

互联网使用降低了居民生育意愿吗?

——基于CGSS数据的经验分析*

徐瑾, 支明悦

(南京审计大学 经济学院, 南京 211815)

摘要: 本文基于2013—2018年中国综合社会调查数据(CGSS), 利用Probit模型和Poisson模型进行分析。研究发现, 互联网使用频率每增加1个单位, 居民选择生育的概率将降低2.449 5%, 并且生育孩子的数量将减少1.054 4%。这种影响在城镇居民、女性群体与经历过高等教育的个体中体现得更为明显, 且在二孩政策出台后体现得愈发显著。互联网使用影响居民生育意愿存在4种机制: 一是淡化了“养儿防老”观念; 二是改变了“男尊女卑”观念; 三是减少了健康对工作、生活的影响; 四是提升了居民的主观幸福感。进一步分析表明, 互联网使用对生育意愿的阻碍更明显地体现在对生男孩的期待上, 生女孩的意愿则没有明显的前后差异。因此, 加强互联网监管, 引导居民形成积极的生育态度, 将有助于缓解我国少子化问题。

关键词: 互联网使用; 生育意愿; 养儿防老; 主观幸福感

中图分类号: C924.21

文献标志码: A

文章编号: 1672-0598(2025)04-0093-17

一、引言与文献综述

1949年中华人民共和国成立以来, 中国人口生育率整体呈下降趋势, 截至2024年, 人口出生率仅为6.77‰, 总和生育率低至1.0人以下。生育率的持续下降对中国人口结构和社会经济发展造成重大冲击, 为避免中国落入“低生育陷阱”, 2011年11月起, 党中央陆续出台了“双独二孩政策”“单独二孩政策”“全面二孩政策”和“全面三孩政策”。然而, 鼓励生育政策的实施虽然促进了生育率的短暂回升, 但并未达到预期效果, 我国生育率整体仍处于下降趋势。王维国等(2022)^[1]指出, 该现象的主要原因是居民生育意愿发生了改变。因此, 研究中国居民生育意愿的影响因素对提高生育率具有重要的现实意义。

互联网起源于1969年美国阿帕网, 在21世纪初被引入中国。自此以后, 互联网技术经历了快速的发展。如今, 互联网技术对中国经济增长、社会结构和文化传播等产生了深远的影响。随着我国网民规

* 收稿日期: 2023-07-12

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(20BJY062)“城乡与地区差距情境下人口结构转变对经济增长潜力的影响研究”; 国家统计局重点研究项目(2022LZ16)“新发展格局下数字经济推动价值链重构与产业链升级研究”

作者简介: 徐瑾(1974—), 女, 江苏南京人; 南京审计大学经济学院教授, 主要从事国民经济研究。

支明悦(1998—), 女, 江苏扬州人; 南京审计大学经济学院硕士研究生, 主要从事国民经济研究。

本文引用格式: 徐瑾, 支明悦. 互联网使用降低了居民生育意愿吗? ——基于CGSS数据的经验分析[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2025, 42(4): 93-109.

模不断增大,互联网对个人的作用越来越受到学术界的关注。根据中国互联网络信息中心(CNNIC)统计,截至2024年12月,我国网民人均上网时长为每周28.7个小时,刷短视频、通信和浏览新闻占用了大量时间。与此同时,互联网因其在信息传播上的快捷性、针对性和广泛性,对居民思想和行为产生了极大的冲击,也引致了婚恋观和家庭决策的变迁(杨华磊等,2023)^[2]。由此,本文讨论的问题是,在互联网技术日益成熟的背景下,互联网使用能否部分解释我国低生育意愿的现状?

目前,与本研究紧密相关的文献主要有两类。第一类文献主要探讨了互联网使用造成的相关影响。多数研究认为互联网使用对经济和社会的影响是正向的,包括加速GDP增长(李晓钟和王欢,2020)^[3]、重塑教育模式(Bianchi N等,2022)^[4]、改善医疗环境(杨欢和陈杨洋,2023)^[5]等。这些正面影响最终会导致人们生育意愿和生育率的提升。而婚姻、家庭方面的研究则对互联网使用的积极作用提出质疑。South和Lloyd(1995)^[6]指出,互联网使用为已婚人士提供时间和金钱上便利,这大大破坏了婚姻的稳定。此外,由于使用互联网工作和娱乐占据了居民可支配的大部分时间,家庭成员之间沟通交流的频率大幅度降低(鲁建坤等,2015)^[7]。互联网使用对婚姻和家庭造成的不利影响为其解释我国低生育意愿提供可能。

第二类文献聚焦于影响生育意愿的相关条件。宏观层面,诸如经济发展(Wang Y等,2021)^[8]、生育政策(于也雯和龚六堂,2021)^[9]、社会保障(王天宇和彭晓博,2015)^[10]等是生育意愿的决定因素;个体层面,一系列研究表明,婚姻状况(John & Adjiwanou,2021)^[11]、宗教信仰(Bein等,2021)^[12]、受教育程度(李静等,2023)^[13]、工作性质(葛润等,2022)^[14]等也可以对生育意愿产生重大影响。随着网民规模持续增长、网络接入方式越发多元,越来越多的居民频繁使用互联网,所以本文认为互联网使用是另一个基本且关键的因素。由于互联网使用的匿名性、交互性、高效性、广泛性和低成本,它为居民生育观念的变迁提供了路径支持,从而影响生育意愿。

近年来也出现了一些关于互联网使用与居民生育意愿关系的讨论。王小洁等(2021)^[15]分别从信息成本视角和家庭代际视角证实了互联网使用会降低居民生育意愿。Ning CL等(2022)^[16]则从社会信任角度引入,发现互联网等新媒体的使用对女性的生育意愿的负面作用。Billari等(2017)^[17]以宽带接入增加了远程工作或兼职工作的女性比例为切入点,论述了互联网使用对生育意愿的促进作用。总体而言,关注互联网使用对生育意愿影响的文献数量还较少;而这些研究大部分基于一年的微观数据研究,尚未得出一致结论,且缺乏基于多年数据的深入探讨。

基于已有研究,本文使用2013—2018年中国综合社会调查数据(CGSS2013—CGSS2018),从定性和定量的角度,构造了中国居民生育意愿的衡量指标。在此基础上,分别采用Probit模型和Poisson模型,考察互联网使用对居民是否选择生育和希望生育孩子数量的影响。实证结果表明,互联网使用对居民生育意愿有阻碍作用,且对是否选择生育的影响大于生多少的意愿的影响。具体而言,互联网使用频率每增加1个单位,居民对于不生孩子的意愿将下降2.4495%,对生多少的意愿将下降1.0544%。然而,互联网使用并不会降低所有居民的生育意愿,它导致的阻碍作用主要存在于城镇居民、女性群体、受教育程度较高的个体以及二孩政策出台后的样本中。本文还探究了互联网使用对生育意愿的影响机制。通过分析发现,“养儿防老”观念、“男尊女卑”观念、身体健康对工作和生活的影响、主观幸福感均能成为互联网影响生育意愿的机制。进一步分析表明,相较于生女孩的意愿,互联网使用对生育意愿的不利影响主要体现在更希望生男孩上。

