析框架与研究假设

(一)生育规范的可变性与生育潜力

个体的生育态度有多种表现形式,既包括自身的生育偏好与计划,也包括个体对他人生育行为或社会层面理想家庭规模的看法(郑真真,2014)。从认知形成过程来看,人们关于他人的生育期望和看法在自身认知层面发挥着“图式”(schema)作用,指导着个人的生育计划和生育意愿;这一点对于尚未经历婚育的个体尤为明显(Hayford,2009)。在社会层面,这些期望与态度汇总交织形成一种社会规范(social norm)和集体层面的社会心理,影响社会整体的生育走向(Bachrach等,2013)。

以往研究无论使用何种测量,大都假设特定时期(调查时)个体的生育态度固定不变。因而,单次

调查中,同一受访者在同一生育态度指标上往往仅有一个答案。事实上,人们关于理想子女数等社会生育规范的回答是基于自己理解而抽象出的总体认知(Karabchuk等,2021),不同的理解可能带来不同的答案。生育规范的形成受多方面因素的影响,包括个体、家庭、文化、制度等;当这些因素发生变化时,人们的生育规范也随之变化。例如,在调查询问一个社会中家庭的理想子女数时,部分受访者可能考虑与自身条件相似的群体,根据自己对生育及其所需条件的认识来判断社会理想的生育数量,其实质是一种社会投射(societal projection);也有受访者参照社会中的一般群体,或出于某些原因考虑少数特殊群体。总之,当受访者考虑的因素和参照对象不同时,其生育态度和行为规范可能产生变化。基于此,本文提出假设1:在同一时点上,个体关于生育规范的看法具有可变性,随着资源与条件情境变化而异。

生育规范的变化,反映了人们认知和心理层面关于生育行为及相关因素对应关系的一种潜在模型。本研究利用受访者对他人“生育潜力”的评估来测量生育规范,其中生育潜力反映的是个体在面对不同资源条件时表现出来的具有倾向性的生育态度和生育的可能性。基于不同的条件组合,受访者针对他人生育潜力进行评估,一定程度上反映了生育规范的形成机制。生育潜力指标的意涵超越了传统生育态度的测量,有助于解决传统生育态度指标(如生育意愿、理想子女数量等)与生育行为偏离的问题(宋健、阿里米热·阿里木,2021;王军、王广州,2022)。通过给定具体情境,更准确地测量生育倾向。

(二)经济资源、照料服务与性别偏好对生育潜力的影响

生育规范的可变性意味着,通过识别和干预对生育潜力有实质性影响的因素,有可能提高人们的生育意愿。本文基于以往有关生育意愿影响因素的研究发现,主要探讨经济资源、照料资源和性别偏好对生育潜力的影响,并对比相应影响在不同群体中的可能差异。

以往大量研究探讨了经济资源对个体生育意愿和生育行为的影响,不过研究结论并不统一。主要原因在于,以往关于生育意愿的回答大量集中于一孩和二孩(吴帆,2020),测量的区分度较低,经济资源的影响难以凸显;同时,受生理、技术、政策等多重

因素的影响,生育行为可能并不反映个体真实的生育态度。对不同虚拟情境下他人生育潜力的评估,有助于直接反映经济资源对生育的影响。

借鉴新家庭经济理论的观点,在传统农业社会,多子女生育能够满足家庭农耕生产所需要的劳动力,增进家庭的经济收益;同时,多子女生育意味着更稳定的老年保障,有助于弥补当时社会福利保障的不足。因此,在这种情形下,生育行为是家庭对未来的“投资”(Ehrlich等,1991)。随着社会经济发展与文化变迁,生产方式、社会福利和养育孩子的成本都发生了变化,生育的性质也随之改变(Becker等,1976)。一方面,社会保障制度的完善使父代对子代养老的需求下降(阮荣平等,2021),生育的“投资”意涵弱化。另一方面,生育、养育与教育成本不断上升。经验证据表明,家庭的生育行为面临日益突出的成本约束(庄亚儿等,2021),不仅包括女性的照料负担和机会成本(计迎春、郑真真,2018),还包括子女置房、结婚等预期经济支出(石人炳、杨辉,2021)。由此推断,当前中国家庭生育的“投资”意涵让位于“消费需求品”属性,生育规范中家庭生育的可能性很大程度上取决于是否掌握丰富的经济资源。由此提出假设2:经济资源越多,个体生育潜力越高。

以往研究显示,照料成本是个体生育意愿与行为的重要决定因素(薛继亮,2016)。在家庭层面,祖辈提供照料支持能够有效减轻婴幼儿父母的照料负担,提升其生育意愿与行为(许琪,2021;于潇、韩帅,2022);在社会层面,生育支持政策、托育服务的可及性有助于缓解女性“工作—家庭”冲突(曲玥等,2022),降低其照料成本,提高生育意愿与生育水平(李婉鑫等,2021;田艳芳等,2020)。因此,针对照料资源的可获得性,提出假设3:可获得的照料资源越多,个体生育潜力越高。

最后,文化观念是影响生育的重要方面。在儒家文化的影响下,父系血脉延续是中国家庭生育的重要考量之一,“养儿防老”的观念也是传统文化的重要组成部分。尽管计划生育政策的推行与社会保障体系的完善一定程度上削弱了传统生育规范中的男孩偏好(侯佳伟等,2018),但相应文化因素仍在一定范围内发挥作用。例如,在宏观层面,中国当前二孩、三孩的性别比依然失衡(姜全保等,2019);在微观层面,第一孩是女孩的家庭更倾向于生育二孩(陈蓉、顾宝昌,2020);在生育意愿上,男孩偏好即便在城市地区仍然有一定的存在空间(宋健等,2018)。由此提出假设4:性别偏好倾向于提高个人的生育

