

高等教育扩张与小家庭崛起^{*}

——来自大学扩招政策的证据

巫锡炜 曹增栋 武翰涛

提要:第七次全国人口普查数据显示了近年来中国家庭户规模加剧缩减的趋势,本文从教育获得的视角为中国家庭的快速小型化提供了一个可能的解释。以1999年“大学扩招”政策作为准自然实验,本文采用双重差分模型检验接受高等教育对家庭规模的影响。分析结果表明:高等教育扩张增加了人口流动,促进了代际关系平等,通过婚姻、生育的延迟及生育子女数的减少降低了家庭户规模。这一效应主要作用于城镇男性和城镇女性,对农村男性和农村女性并不存在显著的负向影响。

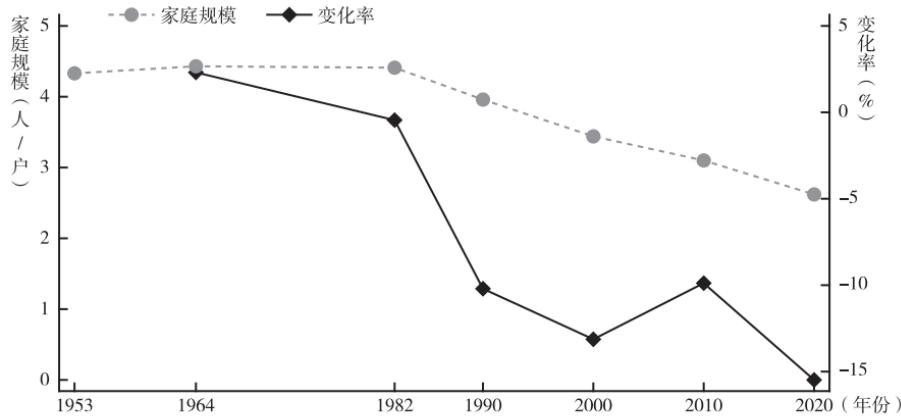
关键词:家庭小型化 高等教育获得 大学扩招

一、引言

在中国人口发生巨大变化和转折的关键时期,第七次全国人口普查提供了人口总量、结构、分布等方面全面、翔实的最新数据(翟振武、刘雯莉,2021)。从历史变迁看,中国家庭规模一直在不断缩小(彭希哲、胡湛,2015)。图1展示了历次人口普查中国家庭规模的变化轨迹。一方面,从绝对规模来看,1953年第一次全国人口普查时家庭户平均规模是4.33人,1964年微升至4.43人,此后家庭规模自1982年以来不断下降,2000年下降至3.44人,2010年下降到3.10人,2020年则进一步下降到2.62人,已跌破三口之家的临界值。可见,当代中国家庭小型化,也即家庭规模不断缩小趋势明显。另一方面,从下降速度看,与之前普查年份相比,1990年、2000年和2010年的家庭户规模下降幅度基本在

* 本文受国家社会科学基金重大项目“中国少数民族人口迁移流动与民族互嵌格局形成研究”(批准号:20 & ZD172)资助。本文通讯作者为武翰涛(ht_wu@foxmail.com)。感谢匿名评审专家对文章提出的宝贵意见和修改建议。文责自负。

10%上下波动,而到2020年时降幅超过15%,达到历次普查数据的缩减态势之最,发展迅速。中国家庭快速小型化的进程引起了社会各界的广泛关注。家庭作为社会最基本的组织单元,其规模缩小被视为现代化进程中家庭变迁的重要特征。西方现代化理论也指出,生产方式变革与技术革新对家庭变迁有根本性影响(李婷等,2020)。但这一理论和其对家庭变迁模式的思考主要基于西方发达国家的经验,而中国的家庭转变则更为复杂。因此,结合中国独特的家庭转变背景来解释家庭小型化的原因,是家庭研究的关键问题。