本文的创新之处在于:第一,讨论了互联网使用对生育意愿的影响,丰富了低生育意愿影响因素的相关研究成果。第二,采用中国综合社会调查数据(CGSS)2013—2018年的数据,准确识别了互联网使用对生育意愿的影响。从国内范围看,使用多年微观数据的文献较少;同时本文构造了可靠的工具变量,可以有效缓解实证模型的内生性问题。第三,通过异质性分析与机制分析讨论,从新的视角揭示了互联网使

用对居民生育意愿可能存在的影响途径。本文结论意味着,互联网使用对生育意愿的抑制作用并非具有“全局性”,它还与户籍性质、性别、受教育程度及政策实施时间等条件息息相关。合理从互联网使用角度探索缓解我国低生育意愿问题的办法,需要进行制度与政策的统筹协调。

二、理论分析与研究假说

(一) 互联网使用与居民生育意愿

互联网作为现代信息技术进步的成果之一,在搜集、传播和交流信息等方面具有天然的优势。它不仅使信息以文字形式呈现,还能够让思想和言论以图片、语言和视频等形式迅速在不同个体之间流转。因此,互联网使用者能够高效、快捷地获取与生育相关的知识和信息,其中也包括避孕科普、分娩事故、产后身体恢复障碍、养儿育儿冲突和职业歧视等侧重于强调生育有害的信息,从而提高了居民的生育焦虑、降低了居民的生育意愿(蒲艳萍等,2023)^[18]。陈卫民等(2022)^[19]则指出,互联网在影响居民认知和观念方面发挥着关键作用,经常上网的居民更有可能重视自我价值的实现。这种意识也会体现在生育意愿中,使得“生育中的幸福体验”等现代生育观念(杨宝琰和吴霜,2021)^[20]逐渐削弱了“传宗接代”和“多子多福”等传统生育观念,对居民生育意愿产生负面影响。此外,随着“万物互联”的发展、支付电子化,互联网为居民的生活提供了极大的便利。人们可以网上购物、娱乐和社交,这不仅在时间和金钱上对生育需求有所挤占,也在效用上替代了生育可能带来的满足,继而不利于生育意愿的提高(邱磊菊等,2022)^[21]。据此,本文提出第一个研究假说:

假说1:互联网使用对居民生育意愿有显著的抑制作用。

(二) 互联网使用、“养儿防老”观念与居民生育意愿

本文提出的第一项机制是,互联网使用可能通过改变人们“养儿防老”的观念,来影响居民生育意愿。现有文献发现,互联网使用会影响居民养老责任认知,越是频繁使用互联网,对依靠子女养老的认同就会减少(李家聘等,2022)^[22]。一方面,互联网使用充分发挥了现代金融体系的作用,养老保险和医疗保险的可获得性与可靠性让更多人选择在年轻时将一部分积蓄投入养老保险,依靠自己养老。另一方面,互联网使用为居民交流提供视频、语音等多样化途径,同时丰富、低廉的互联网娱乐项目也可以减少基于情感需求对子女产生的依赖。此外,互联网上泛滥的有关养儿成本过高、生活压力大等言论,让人不禁对花费大量金钱和精力培养起来的孩子是否有能力为自己养老产生怀疑,从而阻碍了“养儿防老”观念的延续。因此,根据哈维·莱宾斯坦(1957)^[23]提出的边际孩子合理选择理论,随着“养儿防老”思想的淡化,考虑到抚养孩子的成本和效应,人们会减少对孩子数量的追求。据此,本文提出第二个研究假说:

假说2:“养儿防老”观念的转变是互联网使用影响生育意愿的机制一。

(三) 互联网使用、“男尊女卑”观念与居民生育意愿

本文提出的第二项机制是,互联网使用可能通过改变“男尊女卑”观念,来影响居民生育意愿。近年来,互联网因其便捷性、交互性、虚拟性和公共性成为传播“性别平等”“女权思想”“个人主义”等思想的重要渠道。潘萍(2006)^[24]指出,互联网扁平化的工作结构更是最大限度地消除了男女之间的生理性差异,为两性实现真正的平等交流提供平台,能够有效削弱“男尊女卑”的观念。而在有关男女平等观念对生育意愿影响的研究中,众多学者尚未得出一致结论。Alyce & Rebecca(2021)^[25]表示男女平等观念的传播会提高人们的生育意愿。这是因为男尊女卑观念的转变会促使夫妻双方形成平等的伴侣关系,更理解、体贴对方,有利于婚姻的稳定并提高生育率。然而,Cheng & Hsu(2020)^[26]、杨晓蕾和钟如雨(2023)^[27]等学者则给出了相反的结论。他们认为人们对性别平等的追逐是国家繁荣昌盛的体现,在此

背景下,居民将更愿意也更易寻求自我突破和自我实现,所以不会执着于生儿育女和维持终身婚姻等传统回报。聚焦女性,随着男女平等观念的传播、女性劳动参与率的提高,生育的机会成本也是女性生育意愿较低的原因之一。据此,本文提出第三个研究假说:

假说3:“男尊女卑”观念的转变是互联网使用影响生育意愿的机制二。

(四) 互联网使用、健康影响与居民生育意愿

本文提出的第三项机制是,互联网使用通过减少健康问题对工作或日常生活的影响,来调节居民生育意愿。在当今时代,互联网成为人们获取信息的重要渠道,尤其是对于存在健康问题的人群。首先,当人们感到身体或者心里不舒服时,通过在网上搜索和提问,可以迅速匹配类似症状、获取缓解或处理办法,尽快恢复健康;其次,对于注重个人隐私或者容易害羞的人群而言,互联网的匿名性和包容性也为人们寻求生理和心理帮助提供了便利。Žaja N 等(2022)^[28]研究发现,精神分裂症和抑郁症患者偏向于从互联网论坛获取共鸣和帮助。此外,随着互联网的发展,美团、饿了么、叮当快药等软件迅速崛起,在线买药被越来越多的人接纳,这有效降低了无法及时获取药品的可能性,从而减少由于身心不适对工作、学习和生活的后续影响。因此,互联网使用能提高人们对健康问题的重视并且提供一定的应对措施,减少健康问题对工作 and 日常生活的影响,提高人们身心健康水平。Xing 等(2023)^[29]从健康保险政策的角度证实了健康对生育意愿的促进作用。据此,本文提出第四个研究假说:

假说4:健康影响是互联网使用影响生育意愿的机制三。

(五) 互联网使用、整体幸福感与居民生育意愿

本文提出的第四项机制是,互联网使用通过提升整体幸福感对居民生育意愿产生影响。随着数字技术和媒体的成熟、电商和物流的发展,互联网使用的便利性和快捷性在衣食住行等方面都能给我们带来幸福感。互联网还提高了居民扩大人际关系网络几率,减少社交焦虑,尤其对于内向和害怕孤独的人的作用更明显。此外,互联网的信息寻求功能在人们求职、自我提升与养成健康习惯等方面均可给予支持,提高了生活质量,也会带来幸福感。向栩等(2019)^[30]表示,主观幸福感比较高的居民,由于对目前的生活状态比较满意,会对风险有厌恶倾向,更偏向长期投资。而孩子作为特殊的长期投资品(Kimball, 1987)^[31],能够提高幸福感较高的育龄人群的生育意愿。杨雪和谢雷(2022)^[32]通过研究,证实主观幸福感对结婚意愿有直接促进作用,且主观幸福感越高,预期生育年龄就越早;Zhao 等(2022)^[33]则表明,幸福感能够调节已婚夫妇婚姻状况,改善人们较低生育意愿的社会现状。据此,本文提出第五个研究假说:

假说5:整体幸福感是互联网使用影响生育意愿的机制四。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据主要来源于中国综合社会调查数据库(CGSS 数据库),采用了2013年和2015年、2017年和2018年共4年的调查数据。本文剔除了缺失值、明显异常值和回答“不知道、拒绝回答”的样本,将处理后的4年数据合并成为混合截面数据,最终获得样本合计45 912个。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为居民生育意愿,以CGSS数据库中受访者对“如果没有政策限制的话,您希望有几个孩子?”的回答来衡量。同时,本文将希望生育孩子个数非0的样本赋值为“1”,否则为“0”,从而细分出“是否生”定性指标和“生多少”定量指标。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为互联网使用频率,以 CGSS 数据库中受访者对“过去一年,您对互联网(包括手机上网)的使用情况是?”的回答来衡量。该问题对互联网使用情况进行 1-5 的整数赋值,越高表示越频繁。进一步,本文选取“过去一年,您是否坚持在空闲时间从事上网”的回答作为稳健性检验的一环。表 1 利用上网频率对生育意愿进行了分组,从中可以初步看出,互联网使用频率与生育意愿之间呈负相关关系。

表 1 互联网使用频率不同个体的生育意愿

互联网使用频率	样本量	样本占比/%	生育意愿/人	
			均值	标准差
从不	21 452	46.724 2	2.275 3	0.963 4
很少	3 150	6.861 0	1.958 4	0.779 1
有时	3 646	7.941 3	1.917 7	0.719 2
经常	7 705	16.782 1	1.832 6	0.683 4
非常频繁	9 959	21.691 5	1.768 4	0.738 3

3. 控制变量

关于控制变量,借鉴范从波和温勇(2023)^[34]的研究成果,本文分别从个人特征、家庭特征、社会保障和社会特征这 4 个方面,选取了 22 个控制变量。个人特征方面,选取年龄、性别、民族、中共党员、宗教信仰、受教育程度、婚姻状况、工作情况、个人年收入、身体状况、心理状况作为控制变量;家庭特征方面,选取家庭是否已有子女、家庭房产、是否有私家车、家庭经济地位、家庭社会阶层作为控制变量;社会保障方面,选取是否有医疗保险和是否有养老保险作为控制变量;社会特征方面,从社会信任、社会公平、政治参与与行为态度这三方面来衡量。

根据《中国人口与就业统计年鉴》数据显示,我国育龄妇女的年龄分布具有非线性特征,故本文将年龄的平方也纳入控制变量。又在样本数据中,发现个人年收入有较多的“0”,为保证数据的完整性以及消除量纲的影响,本文将个人年收入加 1 的自然对数作为该变量的测算指标。在选取的控制变量中,除年龄及其平方、个人年收入、身体状况、心理状况、家庭经济地位、家庭社会阶层、社会公平和政治参与为连续变量或顺序变量外,其余均为分类变量。表 2 为对所有变量的描述性统计。

表 2 描述性统计分析

变量	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
生育意愿(是否生)	<i>fert1</i>	45 912	0.978 7	0.144 5	0	1
生育意愿(生多少)	<i>fert2</i>	45 912	2.061 1	0.971 0	0	10
解释变量						
互联网使用	<i>internet1</i>	45 912	2.585 2	1.676 9	1	5
闲余时互联网使用(稳健性)	<i>internet2</i>	45 912	2.775 7	1.849 1	1	5
控制变量:个人特征						
年龄	<i>age</i>	45 912	50.404 1	16.141 8	19	78
年龄平方	<i>agesq</i>	45 912	2 801.123 6	1 637.641 3	361	6 084
性别	<i>gender</i>	45 912	0.477 1	0.499 5	0	1

续表2

变量	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
民族	<i>nation</i>	45 912	0.922 6	0.267 2	0	1
中共党员	<i>cpc</i>	45 912	0.662 0	0.473 0	0	1
宗教信仰	<i>religion</i>	45 912	0.889 5	0.313 6	0	1
受教育程度	<i>edu</i>	45 912	0.178 8	0.383 2	0	1
婚姻状况	<i>marriage</i>	45 912	0.765 7	0.423 6	0	1
工作情况	<i>work</i>	45 912	0.572 7	0.494 7	0	1
个人年收入	<i>lnincome</i>	45 912	8.365 0	3.707 1	0	16.118 1
身体状况	<i>health</i>	45 912	3.575 6	1.089 5	1	5
心理状况	<i>psy</i>	45 912	3.859 7	0.961 5	1	5
控制变量:家庭特征						
家庭是否已有子女	<i>child</i>	45 912	0.868 9	0.337 5	0	1
家庭房产	<i>property</i>	45 912	0.921 9	0.268 3	0	1
私家车	<i>car</i>	45 912	0.234 0	0.423 4	0	1
家庭经济地位	<i>eco-status</i>	45 912	2.612 0	0.724 5	1	5
家庭社会阶层	<i>class</i>	45 912	4.243 1	1.677 5	1	10
控制变量:社会保障						
养老保险	<i>insurance</i>	45 912	0.720 8	0.448 6	0	1
医疗保险	<i>medicare</i>	45 912	0.921 8	0.268 6	0	1
控制变量:社会特征						
社会信任	<i>trust</i>	45 912	0.627 8	0.483 4	0	1
社会公平	<i>equity</i>	45 912	3.047 8	1.041 4	1	5
政治参与	<i>poli</i>	45 912	2.705 3	0.843 8	1	5

(三) 计量模型设定

考虑到本文被解释变量有明显的二值选择特征和计数特征,本文分别构建 Probit 模型和 Poisson 模型。在研究互联网使用对“是否生”的生育意愿的影响中,采用以下 Probit 模型:

$$P(fert1_{ijt} = 1 | internet_{ijt}, X_{ijt}) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 internet_{ijt} + \alpha_2 X_{ijt} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{ijt}) \quad (1)$$

其中, $fert1_{ijt}$ 表示第 t 年第 j 省 i 个体是否有生育意愿, $internet_{ijt}$ 表示第 t 年第 j 省 i 个体的互联网使用情况, X_{ijt} 表示本文在个体、地区和年份层面设定的控制变量,如年龄、性别、家庭经济状况等。为控制无法观测的因素对个体生育意愿的影响,该模型将时间固定效应和省份固定效应纳入其中, ε_{ijt} 为随机误差项。