潜力。

(三) 研究设计

本文使用联合分析随机实验收集数据,检验上述假设。相比于传统调查数据,随机实验方法的优势主要体现在两个方面:其一,随机实验法可以更好地估计因果效应。随机实验设计通过随机选样和实验分组,可以有效排除未观测个体特征的影响,更好地估计研究关注的各因素对生育潜力的因果效应;其二,结合虚拟情境的随机实验通过对情境的设置和控制,可以引导受访者根据实验要求进行思考,提高填答结果的可比性,这对生育意愿等相对概括和抽象概念的测量尤为重要。随机实验设计已被广泛应用于国内外婚育意愿(Gong等,2022)、生育观念(邢采等,2019)、生育意愿(Lappegård等,2022; Marshall等,2018; 张书维等,2021)、理想子女数(Karabchuk等,2021)、婴幼儿托育服务需求偏好(高琛卓等,2020)等议题的研究。不过,以往这些研究大多仅考虑单一维度的因素,且受随机实验执行条件的限制,大多采用非随机抽样的方式获取样本,或是针对一个或几个地区的受访者实施实验,其外部效度存在一定的局限。搭载于全国代表性社会调查中的随机实验模块,可以有效解决这一问题。

因此,本文借鉴联合分析的方法(Hainmueller等,2014),搭载全国代表性抽样调查设置随机实验模块,综合本文关注的经济资源、照料资源和性别偏好的不同组合设置虚拟情境,并利用陈述性偏好(state preference)测量受访者在不同情境下对生育可能性的评估。本文的研究设计可以有效解决传统调查和上述单因素实验设计存在的问题,保证因果推断的内部及外部效度。考虑到本研究关注的生育观念受性别、年龄、婚姻状况等因素的影响,为避免个体因自身特征干扰而无法客观判断,调查设计中要求受访者判断假设情境中他人的生育潜力,从而更为准确地测量不同维度的因素对生育潜力的作用。本文的分析思路如图1所示。

三、数据与方法

(一) 数据来源及特征

本文使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心实施的2021年中国综合社会调查(以下简称CGSS2021)。CGSS2021采用多阶段分层整群概率抽样设计,调查内容涵盖受访者多方面的社会经济特征与家庭信息,调查样本总计8148人。搭载该调查的生育意愿模块中,针对生育潜力设计了联合分析实验,并对全部受访者进行调查。结合研究关注

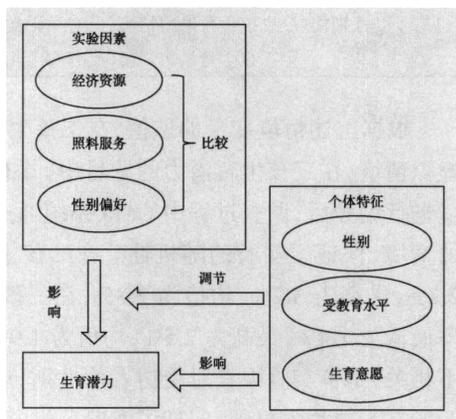


图1 分析思路图

的具体问题,本文将研究对象界定为18~50周岁的

成年人,共计3619名受访者;剔除关键变量信息缺失的样本后,二孩生育潜力的有效分析样本共计3119人,三孩生育潜力的有效样本共3137人。

CGSS2021调查中生育意愿模块的随机实验采用了陈述性偏好设计。与传统调查所获取的显示性偏好(revealed preference)不同,陈述性偏好设计通过设定不同的虚拟情境获取受访者在不同实验情境下的潜在偏好(unrevealed preference),以揭示人们认知与心理层面的潜在模式(Johnston等,2017)。具体的虚拟情境集合综合考虑了家庭年收入、家庭照料、市场化育儿服务和已有子女性别构成,分别反映经济资源、照料资源和性别偏好的假想条件。这些因素在实验情境中的具体取值如表1所示。

表1 虚拟情境因素取值分布

因素	具体取值
家庭年收入	家庭年收入为5万元,家庭年收入为15万元,家庭年收入为50万元
家庭照料	自己带孩子,父母或公婆帮忙带孩子
市场化育儿服务	家附近有低价优质的私立幼儿园/托儿所,家附近只有高价的公立或私立幼儿园/托儿所,家附近有低价优质的公立幼儿园/托儿所
已有子女性别构成	二孩生育潜力情境:已有一个女儿,已有一个儿子;三孩生育潜力情境:已有两个儿子,已有两个女儿,已有一儿一女

根据上述情境变量的取值,在二孩生育潜力的实验题目中,共有 $3 \times 2 \times 3 \times 2 = 36$ 种虚拟情境;在三孩生育潜力的题目中,共有 $3 \times 2 \times 3 \times 3 = 54$ 种虚拟情境。对这些实验情境进行编号后,调查过程中CAPI系统通过内置的随机抽样程序生成随机数以调取对应的情境,保证了实验的随机性。在二孩生育潜力实验的36种情境中,出现频率最低为2.2%,最高为3.2%,均值为2.8%;在三孩生育潜力实验的54种情境中,调查中出现频率最低为1.4%,最高为2.5%,均值为1.9%。为确保实验情境的设置与受访者个人特征不相关,将各实验因素对受访者的性别、年龄、受教育程度和户口特征进行回归,结果显示所有系数均不显著,印证了实验分组的随机性。

在调查过程中,家庭年收入、家庭照料、市场化育儿服务三类因素以独立的表格形式呈现给受访者,已有子女性别构成则置于叙述之中,图2为一个随机实验题目的示例。实验情境题目随机分配给受访者,每位受访者共回答三项实验题目,其中两项与二孩生育潜力有关,另一项为三孩生育潜力的测量。受访者根据随机分配的具体情境,对情境中的个体“是否应该生育”二孩/三孩进行评分,得分越高代表相应情境下个体的生育潜力越大。