注:变化率=(本次普查家庭规模-前次普查家庭规模)/前次普查家庭规模。

数据来源:中国历次人口普查。

图1 历年人口普查家庭规模变化趋势

现有研究对中国家庭小型化现象给出了数个不同的解释。首先,从家庭功能上看,杨善华(2011)指出,随着经济体制改革深入、家庭收入来源变化以及家庭功能实施主体的转移,家庭关系逐渐分权化,直接导致父辈对家庭财产等各种问题的议价能力下降。子女逐渐独立于家庭,使得分家时间提前,最终导致小型家庭的大量出现。其次,从流动人口角度看,伴随着改革开放的进程,20世纪80年代以来中央逐步放松了对农村人口进入城市的限制,中国流动人口数量不断增加。近年来中国人口由低流动性向高流动性快速转变,“乡土中国”正向“迁徙中国”发展(程梦瑶、段成荣,2021)。显然,同一家庭内部的部分成员在流入地会形成新的家庭,而这些分裂的家庭则增加了家庭户的数量,降低了家庭规模(张翼,2012)。因此,每年大量增加的流动人口势必会导致中国小型家庭数量的剧增。再次,在价值观念层面上,陈旧的家庭伦理被新思想、新观念所取代,

更加平等的代际关系使得更多的小家庭得以建立(李婷等,2020)。最后,中国的家庭转变,尤其是小家庭的崛起与制度因素密切相关。20世纪70年代末计划生育政策的出台使得独生子女数量比重大大增加,对家庭规模的缩减产生了直接且重要的影响。此外,由于每个出生队列存在一定水平的人口死亡率,这也使得中国社会存在相当数量的失独家庭。总之,前述这些因素的结合加速了中国家庭小型化进程。

现有研究从不同视角切入,分别提出了对中国家庭小型化的解释,不过都未留意到高等教育发展这一不可忽略的因素,特别是自1999年以来推行的高等院校扩大招生的影响。时至今日,高等教育扩张已经对中国经济、社会、人口等諸多方面产生了深远影响,毫无疑问也影响着家庭小型化的进程。首先,接受高等教育会促进人口流动和迁移,而流动和迁移会造成家庭成员与亲代家庭的分立甚至分裂。有不同的理论解释高等教育与迁移流动之间的正向关系。根据吴克明(2009)的总结,可归纳为三个假说:一是信息优势说,即接受过高等教育的个体信息搜寻能力强,能掌握更多的信息以降低迁移流动的风险和不确定性,从而提高其迁移流动的概率。二是心理成本说,即高等教育能够更好地提高个体对异地文化的认同感,更易于适应目的地环境、融入当地社会,降低迁移流动的心理成本。三是劳动力市场范围说,意思是受过高等教育的个体人力资本更优,在劳动力市场上具有竞争优势,能够在更广泛的地理区域内实现就业,从而更可能迁移流动。在经验研究方面,张端鸿和刘虹(2012)基于江苏省R县X村的研究发现,教育水平越高,越有利于“新生代”农村人口向城市流动;而徐超(2015)基于省际面板数据的分析也证实了中国高等教育扩张显著地促进了劳动力的流动性。就社会流动性而言,教育是人们跳出亲代家庭背景、向上流动的重要因素(杨中超,2016)。由于户籍制度的限制,中国人口流动一直处于一个较低的水平。而高等教育为社会大众提供了一个进入新城市学习的机会,从而增加了人口流动。这些在流入地接受大学教育的人群更有可能毕业后留下来安家落户,导致与亲代家庭的分裂,最终出现更多更小规模的家庭。所以,不难观察到,伴随着普遍迁移流动而来的是单人户家庭、隔代家庭、空巢家庭、分离式家庭的大量出现。其次,接受高等教育会明显改变人们的婚育观念和行为,进而影响家庭规模。大学扩招在增加人们获得高等教育机会的同时,也会延长他们在校的时间,会直接导致结婚和生育年龄的延后。上学年数的增加同时会直接带来人力资本的提升,使得个体特别是女性的独立性增强、机会成本提高,对婚姻家庭的要求和期待变得更高,走出校门后也更倾向于提升职场表现,婚姻和生育反倒容