在研究互联网使用对“生多少”的生育意愿的影响中,本文采用以下 Poisson 模型:

$$P(Y_{ijt} = y_{ijt} | x_{ijt}) = \frac{e^{-\lambda_{ijt}} \lambda_{ijt}^{y_{ijt}}}{y_{ijt}!} \quad (2)$$

其中, λ_{ijt} 表示第 t 年第 j 省 i 个体希望生育孩子的平均个数,由解释变量 x_{ijt} 决定。为确保 $\lambda_{ijt} \geq 0$,假设 Y_{ijt} 的条件期望函数为:

$$\lambda_{ijt} = E(Y_{ijt} = y_{ijt} | x_{ijt}) = Var(Y_{ijt} = y_{ijt} | x_{ijt}) = e^{\beta_0 + \beta_1 internet_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{ijt}} \quad (3)$$

则对应的对数线性模型为:

$$\ln \lambda_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 internet_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

若 $\beta_1 < 0$ (> 0), 则表示, 当第 t 年第 j 省 i 个体互联网使用频率每增加 1 单位时, 其生育意愿将降低 (增加) $(1 - e^{\beta_1})$ 倍, 其他指标含义与公式 (1) 一致。

四、实证分析结果

(一) 基准回归结果

表 3 为互联网使用对生育意愿影响的基准回归结果。其中, 列 (1) 和列 (2) 为定性估计结果, 列 (3) 至列 (5) 则是定量估计结果。列 (1) 和列 (4) 报出了简单的线性回归结果。在仅考虑省份和年份控制的情况下, 互联网使用与生育意愿之间存在负相关关系。列 (2)、列 (4) 和列 (5) 则在控制年份、省份的基础上加入了控制变量。列 (2) 的结果显示, 互联网使用频率每增加 1 个单位, 比如从“有时”增加到“经常”, 居民选择生育的概率将降低 2.449 5% ($1 - e^{-0.0248}$)。列 (4) 的结果则表明, 互联网使用频率每增加 1 个单位, 居民对生育孩子数量的意愿将下降 1.054 4% ($1 - e^{-0.0106}$)。列 (5) 是采用 OLS 进行的对比, 其结论与 Poisson 回归基本一致。表 3 回归结果支持了假说 1, 即互联网使用对居民生育意愿有显著的抑制作用。

表 3 基准回归结果

变量	生育意愿(是否生)		生育意愿(生多少)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Probit	Probit	Poisson	Poisson	OLS
<i>internet1</i>	-0.067 2*** (0.008 8)	-0.024 8* (0.014 7)	-0.063 1*** (0.002 1)	-0.010 6*** (0.003 5)	-0.018 9*** (0.006 9)
<i>age</i>		-0.031 7*** (0.007 1)		-0.014 2*** (0.001 6)	-0.038 9*** (0.003 3)
<i>agesq</i>		0.000 3*** (0.000 1)		0.000 2*** (0.000 0)	0.000 5*** (0.000 0)
<i>gender</i>		0.058 4* (0.033 7)		0.006 7 (0.007 9)	0.012 5 (0.016 4)
<i>nation</i>		0.139 0** (0.066 3)		0.003 9 (0.012 0)	0.004 8 (0.025 1)
<i>cpc</i>		-0.020 0 (0.044 3)		0.010 9 (0.011 7)	0.031 3 (0.023 7)
<i>religion</i>		0.025 2 (0.054 3)		-0.025 2** (0.010 4)	-0.056 7** (0.022 6)
<i>edu</i>		-0.005 0 (0.048 1)		-0.018 9 (0.011 9)	-0.031 0 (0.022 6)
<i>marriage</i>		0.252 8*** (0.041 0)		-0.007 0 (0.011 5)	-0.014 3 (0.025 2)

续表3

变量	生育意愿(是否生)		生育意愿(生多少)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>	<i>Poisson</i>	<i>Poisson</i>	<i>OLS</i>
<i>work</i>		0.094 0 ** (0.040 8)		0.066 9 *** (0.008 8)	0.163 4 *** (0.018 6)
<i>lnincome</i>		0.008 5 * (0.004 8)		-0.006 0 *** (0.000 8)	-0.014 0 *** (0.001 7)
<i>health</i>		0.004 8 (0.018 5)		0.007 1 (0.005 3)	0.015 2 (0.011 2)
<i>psy</i>		0.062 2 *** (0.018 5)		-0.008 7 ** 0.003 9	-0.019 3 ** (0.008 1)
<i>child</i>		0.909 2 *** (0.060 0)		0.121 7 *** (0.018 6)	0.233 1 *** (0.036 0)
<i>property</i>		0.125 0 ** (0.049 3)		0.027 0 (0.017 3)	0.051 6 (0.033 6)
<i>car</i>		0.046 2 (0.041 6)		0.025 1 ** (0.012 1)	0.057 2 ** (0.024 5)
<i>eco-status</i>		0.064 7 ** (0.026 9)		-0.006 4 (0.008 2)	-0.016 6 (0.017 5)
<i>class</i>		0.043 3 *** (0.011 8)		0.009 1 *** (0.003 0)	0.019 0 *** (0.006 3)
<i>insurance</i>		-0.049 0 (0.040 6)		-0.023 5 *** (0.007 2)	-0.044 3 *** (0.015 2)
<i>medicare</i>		0.050 7 (0.055 7)		-0.008 7 (0.021 6)	-0.023 7 (0.045 1)
<i>trust</i>		0.230 3 *** (0.032 9)		0.018 0 *** (0.006 6)	0.037 4 *** (0.013 6)
<i>equity</i>		0.007 9 (0.016 2)		-0.000 9 (0.003 4)	-0.002 3 (0.007 1)
<i>poli</i>		0.079 1 *** (0.019 7)		-0.008 2 (0.005)	-0.018 3 * (0.011 0)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.984 7 *** (0.057 8)	0.482 8 ** (0.243 0)	0.666 5 *** (0.012 2)	0.543 1 *** (0.051 7)	1.971 6 *** (0.105 4)
样本量	45 912	41 048	45 912	41 410	41 410
<i>R-squared</i>	0.064 3	0.172 7	0.014 6	0.025 1	0.066 4

注:括号内为标准误,***、**和*分别表示变量在1%、5%、10%统计水平上显著,下表同。

(二) 内生性问题及其处理

虽然本文已尽可能将 CGSS 数据库中, 影响生育意愿的因素纳入基准回归, 但是考虑到不可观测因素诸如家庭氛围、成长过程、情感经历和社会关系等, 确实会对生育意愿产生影响, 导致估计结果有偏且不一致。另外, 不仅上网频率对生育意愿产生影响, 或许正是由于低生育意愿的人群没有或有相对较少的孩子, 从而有更多的时间使用互联网。这使得反向因果在本文研究中也可能存在。鉴于以上两种可能, 本文试图构造工具变量, 通过两阶段最小二乘法 (2SLS) 缓解内生性问题。