32岁的王女士已经有了一个女儿,在下面的条件下您觉得她应该生二胎吗?请按照1~5分进行打分,1代表非常不应该,5分代表非常应该。

条件	取值
年收入	家庭年收入为15万
家庭照料	父母或公婆照料
托育服务	家附近只有价格高的公立或私立幼儿园和托儿所

打分

1	2	3	4	5
---	---	---	---	---

图2 实验题目示例

(二) 变量

本文的因变量包括二孩生育潜力、三孩生育潜力,分别反映受访者对于给定实验情境下个体应当生育二孩或三孩的评估,变量的初始取值范围为1~5分。为了更直观地阐释结果,分析过程中将初始评分转化为0~1的定距变量,评分1、2、3、4、5分别对应0、0.25、0.5、0.75和1,近似反映假想情境中个体预期生育二孩或三孩的可能性。

本文关注的四类实验变量为生育潜力的主要解释或预测变量。其中,家庭年收入被视为连续变量,取值为5~50万元;家庭照料为二分类变量,自己带孩子取值为0、父母或公婆帮忙带孩子取值为1;市场化育儿服务为三分类变量,分析过程中进行虚拟

化处理;已有子女性别构成为分类变量,在二孩生育潜力的测量中分为已有一个女儿和已有一个儿子两类,三孩生育潜力的测量中分为已有两个儿子、已有两个女儿和已有一儿一女共三类。

结合已有研究发现,本文还控制了受访者的性别、受教育程度、个人年收入对数、户口类型、年龄、年龄平方、已有子女数量、理想子女数量、婚姻状态等特征,并考虑了省份的固定效应。

(三) 实证策略

为了检验不同实验情境下生育潜力的可变性,本文首先使用方差分析(ANOVA)对不同情境的生育潜力差异进行考察。其次,本文利用 OLS 回归估算经济资源、照料资源、性别偏好对生育潜力的影响^①。在二孩生育潜力的测量中,受访者分别对两种不同的随机情境进行了回答,本文将其中评分较高的视为受访者在两个情境间做出的“选择”,参照离散选择实验的方法拟合条件 Logit 回归模型以估算不同因素的影响,并借此对研究发现进行稳健性检验。

此外,利用联合分析实验设计,比较其中“类价格”因素(本文中的家庭年收入)与其他因素的相对效应,可以计算受访者对不同影响因素的“意愿支付价格”(willingness to pay,简称 WTP),衡量其货币价值(Telser 等,2002),从而揭示这些相对抽象的生育影响因素在实际生活中的具体意义。根据估计结果,本文将预测生育潜力在不同因素上的变化幅度,即通过改变某一维度的因素可以将生育潜力提升至何种程度,为生育政策配套措施的制定提供具有前瞻性和针对性的依据。

最后,本研究按照受访者的性别、受教育程度和生育意愿这三种个体特征进行分类,利用分组回归的方法探讨不同特征的群体在评估生育潜力时其影响因素是否有差异。

四、研究结果

(一) 不同情境下的生育潜力

根据生育潜力在不同情境中的取值,本文对四个实验维度进行方差分析,结果如表 2 所示。不同虚拟情境之间,二孩及三孩生育潜力的取值均呈现显著差异,且虚拟情境中涉及的家庭年收入、家庭照料、市场化育儿服务的单因素方差分析结果也高度显著,说明这些资源禀赋本身对人们的生育潜力具有重要影响。这些结果支持了假设 1,表明人们对于他人生育潜力的评估会在不同情境下有所差异,印证了现实中生育规范的可变性。

表 2 不同情境下二孩及三孩生育潜力差异的 ANOVA 结果

	组间差异	组内差异	R ²
二孩生育潜力			
家庭年收入	132.603	605.528	0.180
家庭照料	11.179	726.953	0.015
市场化育儿服务	12.274	725.858	0.017
已有子女性别构成 [*]	0.090	738.042	0.000
不同情境间	155.854	582.278	0.211
三孩生育潜力			
家庭年收入	49.598	289.398	0.146
家庭照料	1.768	337.228	0.005
市场化育儿服务	1.710	337.286	0.005
已有子女性别构成 [*]	0.207	338.789	0.001
不同情境间	53.221	285.775	0.157

注:^{*}表示结果不显著;其余分组均在 0.001 的水平上显著。

(二) 生育潜力的影响因素

1. 二孩与三孩生育潜力的影响因素

表 3 展示了二孩及三孩生育潜力影响因素的 OLS 回归结果。结果显示,不论二孩或三孩生育潜力,家庭年收入越高、有父母或公婆帮忙照料或家附近有低价育儿服务时,生育潜力显著更大。具体而言,模型 1 显示,当其他条件保持不变时,家庭年收入每增加十万元,二孩生育潜力约提升 0.07。相对于自己照料幼儿的情况,有父母或公婆照料能使二孩生育潜力提升 0.088。相对于家附近仅有高价育儿服务的情况,家附近有价格低廉的市场化育儿服务时,二孩生育潜力提升 0.097。为比较不同实验因素的相对重要性,表 3 也展示了模型的标准化回归系数。从二孩生育潜力的评估结果看,市场化育儿服务比家庭照料对生育潜力的影响更大。已有子女性别构成对二孩生育潜力的效应在统计上并不显著,意味着在给定资源约束下,性别偏好不再影响假想情境下生育二孩的决策。

模型 2 显示,在三孩生育潜力的影响因素中,家庭年收入每增加十万元,三孩生育潜力约提升 0.06,略低于相应情形下二孩生育潜力的提升幅度。类似地,家庭照料、市场化育儿服务对三孩生育潜力的作用明显不及对二孩生育潜力的效应,相对于自己照料