易成为被推迟和延后的事情。文献中分别将这两点称作“紧闭效应”(incarceration effect)和“人力资本效应”(human capital effect)(Black et al., 2008)。已有多项研究探讨并验证了中国的大学扩招对婚育年龄的推迟也存在这两种效应(吴要武、刘倩,2014;朱州、赵国昌,2019;葛润、黄家林,2020),使得女性生育子女数下降约30%(朱州、赵国昌,2022);不过大学扩招减少生育数量、推迟婚姻年龄的效应在高收入、城市户口与低收入、农村户口两个群体之间存在分化(葛润、黄家林,2020)。有机会接受高等教育的年轻人随着大学扩招而增多。伴随着人力资本的改善和提高,他们的婚育成本和行为亦随之发生实质性改变,未婚男女的婚育年龄推迟,生育数量减少。大量单身家庭以及夫妻家庭随之出现。此外,接受高等教育还可能深刻地改变代际关系的属性,传统上代际同住的居住安排规范逐渐让位于相互独立居住的偏好,家庭规模必然呈现小型化的明显趋势。一方面,接受高等教育会直接导致亲代家庭中子代的人力资本得以改善,其家庭议价能力随之提高,因此更有可能追求个人理想,从而实现与亲代家庭的分离;另一方面,亲代本身更高的受教育水平也是其独立居住能力更强的反映,他们会以更加开放的心态看待传统的代际同住规范(Chen,2019)。由此,同住传统会随着社会整体受教育水平的提高而逐渐式微为分居。有研究通过分析2012年中国家庭追踪调查数据指出,中国老年人主要的居住安排方式正由长期以来的“三代同住”演变为“只与配偶同住”(唐天源、余佳,2016)。综上,高等教育有可能通过促使人口流动、改变婚育行为、形塑平等代际关系等途径推动家庭规模朝小型化方向演变,因此它理应是能够解释中国家庭转变,尤其是小型家庭崛起的一个不可忽略的重要因素。

一些基于发达国家的研究也指出,高等教育扩张与推迟婚姻、生育以及提前离开原生家庭密切相关(Stone et al., 2011; Ogden & Schnoebel, 2005)。然而,从方法上讲,这些研究并未很好地验证高等教育扩张与家庭小型化之间的因果关系。考虑到接受高等教育与个体的家庭规模存在明显的内生性问题,一个子代接受高等教育的家庭更有可能是一个代际关系平等的现代化小型家庭,这样的选择性偏差导致无法直接估计高等教育对家庭小型化的影响。不过,中国自1999年起开展的世界上最大规模的高等教育扩招提供了识别这一因果关系的机会。数据显示,中国高等教育毛入学率从1998年9.8%上升至2013年的34.5%(马光荣等,2017),到2020年更是升至54.5%(教育部发展规划司,2021)。高等教育扩招使得大学精英教育转变为大众教育,使得在1999年前后高考的不同队列之间存在一个外生的变化。换言之,对于1999年后高考的队列

而言,一部分原本没有机会接受高等教育的学生得益于高校扩招政策,也获得了大学教育的机会。因此,控制住不同出生队列之间的系统性差异,并对相同出生队列但扩招程度不同的省份进行差分,即利用队列层面上的双重差分模型,便能更合理地识别出接受高等教育对于家庭规模的因果效应。

因此,本研究将基于2010年全国人口普查与2015年1%全国人口抽样调查的微观数据,以及2010—2018年共五期中国家庭追踪调查的数据,利用双重差分模型实证检验高等教育扩招与家庭小型化的因果关系,并分析其中可能的作用渠道。本研究有助于进一步理解中国家庭转变的深层原因,尤其是高等教育在其中扮演的重要角色,从而为中国家庭政策的制定和完善提供一定启示。