本文借鉴陈卫民等 (2022)^[35] 的方式, 以中国宽带发展联盟提供的当年“地区忙闲时加权平均可用下载速率 (Mbit/s)”数据作为互联网使用的工具变量。该指标能够在一定程度上反映地区当年的信息基础设施建设程度。一般而言, 可用下载速度越高, 信息基础设施建设越好, 个人更有可能提高上网频率。因此, 地区忙闲时加权平均可用下载速率应当与互联网使用频率存在正向关系。并且下载速率与生育意愿之间无直接关联, 满足工具变量“外生性”条件。

本文构造的第二项工具变量借鉴了黄群慧等^[36]的方式, 将各城市 1984 年每百万人拥有邮局数量乘以上一年全国互联网投资额, 以最终形成的交互项作为城市互联网使用的工具变量。一方面, 在中国普及网络基础设施之前, 人们普遍以邮局系统作为主要联通渠道。邮局在城市中的分布界面能够在一定程度上决定后续互联网的接入强度。因此, 有理由相信中国历史上的地区邮局数量与当前互联网使用频率相关。另一方面, 历史邮局数量对当前居民生育意愿难以形成实质性影响。该指标也符合工具变量条件。如表 4 所示。

表 4 互联网使用对生育意愿的工具变量回归结果

变量	工具变量 1		工具变量 2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>IV</i>	0.139 0 ^{***} (0.007 5)		3.52e-06 ^{***} (7.66e-08)	
<i>internet1</i>		-0.795 5 ^{***} (0.070 7)		-0.129 7 ^{***} (0.036 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Kleibergen-Papp rK Wald LM statistic</i>		323.511 ^{***} [0.0000]		1 863.315 ^{***} [0.0000]
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F statistic</i>		334.303 ^{***} [16.38]		2 058.502 ^{***} [16.38]
<i>Observations</i>	42 733	41 410	42 733	41 410
<i>R-squared</i>	0.533 7	0.184 0	0.552 0	0.059 9

表 4 呈现了互联网使用频率对生育意愿影响的两阶段最小二乘估计结果。列 (1) 和列 (3) 为第一阶段回归结果。两个工具变量的估计系数均为正, 并且在 1% 系统水平上显著。这表明本文选取的两项工具变量均与互联网使用频率存在正相关关系。列 (2) 和列 (4) 为第二阶段回归结果。互联网使用频率的估计系数分别为 -0.795 5 和 -0.129 7, 且通过了 1% 显著性检验, 这意味着工具变量法的估计结果支持了本文的基准结论。进一步, 从工具变量的检验结果来看, Kleibergen-Paap rk LM 的值分别为 323.511 和

1 863.315,通过了不可识别检验;而 Kleibergen-Pap rk Wald F 的值均远远大于 Stock-Yogo 提供的 10%水平下的临界值(16.38),可拒绝“存在弱工具变量”的原假设。因此,表 4 表明了工具变量的有效性,同时也证实了基准回归的可靠性。

(三) 稳健性检验

为进一步证实基准回归得出的“互联网使用对生育意愿有负向影响”的结论,本文从以下几个方面进行了稳健性检验。其中,表 5 是从“是否生”的定性角度进行的稳健性检验,表 6 则是从“生多少”的定量角度进行的稳健性检验。

表 5 互联网使用对生育意愿的稳健性检验(是否生)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	缩尾	剔除异常值	替换模型	替换变量	替换聚类标准误	PSM 核匹配
<i>internet1</i>	-0.024 9 [*] (0.014 8)	-0.029 2 [*] (0.017 3)	-0.058 9 [*] (0.034 8)		-0.0252 ^{***} (0.001 6)	
<i>Internet2</i>				-0.009 4 (0.013 2)		
<i>_treated</i>						-0.012 2 ^{***} (0.001 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	41 048	28 090	41 048	41 038	40 978	41 410
<i>Pseudo R²</i>	0.172 7	0.181 3	0.174 9	0.171 7	0.171 8	0.001 9

第一,缩尾处理。本文将希望生育的孩子数量、年龄、个人年收入等连续变量进行上下 1%的缩尾处理,重新回归,结果在列(1)中展示。第二,剔除异常值。考虑生育意愿的可实施性,将个体年龄限制到 20-60 岁,同时将个人收入超过当年所处省份人均可支配收入的 100 倍以上的人群剔除,重新回归,结果在列(2)中展示。第三,替换模型。定性角度,采用 Logit 模型替换基准回归中的 Probit 模型;定量角度,采用二次项模型替换基准回归中的 Poisson 模型,重新回归,结果在列(3)中展示。第四,替换核心解释变量。本文选取问卷中关于“过去一年,您是否坚持在空闲时间从事上网”的回答来作为替换变量,重新回归后的结果在列(4)中展示。第五,替换聚类标准误。本文将默认的在个体层面进行的聚类标准误替换成在城乡层面进行的聚类标准误,重新回归,结果在列(5)中展示。第六,采用倾向得分匹配法。本文选用核匹配进行倾向得分匹配,带宽为 0.8,重新回归后的结果在列(6)中展示。第七,趋势对比图。本文通过计算互联网使用频率每一层级的预算计数,绘制出不同互联网使用频率下平均生育意愿的预测值;同时绘制了实际平均生育意愿的趋势图,具体如图 1 所示。

表 6 互联网使用对生育意愿的稳健性检验(生多少)

变量	生育意愿(生多少)-稳健性检验					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	缩尾	剔除异常值	替换模型	替换变量	替换聚类标准误	PSM 核匹配
<i>internet1</i>	-0.010 6 ^{***} (0.003 5)	-0.008 6 [*] (0.004 6)	-0.016 ^{***} (0.003 5)		-0.010 5 ^{***} (0.002 2)	
<i>Internet2</i>				-0.010 1 ^{***}		

续表6

变量	生育意愿(生多少)-稳健性检验					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	缩尾	剔除异常值	替换模型	替换变量	替换聚类标准误	PSM 核匹配
	(0.002 9)					
<i>_treated</i>						-0.448 6*** (0.015 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	41 410	28 406	41 410	41 400	41 340	41 410
<i>Pseudo R²</i>	0.025 1	0.011 5	0.024 8	0.025 0	0.025 1	0.020 2

表5和表6汇报的6种稳健性检验结果显示,无论是从“是否生”的定性角度,还是从“生多少”的定量角度衡量生育意愿,均能得出“互联网使用对生育意愿的影响是显著负向的”的结论。因此,可以认为,基准回归结果是稳健的。观察图1,同样可以发现,虽然预测的平均生育意愿与实际平均生育意愿有些许差异,但是随着互联网使用频率层次的提高,两者的平均生育意愿都会降低,这也进一步佐证了我们的基准回归结论。