表3 二孩与三孩生育潜力影响因素 OLS 回归结果

	模型 1: 二孩生育潜力			模型 2: 三孩生育潜力		
	系数	标准误	标准化系数	系数	标准误	标准化系数
实验条件						
家庭年收入(单位:十万元)	0.070***	0.002	0.393	0.062***	0.003	0.036
家庭照料(参照组:自己照料)						
父母/公婆照料	0.088***	0.008	0.127	0.039**	0.012	0.058
市场化育儿服务(参照组:高价公/私立)						
低价公立	0.097***	0.010	0.133	0.055***	0.015	0.078
低价私立	0.097***	0.011	0.132	0.041**	0.014	0.059
已有子女性别构成(参照组:一个儿子)						
一个女儿	-0.003	0.008	-0.005			
已有子女性别构成(参照组:两个儿子)						
两个女儿				0.024	0.015	0.035
一儿一女				0.024	0.015	0.035
受访者特征						
女性(参照组:男性)	-0.009	0.011	-0.013	-0.026*	0.013	-0.039
受教育程度(参照组:初中及以下)						
高中	-0.021	0.014	-0.025	-0.044*	0.017	-0.053
大专	-0.023	0.017	-0.023	-0.040*	0.020	-0.040
本科及以上	-0.062***	0.016	-0.075	-0.038	0.020	-0.048
个人年收入对数	-0.002	0.001	-0.020	0.002	0.001	0.025
城市户口(参照组:农村户口)	0.001	0.011	0.001	-0.004	0.014	-0.006
年龄	0.006	0.005	0.158	-0.003	0.007	-0.090
年龄平方	-0.000	0.000	-0.082	0.000	0.000	0.098
已有子女数量	-0.001	0.007	-0.002	-0.009	0.009	-0.027
理想子女数量	0.055***	0.007	0.111	0.039***	0.009	0.081
婚姻状态(参照组:未婚)						
已婚	0.007	0.019	0.009	-0.023	0.024	-0.031
离婚	-0.069*	0.032	-0.030	-0.062	0.039	-0.029
同居	-0.042	0.029	-0.022	-0.086*	0.037	-0.048
丧偶	-0.134*	0.062	-0.035	-0.117	0.061	-0.032
省份固定效应	控制			控制		
R ²	0.244			0.168		
样本量	6238			3137		

注: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001,表中标准误为聚类调整后的稳健标准误。

幼儿的情况,有父母或公婆照料时三孩生育潜力约提升0.04;家附近有低价公立、私立托育服务时,三孩生育潜力分别约提升0.06和0.04。已有子女的性别构成对三孩生育潜力也没有显著影响。

综上,不论是对二孩或三孩生育,经济资源与照料资源均能显著提高生育潜力,支持了本文的假设2和假设3;不过,已有子女的性别构成并不显著影响生育潜力,本文的假设4未得到支持。其可能的原因是,当前社会生育规范中男孩偏好业已式微,低生育文化已经形成,资源约束对生育决策的影响已远远超过性别偏好,育龄人群中多数人并不认同为满足性别偏好而负担更多生育成本的做法。

2. 生育潜力影响因素的重要性与意愿支付价格

基于上述回归结果,本文利用“意愿支付价格”的概念衡量在二孩、三孩生育潜力情境中不同情境条件的重要性的货币价值,结果如表4所示。首先,在二孩生育潜力上,有长辈帮忙照料对于生育二孩的刺激效果约相当于家庭年收入增加12.5万元,但在三孩的生育潜力上,其刺激效果仅相当于家庭年收入增加6.29万元。其次,相比于家庭照料,个体对低价的市场化照料服务有着更高的支付意愿,且受访者对于公立与私立育儿机构并没有明显的偏好差异。在二孩生育潜力的情境中,价格低廉的公立/私立育儿服务的支持效应约相当于家庭年收入增加13.86万元。在三孩的生育潜力上,市场化托育服务同样有显著的推动作用,价格低廉的公立、私立托育服务的支持效应分别相当于家庭年收入增加8.87万元和6.61万元,受访者对公立育儿机构的支持效应有更高的评价。

表4 不同实验因素对应的“意愿支付价格”

单位:万元

	二孩生育潜力	三孩生育潜力
家庭照料		
父母/公婆照料	12.50	6.29
市场化育儿服务		
低价公立	13.86	8.87
低价私立	13.86	6.61
已有子女性别构成		
一个女儿	-0.46 [#]	/
两个女儿	/	3.87 [#]
一儿一女	/	3.87 [#]

基于上述回归模型,本文进一步对不同实验因素的变化带来的二孩及三孩生育潜力变动范围进行估计,表5展示了估计结果。在没有长辈照料支持和低价市场化育儿服务资源的情况下,家庭年收入从10万元增加至50万元可以将二孩生育潜力从0.365提升至0.645,对应的三孩生育潜力则仅从0.149提升至0.397左右。对年收入为15万元、已有一个儿子的家庭,在缺乏低价市场化育儿服务时,有父母或公婆提供照料支持对应的二孩生育潜力预测值约为0.487,而没有长辈支持时相应生育潜力预测值仅为0.40,比前者低近十个百分点。对三孩生育潜力而言,家庭照料支持的提升效果并不明显。对年收入为15万元、已有两个儿子的家庭来说,在没有低价市场化育儿服务的情况下,无论是否有长辈提供照料支持,生育三孩潜力都仅有0.2左右。类似地,对年收入为15万元、已有一个儿子的家庭来说,在缺乏长辈照料支持的情况下,价格低廉的市场化育儿服务比高价市场化托育服务更有利于提高生育潜力,对应的二孩生育潜力由0.40提升至0.496,三孩生育潜力的提升幅度则较小,仅约0.05。