二、理论假说

(一) 高等教育扩招与家庭小型化

改革开放以来,中国在短时期内经历了剧烈的社会变革,由传统的农业社会迅速转变为工业化社会。如此剧烈的社会变革对中国的家庭结构势必产生重要影响。根据西方经典家庭现代化历程理论,一国家庭变迁的趋势就是由传统的扩大家庭发展到现代的核心家庭。因而家庭规模小型化和家庭结构核心化被视为家庭现代化的标识,且这一过程只和工业化进程以及经济发展有关(马春华等,2011)。但是,中国的家庭转变却呈现了更加复杂与独特之处。一方面,家庭规模逐渐缩小,家庭结构呈现出松散化、多样化特征,独居家庭、夫妻家庭等非传统类型家庭明显增多(宋健、张晓倩,2021)。另一方面,尽管中国家庭结构趋于简化,但是核心家庭作为家庭户构成的主要形式,其所占比重却并没有一直保持上升(彭希哲、胡湛,2015)。这意味着中国家庭的变迁并没有严格遵循经典家庭现代化理论所揭示的模式和路径。当代中国家庭更多体现出“形式核心化”这一表象,本质上是非传统的大型家庭的大量涌现导致家庭规模的小型化。

植根于西方社会的经典家庭现代化理论自20世纪60年代以来就一直经历着被批评、被抛弃、被修正和被发展的历程(马春华等,2011)。不过,本文无意与该理论对话,更不执着于在现代和传统之间画出一道线,而是致力于为所观察到的当代中国家庭变迁的一个显著特征——规模小型化——提供可能的补充解释。本文主张,更重要的是观察和理解家庭变迁的实际过程(唐灿,2010)。具体而言,本文将立足于经验,回答高等教育的扩招在当代中国家庭小型化中扮演

了什么样的角色。

王跃生(2008)指出,家庭结构的维系与变动受到分家、生育以及迁移流动三种因素影响。分家的提前、生育的延迟或者生育数量的下降以及迁移流动趋向都会导致家庭规模的缩小。与中国家庭制度紧密相连的户籍制度严格限制了人口迁移,强化了城乡二元结构,因此人口流动实际上一直处于不充分、非自然的状态。不过,随着高等教育扩招,更多获得大学教育的人可以离开家庭,使更大规模的人口具有摆脱流动限制的能力。此外,有研究发现,1999年的中国高校扩招使得高等教育机会大量增加,从而提高了个体收入水平,促进了人们自主创业以及选择市场化部门就业的意愿(叶晓阳、丁延庆,2015)。过去,由于家庭的经济和就业分工都是由亲代所控制,分家行为常常被抑制,因此呈现出传统大家庭占据主导地位的家庭形态。但是,在高等教育扩招的影响下,接受过高等教育的子代在经济活动中的作用逐渐超过亲代,在家庭中的话语权增加,并在分家这一行为上逐渐占据主动权。更主要的是,随着人们受教育程度的提高,追求个人职业发展、延迟婚姻和生育成为更加主流的选择。在这些因素的共同作用下,传统大家庭逐渐式微,非典型小家庭出现,家庭规模呈现不断缩小的趋势。

但需要注意的是,大学只是通过增加招生名额这样的“抢占制高点”策略来扩招,会导致这些名额更多地流向城市,提高干部、专业技术人员的辈出率,而不能扩大大学生源的多样性(梁晨等,2012)。因此,应当考虑到高等教育扩招的城乡差别,这可能导致高等教育扩招对家庭规模缩小具有不同的解释力。同时,高等教育扩招对于男女两性同样存在异质性影响(邵岑,2015)。这是由于受父权制的传统性别观念影响,家庭在教育投资的决策过程中存在性别歧视,导致男性和女性在基础教育阶段存在显著的教育机会性别差异。相当一部分女性并没有获得与男性同等的基础教育机会。她们为增加家庭收入、保证兄弟读书而辍学打工,失去了参加高考的机会(金一虹,2010)。即使对那些受益于大学扩招的女性而言,接受高等教育虽然有利于其独立于亲代家庭,但是受到中国传统文化的限制,女性在选择延迟结婚、生育方面仍然受到社会、亲代的束缚。因此,有理由认为高等教育扩招对家庭小型化的影响存在性别差异。