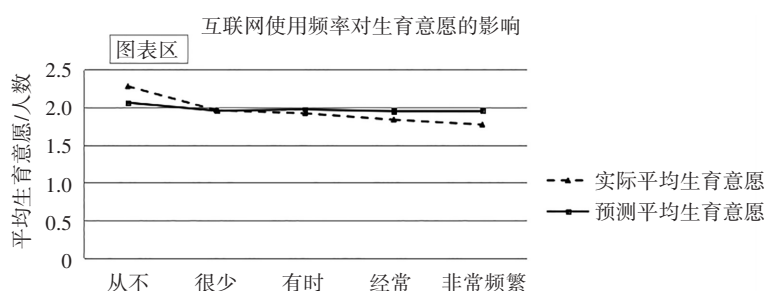


图1 互联网使用频率对生育意愿的影响趋势图

(四) 异质性分析

由于居民性别、受教育程度、户籍的差异,互联网使用频率对生育意愿的影响可能产生异质性影响。而在样本期间内,“全面二孩政策”于2015年10月实施,政策实施前后的样本在“能不能生”的客观条件上就存在差异。基于以上考虑,本文按照政策发生时间,将样本分为2013年和2015年、2017年和2018年;按照户籍差异,将样本分为农村和城镇;按照性别,将样本分为男性和女性;按照受教育程度水平,将样本分为较低和较高教育水平,分别进行异质性分析,结果在表7和表8展示。

表7列(1)和列(2)是全面二孩政策实施前后,不同样本的估计结果。在2017年和2018年的样本中,互联网使用的估计系数为-0.014 2,并且在1%水平上显著;而在2013年和2015年的样本中,尽管估计系数仍然为负,但其在统计意义上并不显著。这意味着全面二孩政策的放开,并没有减少互联网使用对生育意愿的负面作用。其可能的原因是,在此期间,信息通讯等基础设施建设水平不断提高,为人们使用互联网提供了更便捷和更经济的途径,居民对子女需求的动机也随之转化,生育不再是必然选择。在该样本回归中,互联网使用对生育意愿负向影响的政策效应不及时间效应。

表7列(3)和列4展示了农村地区 and 城镇地区互联网使用对生育意愿的影响。估计结果表明,相较于农村地区,互联网使用对生育意愿的负向影响主要体现于城镇地区。其可能的原因是,城镇居民比农

村居民更早、更频繁使用互联网,他们往往最先受到男女平等、现代生育观念的冲击,也最先因为使用互联网在工作、学习和生活中受益,获得与养育孩子相媲美的快乐,所以更易降低生育意愿。此外,一般而言,城镇居民面临着更大的养育成本,城镇不断上涨的房价也促使城镇居民的生育意愿持续下降。

表 7 互联网使用对生育意愿影响的异质性分析结果(时间 & 城乡)

变量	时间分样本		城乡分样本	
	2013&2015 年	2017&2018 年	农村	城镇
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>fert0</i>	<i>fert0</i>	<i>fert0</i>	<i>fert0</i>
<i>internet1</i>	-0.010 0 (0.007 8)	-0.014 2 *** (0.002 6)	0.000 2 (0.006 8)	-0.005 4 * (0.003 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	19 306	22 104	22 790	18 557
<i>Pseudo R</i> ²	0.028 2	0.023 7	0.027 2	0.020 0

表 8 则是从性别和受教育水平角度进行异质性分析的结果。其中,列(1)与列(2)分别表示男性与女性的回归结果。在女性样本中,互联网使用对生育意愿依然保持了负向阻碍作用,而男性样本则没有显现这一现象。这可能与女性的生理机能相关。互联网上泛滥的与生育相关的信息,大部分着重揭露怀孕和妊娠给女性身体、心理和生活带来的影响,使得女性在作出生育决定时,更加慎重。与此同时,女性也比男性有更大几率将注意力在宣扬性别平等、女权主义相关的网页、视频停留,从而更易被互联网推送相关信息,继而对中国传统性别角色即女性的价值在于家庭产生怀疑,降低生育意愿。

表 8 互联网使用对生育意愿影响的异质性分析结果(性别 & 教育水平)

变量	性别分样本		教育水平分样本	
	男性	女性	较低	较高
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>fert0</i>	<i>fert0</i>	<i>fert0</i>	<i>fert0</i>
<i>internet1</i>	-0.006 4 (0.006 1)	-0.015 0 *** (0.003 2)	-0.000 1 (0.007 4)	-0.007 6 * (0.004 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	19 895	21 515	14 691	26 746
<i>Pseudo R</i> ²	0.020 8	0.030 5	0.027 2	0.014 4

表 8 列(3)和(4)则是互联网使用对生育意愿影响的教育异质性的回归结果。在受过较高教育程度的样本中,互联网使用对生育意愿影响的估计系数为-0.007 6,并且在 10%水平上显著;而互联网使用对受教育程度较低的居民生育意愿的影响在统计意义上并不显著。这可能是因为,受过更高教育的居民对

于网上传播的诸如避孕、不婚、丁克及以自我体验为主导的现代生育观具有更大的包容性。而当他们遇到与生育相关的困惑时,也会通过互联网做功课,寻找尽可能客观的答案。与此同时,受教育程度较低的居民则更易接受并传递较为传统的价值观(Sobotka T, 2008)^[37]。诸如养儿防老、儿孙满堂的思想根深蒂固,难以受到互联网上新观念传播的影响。因此,互联网使用对生育意愿的影响在不同受教育人群间存在一定的差异性。

五、作用机制分析

根据前文理论分析,互联网使用影响居民生育意愿存在四种机制:一是淡化了居民“养儿防老”观念;二是改变“男尊女卑”观念;三是减少身体健康问题对工作、生活的影响;四是提升居民的主观幸福感。借鉴 Baron & Kenny (1986)^[38]的方法,探究上述机制存在的可能性:

$$M_{ijt} = \omega_0 + \omega_1 internet_{ijt} + \omega_2 X_{ijt} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中, M_{ijt} 为机制变量,其余变量设定与基准模型一致。系数 ω_1 的正负性则说明了互联网使用对机制影响的正负性。

关于机制一,本文采用 CGSS 问卷中受访者对“您认为有子女的老人的养老主要应该由谁负责?”的回答来衡量“养儿防老”观念,将回答“主要由子女负责”定义为 1,其余定义为 0。在表 9 列(1)中,互联网使用的估计系数为-0.073 0,并且在 1%统计水平显著。这表明,随着互联网使用频率的提高,人们依靠子女养老的观念就会越淡,那么基于效用最大化,人们生育意愿会有下降的趋势。在本文选用的样本范围中,已经有超过一半的被访者认为子女不是父母养老的主要负责人,而他们的平均生育意愿相较于依靠子女养老的个体,下降了 5.924 4%。该项结果支持了假说 2。

关于机制二,本文将受访者对问卷中“男人以事业为重,女人以家庭为重”“男性能力天生比女性强”“干得好不如嫁得好”“在经济不景气时,应该先解雇女性员工”和“夫妻应该均等分摊家务”这 5 个问题的同意程度进行汇总,重新赋值后作为“男尊女卑”观念的衡量指标。表 9 列(2)为机制二的回归结果。从中可以看出,互联网使用每增加 1 个单位,“男尊女卑”的观念就会下降 1.577 4%($1 - e^{-0.0159}$),该结果在 1%统计水平上显著。这意味着,互联网使用确实会对传统的男主外女主内、男性优于女性等此类思想有阻碍作用。这一结果与假说 3 保持一致。