表5 不同资源条件下二孩与三孩生育潜力的预测值

	二孩潜力估计值	三孩潜力估计值
家庭年收入		
10万元	0.365	0.149
20万元	0.435	0.211
30万元	0.505	0.273
40万元	0.575	0.335
50万元	0.645	0.397
家庭照料		
自己照料	0.400	0.180
父母/公婆照料	0.487	0.219
市场化育儿服务		
低价公立	0.496	0.235
低价私立	0.496	0.221
高价公/私立	0.400	0.180

注:在计算生育潜力估计值时,家庭照料、市场化育儿服务和已有子女性别构成取值分别对应表3模型1与模型2的参照组,家庭年收入取值为15万元;控制变量中的连续变量取均值,分类变量取参照组对应的值。

注:[#]表示该结果在统计意义上不显著。

(三) 生育潜力影响因素在不同群体中的异质性

1. 性别差异

女性作为生育的主体,对工作—家庭冲突、育儿压力等问题有着更清晰与直观的认知,因此,本研究对男性和女性被访者汇报的生育潜力分别拟合模型,并通过似不相关回归(seemingly unrelated estimation)方法来判断系数的组间差异是否显著。回归系数及95%的置信区间如图3所示,组间差异显著的变量在图中用(*)标注。在二孩生育潜力上,男性和女性对家庭收入条件和市场化育儿服务效应的评

价并不存在显著差异;不过,女性对家庭照料资源的影响评价显著高于男性。从三孩生育潜力来看,家庭年收入、家庭照料和市场化育儿服务对男性和女性评估结果的影响均没有显著差异。总体而言,无论是男性还是女性,随着孩次的增加,经济资源对生育潜力始终具有较强的刺激作用。二孩生育潜力的影响因素呈现的性别差异,可能反映了家庭内部传统性别分工的影响:由于女性承担了大量育儿责任,女性对家庭照料支持在生育潜力评价中赋予更高的重要性。

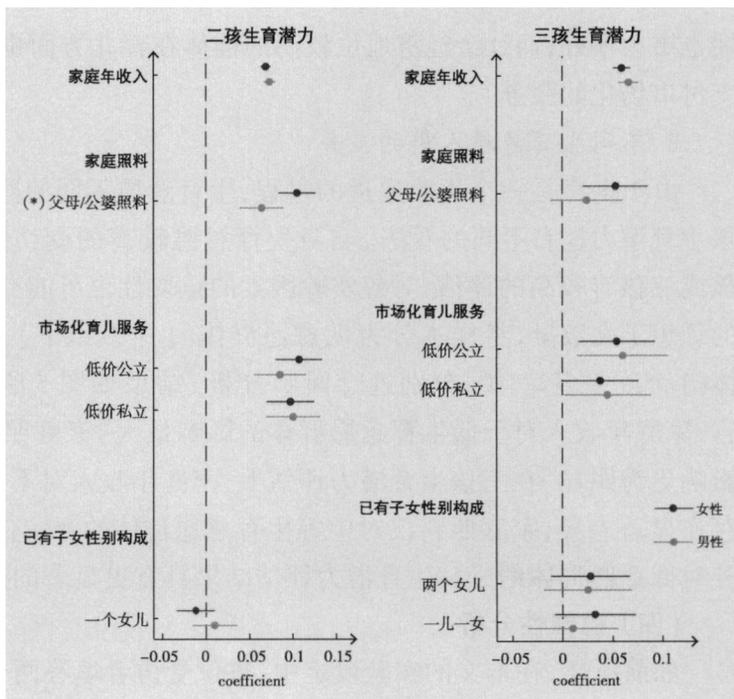


图3 不同性别群体评估的生育潜力影响因素回归系数

注:各分类变量的参照组同表3,下同图。

2. 不同社会经济特征的群体差异

不同社会经济特征的群体在生育决策中面临的约束不同,对资源的敏感程度也可能存在差异。本文使用受教育程度代理测量社会经济特征,根据是否接受过高等教育将被访者分为两组,对比分析这些被访者对生育潜力评估中情境变量重要性的差异,结果如下页图4所示。在二孩生育潜力上,相比于未接受高等教育的群体,受过高等教育者更强调家庭年收入对生育潜力的重要性;不过,在三孩生育潜力上,家庭年收入对未受过高等教育者的评价影响更大。不同社会经济特征的群体对家庭照料资源在二孩和三孩生育潜力评估中的影响没有显著差异。与未受过高等教育者相比,受过高等教育者对低价公立托育服务可及性在三孩生育潜力中的影响

评价显著更高。这一差异可能反映了家庭文化因素的影响,社会经济地位较低的群体更为传统,也更有可能会居住在多代家庭中,对家庭照料更加习惯也更为偏好;而社会经济地位较高的群体在育儿方面也更为现代化,更能接受和愿意支付市场化的服务。

3. 不同生育意愿人群的差异

由于生育是一个逐胎递进的过程,生育意愿不同的群体可能对不同情境下二孩、三孩生育潜力也有不同的看法。自身生育意愿较高的受访者可能更倾向于对他人生育二孩或三孩有较高的评估,对各实验因素的重要性也可能有不同的评价。本文根据受访者的理想子女数量,将样本分为低意愿群体(1个及以下)、中意愿群体(2个)和高意愿群体(3个或更多)三类,分别进行回归分析,结果如下页图5所示。