此外,由于所处城乡地域的差异,不同群体受性别观念的影响也有很大差异。农村地区经济、文化发展落后于城镇地区,传统的重男轻女观念受现代化冲击更弱。对于处于城镇地区的群体而言,他们受男尊女卑思想影响更小,性别角色观念更为平等。由于传统性别角色观念是教育性别不平等的主要影响因素之一,所以农村居民教育获得的性别不平等高于城镇居民性别不平等(吴愈晓,

2012)。而且,城乡差异和性别差异会交织在一起,影响个体高等教育机会获得。樊明成(2008)也发现,城镇居民中高等教育入学机会的性别差距不大;而乡村居民高等教育入学机会存在明显的性别差距,但与大学扩招前相比已明显缩小。因此,研究高等教育扩张对家庭小型化影响时,也应当考虑城乡之间在性别方面的异质性。基于上述分析,本文提出假设1。

假设1:其他因素保持不变,高等教育扩招有利于促进家庭小型化,且这一影响存在城乡、性别的异质性以及城乡性别异质性。

(二)高等教育扩招影响家庭规模的机制

1. 人口流动机制

赵毅博(2019)指出,受到高校扩招的影响,大批青年跨城乡、跨区域流动,使得中国大学生群体成为仅次于农民工的第二大流动人口。尽管受到户籍制度和严格的人口流动管控,高等教育仍然为更多的城乡青年提供了在其他地区接受高等教育的机会,并为农村青年打开了迁入城市的通道。根据人口迁移流动理论,迁入地较高的预期收入是人口迁移流动的主要动因(Todaro,1969)。在中国经济社会快速发展过程中,优质大学的教育回报率也成为家庭进行教育投资的驱动力。入读较好的大学进而获得更高收入回报是家庭决策的重要依据。因此,年轻子代能够借助教育扩张实现从亲代家庭外迁。更重要的是,对于这部分人而言,接受高等教育使其具有更大的可能性在毕业后于迁入地找到工作并建立新的家庭。这样的行为也就导致了子代与亲代家庭的正式分离,从而造成家庭规模的缩小。基于此,本文提出假设2a。

假设2a:其他因素保持不变,高等教育扩招显著促进了人口流动,从而缩小家庭户规模。

2. 代际关系机制

教育子代遵从父代权威、维系大家庭是中国传统教育的核心。中国传统文化教育将群体、大家庭利益放置在个人之上,导致个体需要服从大家庭。然而,随着高等教育的扩招以及市场化教育的兴起,年轻一代在自我价值上经历了与时代一致的突破,即自我的再造与对个体身份的追寻(Yan,2010)。对于城镇家庭而言,接受高等教育使其更多地选择进入市场化部门工作,而并非听从父母安排回到故乡从事公务员或在事业单位工作。对于农村家庭而言,高等教育为其提供了从事家庭以外非农职业的机会,使得成年劳动力选择离家实现自己价值的情况更为普遍。如此一来,子女放弃个人志向留在父母身边,以完成父母意

愿、实现光宗耀祖的可能性也随之下降。高等教育所带来的个人主义的兴起使得亲代与子代之间的代际关系更为平等。进而,一个平等的代际关系更有利于小家庭的建立。基于此,本文提出假设 2b。