关于机制三,本文采用 CGSS 问卷中受访者关于“在过去的四周中,由于健康问题影响到您的工作或其他日常活动的频繁程度是?”的回答来衡量。表 9 列(3)为机制三的回归结果。其中,互联网使用的估计系数为-0.018 3,并且在 1%统计水平显著。具体而言,互联网使用每增加 1 个单位,健康问题带来的影响就会下降 1.813 4%($1 - e^{-0.0183}$)。房莉杰和陈慧玲(2021)^[39]研究表明,工作的稳定性及工作与生活的平衡对于生育意愿有显著的正向影响。基于此,可以认为,假说 4 得到验证。

关于机制四,本文采用 CGSS 问卷中受访者关于“在总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”的回答来衡量整体幸福感。表 9 列(4)为机制四的回归结果。从中可以看出,互联网使用显著对居民主观幸福感有促进作用,具体为互联网使用每增加 1 个单位,居民主观幸福感就会增加 0.160 1%($e^{0.0016} - 1$)。互联网可以满足各类职业、年龄段、性别和种族人群的大部分需求,极大地让人们感到幸福。而 Zeng 等(2023)^[40]发现,幸福感可以对于社会压力源之一的低生育率有一定的缓冲作用。所以,该项结果支持了假说 5。

表 9 互联网使用对生育意愿影响的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	依靠子女养老	男尊女卑	由于健康对生活和工作影响频率	整体幸福感
<i>internet1</i>	-0.073 0*** (0.005 6)	-0.015 9*** (0.000 9)	-0.018 3*** (0.001 8)	0.001 6* (0.000 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	42 512	42 710	42 661	42 725
<i>Pseudo R</i> ²	0.074 4	0.004 6	0.090 6	0.010 4

六、进一步分析

顾宝昌(1992)^[41]指出,生育具有“三维性”,即生育总是一定时间、一定数量和一定性别的生育。前文已从生育数量角度,就互联网使用对居民生育意愿的影响进行充分讨论。这一部分将从居民对不同性别孩子的期待,探讨互联网使用对生育意愿的影响。本文选取 CGSS 数据库中,受访者对“如果没有政策限制的话,您希望有几个儿子/女儿?”问题的回答,作为衡量指标。表 10 展示了具体的估计结果。

由表 10 可知,互联网使用降低了居民生育男孩的意愿,但是对于生女孩,无论是从定性角度还是定量角度,均无显著影响。具体而言,互联网使用频率每增加 1 个单位,居民选择生男孩的概率将下降 3.680 6%($1-e^{-0.0375}$),并且生育男孩的数量将减少 1.833 0%($1-e^{-0.0185}$)。这可能与儿子带给父母的幸福感逐渐下降有关。一方面,近年来,网上充斥着高价彩礼、结婚男方得先买房的信息,这无疑加重了男方家庭的负担,使得居民对生育男孩意愿下降;另一方面,互联网的发展和使用为女性提供了更多的就业机会,女性的经济价值和社会地位在提高,过去人们的“有男偏好”被削弱。此外,互联网使用在社交、调查和统计等方面的准确性、便利性和广泛性使得生男孩的效用能够更直观地被居民了解,当居民发现养儿不一定能养老、反而啃老,或者养女也能养老时,居民对男孩的生育意愿也会受到影响。

表 10 互联网使用对生育意愿影响的进一步分析

变量	生育意愿(是否生)			生育意愿(生多少)		
	孩子	男孩	女孩	孩子	男孩	女孩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>	<i>Poisson</i>	<i>Poisson</i>	<i>Poisson</i>
<i>internet1</i>	-0.024 9* (0.014 8)	-0.037 5*** (0.008 3)	0.006 6 (0.007 6)	-0.010 6*** (0.003 5)	-0.018 5*** (0.002 7)	-0.004 4 (0.002 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	41 048	35 883	35 858	41 410	35 883	35 858
<i>Pseudo R</i> ²	0.172 7	0.100 3	0.035 5	0.025 1	0.023 1	0.010 5

七、研究结论与政策启示

本文使用中国综合社会调查数据库,分析了互联网使用对生育意愿的影响和作用机制。研究发现,互联网使用对生育意愿有显著的负向作用,并且这种影响在城镇居民、女性群体与经历过高等教育的个体中体现得较为明显,且在二胎政策出台后体现得更为明显。此外,本文研究发现,互联网使用通过淡化居民“养儿防老”观念和“男尊女卑”观念降低人们的生育意愿;通过减少健康问题对工作、生活的影响以及提升居民的主观幸福感来调节其对居民生育意愿的负面影响。最后,进一步分析表明,互联网使用对生育意愿降低主要集中于居民对男孩的期待上,而对女孩的生育意愿并没有显著影响。

基于以上结论,本文主要从以下几个方面提出政策建议:(1)加强网络引导,贯彻生育政策。互联网的发展势不可挡,我们无法阻止互联网对人们思想和行为的影响。但是我们可以利用互联网的影响,加强网络舆论引导,大力宣传生育政策,为育龄群众提供更好的网上问答服务,在官方网站向民众普及科学的生育和育儿知识,减少因未知对生育产生的恐惧,提高居民生育意愿。(2)完善养老保险制度,宣扬优秀传统文化。建立健全全方位、多层次的养老保险体系,加强家庭之间的情感纽带,是未来提高生育意愿的关键。男女平等观念的盛行是经济发展的必然结果,借助优秀传统文化,构建新型家庭分工模式,有利于现代小家庭的稳定和谐。(3)加快全面建设社会主义现代化国家进程,早日解决新时代我国社会主要矛盾。“人民日益增长的美好生活需要”体现了人们对幸福生活的不懈追求,个人的发展、个人的幸福始终与国家的发展密不可分。因此,推进新型城镇化建设,平衡好房价与经济稳定之间的关系;深入推进教育培训体制改革,提高对人才重视将会对我国人民幸福感的提升、生育意愿的促进都有不可忽视的作用。

参考文献:

- [1] 王维国,付裕,刘丰. 生育政策、生育意愿与初育年龄[J]. 经济研究,2022(9):116-136.
- [2] 杨华磊,王嘉昊,肖文静,等. 互联网使用对婚姻满意度的影响研究[J]. 人口学刊,2023(1):96-112.
- [3] 李晓钟,王欢. 互联网对我国经济发展影响的区域差异比较研究[J]. 中国软科学,2020(12):22-32.
- [4] BIANCHI N, LU Y, SONG H. The effect of computer-assisted learning on students' long-term development[J]. Journal of Development Economics, 2022, 158: 102919.
- [5] 杨欢,陈杨洋. 互联网普及、交通便利化与医疗卫生服务效率——基于系统 GMM 与动态面板门槛模型的检验[J]. 管理现代化,2023(2):1-7.
- [6] SOUTH S J, LLOYD K M. Spousal alternative and marital dissolution[J]. American Sociological Review, 1995(1): 21-25.
- [7] 鲁建坤,范良聪,罗卫东. 大众传媒对婚姻稳定性的影响研究[J]. 人口研究,2015(2):67-77.
- [8] WANG Y R, FAN H Y, GUO C. Trend and factors of population fertility changes from the perspective of economics and education—China, 1949–2020[J]. China CDC Weekly, 2021(28):599-603.
- [9] 于也雯,龚六堂. 生育政策、生育率与家庭养老[J]. 中国工业经济,2021(5):38-56.
- [10] 王天宇,彭晓博. 社会保障对生育意愿的影响:来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究,2015(2):103-117.
- [11] JOHN B M, ADJIWANOU V. Fertility decline in sub-Saharan Africa: Does remarriage matter? [J]. Population Studies-A Journal of Demography, 2021(6):213-233.
- [12] BEIN C, GAUTHIER A H, MYNARSKA M. Religiosity and fertility intentions: Can the gender regime explain cross-country differences? [J]. European Journal of Population, 2021(2):443-472.