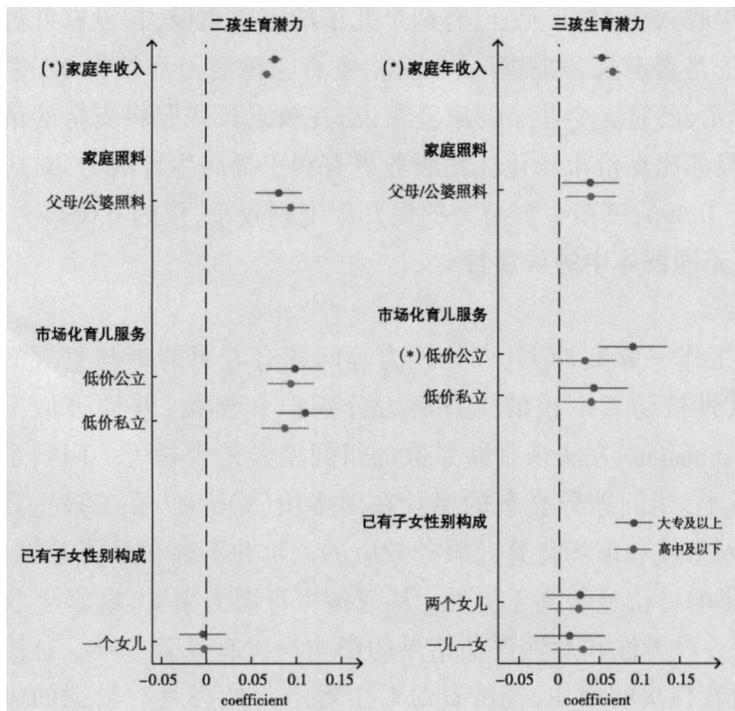


图4 不同学历群体评估的生育潜力影响因素回归系数

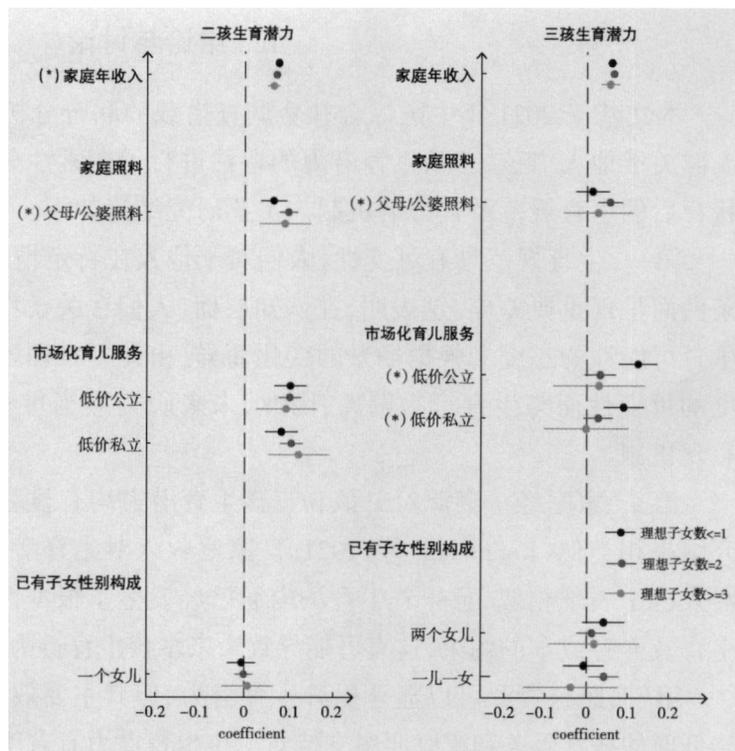


图5 不同生育意愿群体评估的生育潜力影响因素回归系数

就二孩生育潜力的评估而言,家庭年收入对于低生育意愿群体的影响最大,家庭照料则对中、高生育意愿群体的影响更为明显。在三孩生育潜力评估上,家庭年收入对不同生育意愿群体的提升作用不

存在显著差异,家庭照料仅对中等生育意愿群体的评估有显著影响,价格低廉的托育服务对低意愿群体的三孩生育潜力评估结果具有更显著的提升作用。

(四) 稳健性分析

如前所述,在本文的实验设定中,每位受访者填答两个关于二孩生育潜力的情境问题,利用相应数据本文拟合条件 Logit 模型(Conditional Logit Model)对二孩生育潜力的离散选择实验进行分析。在具体操作中,将受访者填答的两个情境中评分较高的情境视为其选择;若两种情境的评分一致,则

视为受访者没有做出选择,在分析过程中不保留相应样本。条件 Logit 模型的回归结果如表 6 所示。由于个体不变的特征已被控制,因而仅需要考虑实验变量的效应。分析结果印证了上文结论,家庭年收入、家庭照料和市场化育儿服务均对生育潜力具有显著的正向影响,已有子女性别构成则没有显著影响。

表 6 二孩生育潜力影响因素的稳健性检验

实验变量	条件 Logit 回归		OLS 回归(第一次情境)	
	系数	标准误	系数	标准误
家庭年收入(单位:十万)	0.675***	0.031	0.063***	0.003
家庭照料(参照组:自己照料)				
父母/公婆照料	0.757***	0.087	0.100***	0.012
市场化育儿服务(参照组:高价公/私立)				
低价公立	0.757***	0.105	0.117***	0.015
低价私立	0.809***	0.107	0.115***	0.015
已有子女性别构成(参照组:一个儿子)				
一个女儿	-0.018	0.087	-0.019	0.012
控制变量			已控制	
观测数	3896		3119	
PseudoR ² /R ²	0.402		0.239	

注:同表 3。

为排除前设情境对后设情境回答的影响,本文也将二孩生育潜力的分析限定为受访者第一次作答的情境进行分析。如表 6 所示,在控制了相关变量后,OLS 回归结果与表 3 模型 1 的结果接近,支持了本文的主要结论。此外,本文也通过对生育潜力使用不同操作化处理进行稳健性检验。首先将生育潜力的取值视为定序变量,采用有序 Logit 模型进行分析;其次将生育潜力的取值合并为高潜力(生育潜力值大于等于 0.75)和低潜力(生育潜力值小于 0.75)两类,拟合 Logit 模型进行分析。检验结果均显示,各实验因素的显著性及其效应相对大小与前文分析结果吻合(文中未展示),本文研究结论稳健。