假设 2b:其他因素保持不变,高等教育扩招显著促进了个体主义的兴起与代际关系的平等,从而缩小家庭户规模。

3. 婚姻决策机制

高等教育的扩招如何影响婚配呢?一方面,接受教育会挤压结婚时间、推迟初婚,从而导致错过婚龄期,这种效应被研究者称为“禁闭效应”(Black et al.,2008)。另一方面,受教育水平是择偶的重要标准之一,一般遵循男高女低的梯度婚模式。当婚姻市场上有更多接受过高等教育的女性时,男性与女性的择偶标准差异(梯度婚)会降低婚配比例,从而延迟婚姻(范文婷等,2018)。此外,根据第二次人口转变理论,受教育程度的提高使得人们将需求从生理和安全转变为自我实现层面。性解放运动使得性行为不再局限在婚姻以内,婚前性行为得到认可,婚姻这一传统制度的地位与功能也受到了挑战(Cherlin,2004)。於嘉和谢宇(2019)基于中国数据的研究证实了这一观点。他们发现同居行为在中国越来越普遍,人们的初婚年龄也在延迟。而这些变化将导致更多的单身户家庭出现,且进一步压缩了婚姻时间,降低了家庭户规模。基于此,本文提出假设 2c。

假设 2c:其他因素保持不变,高等教育扩招显著促进了婚前同居时间,并延迟了初婚年龄,从而缩小家庭户规模。

4. 生育决策机制

由于大学扩招政策增加了个体上大学的机会,提高了其人力资本,个体获得更好工作及实现自我价值的可能性亦增加。以家庭经济学理论而言,这意味着个体的家庭财富和时间成本会随之增加。由于生育和照料孩童需要花费时间与金钱成本,因此生育对于个体的职业生涯发展存在明显的负面影响(Lundborg et al.,2017)。当个体拥有更好的职业发展机会时,其生育的机会成本显著增加。此外,高学历父母通常更愿意在孩子身上进行更多投资,因此也会选择推迟生育,以获得更多收入,为孩子的教育和医疗等方面做准备(葛润、黄家林,2020)。更重要的是,根据孩子数量与质量权衡的观点,随着受教育程度的提高,人们会倾向于选择提高孩子质量而减少生育数量(Becker,1960)。概言之,高等教育一方面直接使得人们减少了生育,另一方面导致初育时间推迟,而缩短的生育周期会进一步降低生育数量。结果便是家庭户规模缩减,促进家庭小型化。基于此,本文提出假设 2d。

假设 2d: 其他因素保持不变, 高等教育扩招显著提高了初育年龄以及减少了生育数量, 从而缩小家庭户规模。

三、数据与实证策略

(一) 数据与样本

本文的实证分析基于两类数据。第一类取自 2010 年全国人口普查和 2015 年全国 1% 人口抽样调查的微观个体数据。在未进行数据预处理之前, 两个数据集的样本量分别为 1267371 和 1371252。这里将两年数据合并为混合截面数据。不过, 23 岁以下个体大多没有经济独立或是正处于大学阶段, 所以他们在决定家庭结构上的话语权很小。为此, 选择保留年龄 23 岁及以上样本, 最终样本量为 1898089。下文以该数据来探讨大学扩招是否会缩小家庭规模。

为了探究前述高等教育扩张影响家庭规模的可能机制, 需要用到第二个数据集——中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。该调查由北京大学社会科学调查中心于 2010 年发起, 并于 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年进行了四次追踪调查。CFPS 提供了代际平等观念、同居月数、初婚年龄、初次生育年龄的信息。我们对数据集做以下预处理: (1) 对于每期截面数据, 将成人问卷数据作为主数据文件, 筛选出所需变量, 与家庭问卷的家庭特征(如家庭规模)进行匹配, 接着剔除关键变量缺失的样本个体, 包括出生年份、出生月份、12 岁所在省份, 因为这些变量直接关系到解释变量的构建; (2) 借鉴崔颖等(Cui et al., 2019)的做法, 将五年数据组成一个混合截面; (3) 个体高考时的年龄一般为 18 岁, 但 CFPS 仅提供了个体 3 岁和 12 岁所在省份信息, 为了尽可能准确, 这里使用 12 岁所在省份代理个体的高考所在省份; (4) 在分析婚育机制时保留了年龄 25–50 岁的个体, 因为这部分群体的婚姻和生育决策与其他年龄群体有较大差异。另外, 考虑到每个个体的全国代表性有所差异, 所以回归中以 CFPS 的个体横截面权重进行加权。