- [13] 李静,秦玉春,王敬博,等. 女性教育对生育意愿的影响研究[J]. 财贸研究,2023(1):34-45,66.
- [14] 葛润,施新政,陆瑶,等. 女性生育与职业发展——来自中国上市公司女性高管的证据[J]. 经济学(季刊),2022(4):1235-1258.
- [15] 王小洁,聂文洁,刘鹏程. 互联网使用与个体生育意愿——基于信息成本和家庭代际视角的分析[J]. 财经研究,2021(10):110-124.
- [16] NINGC L, WU J, YE Y J, et al. How media use influences the fertility intentions among Chinese women of reproductive age: A perspective of social trust[J]. *Frontiers in Public Health*, 2022, 10:882009.
- [17] BILLARI F C, GIUNTELLA O, STELLA L. Does broadband internet affect fertility? [D]. *SOEP Papers on Multidisciplinary Panel Data Research*, 2017.
- [18] 蒲艳萍,张岚欣,袁柏惠. 互联网使用与女性生育意愿——兼论中国女性生育意愿的结构性降低[J]. 山西财经大学学报,2023(3):14-29.
- [19] 陈卫民,万佳乐,李超伟. 互联网使用对离婚风险的影响[J]. 中国人口科学,2021(4):61-73,127.
- [20] 杨宝琰,吴霜. 从“生育成本约束”到“幸福价值导向”——城市“70后”“80后”和“90后”的生育观变迁[J]. 西北人口,2021(6):36-46.
- [21] 邱磊菊,冯宜强,史宇鹏,等. 互联网使用会影响居民生育意愿吗? [J]. 人口研究,2022(3):3-15.
- [22] 李家聘,苟翠萍,谢冰,等. 互联网使用对居民养老责任认知的影响路径研究[J]. 中国卫生事业管理,2022(5):390-395.
- [23] TINBERGEN J, LEIBENSTEIN H. Economic backwardness and economic growth[J]. *Econometrica*, 1959(3):538.
- [24] 潘萍. 论互联网与性别平等[J]. 浙江学刊,2006(6):205-209.
- [25] RAYBOULD A, SEAR R. Children of the (gender) revolution: A theoretical and empirical synthesis of how gendered division of labour influences fertility[J]. *Population Studies*, 2021(2):169-190.
- [26] CHENG Y A, HSU C H. No more babies without help for whom? Education, division of labor, and fertility intentions[J]. *J. Marriage Fam*, 2020(4):1270-1285.
- [27] 杨晓蕾,钟如雨. 家庭收入水平、性别观念与再生育意愿[J]. 财经科学,2023(4):137-148.
- [28] ŽAJA N, VUKOJEVIĆ J, ŽARKO T, et al. Internet use among patients with schizophrenia and depression[J]. *Int J Environ Res Public Health*, 2022(9):5695.
- [29] XING Y Q, TARIMO C S, REN W, et al. The impact of health insurance policy on the fertility intention of rural floating population in China: Empirical evidence from cross-sectional data[J]. *Int J Environ Res Public Health*, 2023(1):175.
- [30] 向栩,田盈,田晨笑. 幸福的生育效应——基于CGSS2015调查数据的实证检验[J]. 西北人口,2019(6):12-24.
- [31] KIMBALL M S. Making sense of two-sided altruism[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1987(2):301-326.
- [32] 杨雪,谢雷. 主观幸福感、婚姻满意度与当代青年的生育安排[J]. 人口学刊,2022(2):44-56.
- [33] ZHAO LY, ZHANG K, GAO Y, et al. The relationship between gender, marital status and depression among Chinese middle-aged and older people: Mediation by subjective well-being and moderation by degree of digitization[J]. *Frontiers in Psychology*, 2022, 13:923597.
- [34] 范从波,温勇. 互联网使用对中老年人健康的影响研究[J]. 西北人口,2023(3):80-92.
- [35] 陈卫民,万佳乐,李超伟. 上网为什么会影响到个人生育意愿? [J]. 人口研究,2022(3):16-29.
- [36] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [37] SOBOTKA T. Overview chapter 6: The diverse faces of the second demographic transition in Europe[J]. *Demographic Research*, 2008(19):171-224.
- [38] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, stra-

- tegic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986(6): 1173-1182.
- [39] 房莉杰, 陈慧玲. 平衡工作与家庭: 家庭生育支持政策的国际比较[J]. *人口学刊*, 2021(2): 86-97.
- [40] ZENG Z, MA J, MA Y R, et al. Born or not: A moderated mediation model of the relationship between work-family conflict and female employees' wellbeing based on fertility intention during the COVID-19 pandemic[J]. *Frontiers in Public Health*, 2023(11): 1093048.
- [41] 顾宝昌. 论生育和生育转变: 数量、时间和性别[J]. *人口研究*, 1992(6): 1-7.

Has Internet Use Reduced Residents' Willingness to Have Children? Empirical Analysis Based on CGSS Data

XU Jin, ZHI Mingyue

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Based on the data from the Chinese General Social Survey (CGSS) from 2013 to 2018, this paper uses Probit model and Poisson model for analysis. Research has found that for every 1 unit increase in the frequency of internet use, the probability of residents choosing to have children will decrease by 2.449 5%, and the number of children born will decrease by 1.054 4%. This impact is more evident among urban residents, female groups, and individuals who have experienced higher education, and it is more significant after the introduction of the two-child policy. There are four mechanisms by which internet use affects residents' fertility intention: firstly, it weakens the concept of "raising children to provide support in old age"; secondly, it changes the concept of "male superiority and female inferiority"; thirdly, it reduces the impact of health on work and life; fourthly, it has improved the subjective well-being of residents. Further analysis shows that the hindrance of internet use to fertility intention is more clearly reflected in the expectation of giving birth to boys, while there is no significant difference in the intention of having a girl. Therefore, strengthening the supervision of the internet and guiding residents to form a positive attitude towards childbearing will help alleviate the problem of low fertility rates in China.

Keywords: internet use; willingness to have children; raising children for old-age support; subjective well-being

(责任编辑: 田妍)