五、结论与讨论

本文基于 2021 年中国综合社会调查搭载的联合分析随机实验数据,对现阶段育龄人群关于他人二孩、三孩生育潜力的评估进行了探索性分析,初步

揭示了当前低生育现状背后的生育规范及其影响机制。主要研究结论如下。

第一,生育规范具有可变性,人们对于他人在特定情境下生育可能性的评估因资源条件而呈现重要差异。这表明,在认知层面,人们在关于特定条件下应该生育几个孩子、生育可能性的态度会根据场景的变化而异。由此不难理解,传统测量由于忽略了观念态度的可变性而与生育行为偏离,因此,未来研究应当重视生育观念的形成过程与内在心理机制。

第二,家庭经济资源对二孩和三孩生育潜力均有显著的促进作用,这与以往国外研究结果相类似(Karabchuk 等,2021)。家庭收入对生育潜力的正向效应在不同特征的育龄人群中表现相似,意味着生育的内涵已经发生了根本性转变,生育决策在很大程度上受生育及养育成本的约束,这有可能导致未来多孩生育行为呈现明显的社会经济分化。

第三,照料资源可以显著提升生育潜力,但其主要效应体现在二孩生育潜力中。价格低廉的托育服务和家庭照料支持对二孩生育潜力有着明显的激励作用,其效应相当于大幅度(十余万元)的收入增加;与家庭照料支持相比,价格低廉的市场化托育服务的支持作用更加明显。这反映出相比于祖辈照料,人们更偏好低价优质的市场化托育服务。其可能原因在于,祖辈照料有可能伴随着代际育儿观念和态度的差异而产生矛盾(肖索未,2014);加之,延迟退休政策的推行使祖辈照料的可能性下降。值得一提的是,照料资源对三孩生育潜力的激励作用较小,明显不及经济资源。

第四,已有子女性别构成在二孩与三孩生育潜力评估中均没有显著的影响,这与以往研究的发现并不一致(陈蓉、顾宝昌,2020),可能反映了测量方式不同的影响。本文结果表明,在生育态度与规范层面,人们不再认同基于性别偏好而生育二孩乃至三孩。

最后,不同特征的育龄人群对生育潜力影响因素的重要性评价存在差异。概括而言,女性更强调家庭照料支持对生育潜力的影响,而男性则更加强调经济资源的重要性。这可能反映了家庭性别角色的差异,同时这也意味着仅对夫妻一方起作用的生育支持政策可能因夫妻双方需求的差异导致生育意愿无法完全实现。社会经济地位较高的人群更加强调经济资源对二孩生育潜力的重要性,在三孩生育潜力评估中则更强调低价优质的市场化托育服务的重要性。个体生育意愿较低者更加强调经济资源对二孩生育潜力的约束效应及低价优质的市场化托育服务对三孩生育潜力的支持作用;生育意愿较高的群体强调经济资源对三孩生育潜力的影响。这些结果表明,经济资源的限制是实现高孩次生育的最主要瓶颈。

本文的结论对三孩生育政策配套措施的制定具有一定的启示:首先,生育支持配套措施要突出经济资源的重要性,重点关注育儿服务的价格因素。本文结果表明,家庭年收入对不同育龄群体的生育潜力评估均有显著的提升作用。因此,通过生育补贴、税收调节、住房保障等途径提高育龄人群可支配收入水平,有助于缓解中国生育率的持续下降。市场化育儿服务的价格是人们考量的主要因素,而非服务机构的公立或私立属性,因此,国家在发展普惠托育服务体系时,低价与专业优质是最需要关注的两个方面;适当鼓励社会力量参与,这将有助于缓解

家庭的育儿负担和面临的资源约束。其次,生育配套政策应当高度关注生育主体女性的需求。女性不仅承担生育的直接与间接成本,也是孩子的主要照料者。适应女性对家庭照料重要性的强调,未来政策可以考虑对提供隔代照料的群体实行弹性退休制度,发挥家庭照料对生育的支持作用;同时延长男性的陪产假,鼓励男性承担育儿责任,减轻女性的育儿负担。再次,在生育配套措施的实施上,需要针对不同的育龄群体分类推进,精准对接不同人群的需求。以生育意愿为例,高意愿群体对经济资源的评价更高,而低意愿群体则对托育服务资源更敏感,其“不想生”背后隐含了因配套措施与照料资源不到位而产生的“不敢生”心态。在政策设计中,可以基于调研掌握育龄群体的不同需求,进而采用差异化的扶持方案。最后,三孩生育潜力整体水平较低,这与低生育文化息息相关。为了提振生育水平,亟需营造生育友好的社会环境,推进新型婚育观,提升育龄群体的生育意愿。

本文也有一些局限与不足。由于本文测量的是个体对他人生育潜力的判断,反映了个体对生育规范的认知。但个体能否将这种认知投射并转化到自己的生育计划与行为中,还需要更进一步的探索。受限于实验设计与调查样本量,本文的实验情境构建可能存在一定遗漏,未考虑工作—家庭冲突情况、生育友好氛围、配偶支持等,未来的研究可以进一步考虑这些因素的作用。此外,在生育潜力实验中,本研究的受访者是对虚拟情境中他人的生育可能性进行评分,未来的研究可以尝试对受访者自己的生育可能性设定实验情境,或对生育计划与偏好采用不同的测量方式,以便对不同测量方式的结果进行交叉检验,进一步丰富生育潜力的分析和理念探讨。

注释:

①联合分析实验的设计和执行过程满足随机性和外生性假设,因而可以通过OLS回归获得不同因素效应的无偏估计(Hainmueller等,2014)。

参考文献:

- [1]陈蓉、顾宝昌(2020):《实际生育二孩人群分析——基于上海市的调查》,《中国人口科学》,第5期。
- [2]陈卫(2021):《中国的低生育率与三孩政策——基于第七次全国人口普查数据的分析》,《人口与经济》,第5期。
- [3]高琛卓等(2020):《城市父母对0~3岁婴幼儿托育服

务的需求偏好——基于选择实验法的实证分析》，《人口研究》，第1期。

[4] 顾宝昌(2011):《生育意愿、生育行为和生育水平》，《人口研究》，第2期。

[5] 侯佳伟等(2018):《子女偏好与出生性别比的动态关系:1979~2017》，《中国社会科学》，第10期。

[6] 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。

[7] 姜全保等(2019):《中国人口出生性别比的区间估计》，《中国人口科学》，第2期。

[8] 李婉鑫等(2021):《儿童照料支持与二孩生育意愿——基于2017年全国生育状况抽样调查数据的实证分析》，《人口研究》，第5期。

[9] 曲玥等(2022):《托育服务对女性劳动参与和经济产出的影响》，《人口研究》，第5期。

[10] 阮荣平等(2021):《社会养老保障能削弱传统生育偏好吗?》，《社会》，第4期。

[11] 石人炳、杨辉(2021):《两男恐惧:一种值得关注的孩子性别偏好》，《人口学刊》，第1期。

[12] 宋健、阿里米热·阿里木(2021):《育龄女性生育意愿与行为的偏离及家庭生育支持的作用》，《人口研究》，第4期。

[13] 宋健等(2018):《性别偏好的代际影响:基于意愿和行为两种路径的观察》，《人口研究》，第2期。

[14] 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。

[15] 田艳芳等(2020):《儿童照料与二孩生育意愿——来自上海的证据》，《人口学刊》，第3期。

[16] 王军、王广州(2022):《中国三孩政策下的低生育意愿研究及其政策意涵》，《清华大学学报(哲学社会科学版)》，第2期。

[17] 吴帆(2020):《生育意愿研究:理论与实证》，《社会学研究》，第4期。

[18] 肖索未(2014):《“严母慈祖”:儿童抚育中的代际合作与权力关系》，《社会学研究》，第6期。

[19] 邢采等(2019):《生育年龄限制感提高女性的计划生育数量》，《心理学报》，第4期。

[20] 许琪(2021):《性别公平理论在中国成立吗?——家务劳动分工、隔代养育与女性的生育行为》，《江苏社会科学》，第4期。

[21] 薛继亮(2016):《生育性质研究:需求品还是投资品——基于家庭时间配置和收入的视角》，《上海财经大学学报》，第6期。

[22] 于潇、韩帅(2022):《祖辈照料支持对育龄妇女二孩生育间隔的影响》，《人口与经济》，第2期。

[23] 张书维等(2021):《“助推”生育政策:信息框架影响生育意愿的调查研究》，《公共管理与管理评论》，第1期。

[24] 郑真真(2014):《生育意愿的测量与应用》，《中国人口科学》，第6期。

[25] 郑真真(2021):《生育转变的多重推动力:从亚洲看

中国》，《中国社会科学》，第3期。

[26] 庄亚儿等(2021):《全面两孩政策背景下中国妇女生育意愿及其影响因素——基于2017年全国生育状况抽样调查》，《人口研究》，第1期。

[27] Ajzen I., Klobas J. (2013), Fertility Intentions: An Approach Based on the Theory of Planned Behavior. Demographic Research. 29:203-232.

[28] Bachrach C. A., Morgan S. P. (2013), A Cognitive-Social Model of Fertility Intentions. Population and Development Review. 39(3):459-485.

[29] Becker G. S., Tomes N. (1976), Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. Journal of Political Economy. 84(4):S143-S162.

[30] Cleland J., Wilson C. (1987), Demand Theories of the Fertility Transition: An Iconoclastic View. Population Studies. 41(1):5-30.

[31] Ehrlich I., Lui F. T. (1991), Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth. Journal of Political Economy. 99(5):1029-1059.

[32] Gong S., Wang S. (2022). Family Policy Awareness and Marital Intentions: A National Survey Experimental Study. Demography. 59(1):247-266.

[33] Hainmueller J., Hopkins D. J., Yamamoto T. (2014), Causal Inference in Conjoint Analysis: Understanding Multidimensional Choices via Stated Preference Experiments. Political Analysis. 22(1):1-30.

[34] Hayford S. R. (2009), The Evolution of Fertility Expectations over the Life Course. Demography. 46(4):765-783.

[35] Johnston R. J., Boyle K. J., Adamowicz W., et al. (2017), Contemporary Guidance for Stated Preference Studies. Journal of the Association of Environmental and Resource Economists. 4(2):319-405.

[36] Karabchuk T., Dülmer H., Gatskova K. (2021), Fertility Attitudes of Highly Educated Youth: A Factorial Survey. Journal of Marriage and Family. 84(1):32-52.

[37] King G., Wand J. (2007), Comparing Incomparable Survey Responses: Evaluating and Selecting Anchoring Vignettes. Political Analysis. 15(1):46-66.

[38] Lappegård T., Kristensen A. P., Dommermuth L., et al. (2022), The Impact of Narratives of the Future on Fertility Intentions in Norway. Journal of Marriage and Family. 84(2):476-493.

[39] Marshall E. A., Shepherd H. (2018), Fertility Preferences and Cognition: Religiosity and Experimental Effects of Decision Context on College Women. Journal of Marriage and Family. 80(2):521-536.

[40] Telser H., Zweifel P. (2002), Measuring Willingness-to-Pay for Risk Reduction: An Application of Conjoint Analysis. Health Economics. 11(2):129-139.