(二) 实证策略

为了更合理地识别大学扩招政策对家庭核心化的因果效应, 结合所用数据的属性和特征, 本文采用队列双重差分法, 利用了不同省份的不同队列经历 1999 年大学扩招的差异。模型设定如下:

$$fsize_{ipct} = \beta_0 + \beta_1 1(cohort_c \geq 1981) \times exp_p + X_t \alpha + \delta_{pet} + X_p \times cohort_c + \varepsilon_{ipct}$$

上式中,下标 i 代表个体, p 代表个体所在省份, c 代表出生队列, t 代表数据的调查年份(2010 或 2015 年)。被解释变量 $fsize_{ipct}$ 代表家庭规模。 $\beta_1 (cohort_c \geq 1981)$ 代表出生队列是否处于 1981 年及之后, exp_p 代表省份扩招规模。 X_i 表示个体层面控制变量,包括性别、民族, X_p 表示 1998 年省级层面人均 GDP、人均财政支出, $cohort_c$ 代表队列虚拟变量。 β_1 是本文重点关注的参数,它量化了大学扩招对家庭小型化的影响。 δ_{pet} 表示一系列固定效应。这里首先控制了家庭角色固定效应。因为不同的家庭角色在家庭层面所面临的人口学事件上的话语权是不同的,对于分家、结婚、生育等影响家庭规模的因素而言尤其如此。因此,控制它能够消除不同家庭角色受到高等教育对家庭规模的异质性影响。其次,我们纳入了省份固定效应,以控制可能与扩招和家庭规模结果相关的不随出生队列变动的特征。同时控制队列固定效应,以解释所有省份共有的队列个体差异。考虑到不同调查年份存在的差异,还控制了调查年份固定效应;为了消除不同调查年份在不同队列产生的系统性差异,也控制了调查年份虚拟变量与队列虚拟变量的交互项。此外,为了消除不同省份随出生队列线性变化的因素,将省份队列线性趋势项一并纳入控制。通过纳入上述一系列固定效应,尽量控制了可能的主要遗漏变量。为了进一步控制省份间原有的差异,方程中纳入了大学扩招政策开始之前(即 1998 年)省份层面的特征 X_p 与队列虚拟变量的交互项,这是为了允许出生队列的效果随前定的省份特征变化。最后,考虑到同一省份同一出生队列的任何潜在相关性,所有回归在省份与出生队列交互层面进行聚类(Bertrand et al., 2004)。

(三) 变量

1. 结果变量

本文的结果变量为家庭规模。根据人口普查数据,中国家庭户数增长速度明显快于人口增长速度,近四十年来家庭规模呈现不断缩小的趋势。家庭规模缩减趋势最直接地反映了家庭小型化过程。

2. 解释变量

本文关注的是个体是否经历大学扩招的虚拟变量与扩招程度的交互项的回归系数。其中,我们以每学年的起始月 9 月为分割点,定义 1979 年 9 月 – 1980 年 8 月出生的个体为“队列 1980”,定义 1980 年 9 月 – 1981 年 8 月出生的个体为“队列 1981”,其他队列以此类推。假设个体 6 岁开始上小学,18 岁参加高考,

那么队列 1981 及以后的个体在 1999 年及以后参加高考, 经历了大学扩招, 该变量赋值为 1; 相反地, 队列 1980 及以前的个体在 1999 年之前参加高考, 不经历大学扩招, 故该变量赋值为 0。由此得到“是否经历大学扩招”这一变量。

而对于扩招程度, 则使用 1998 年各省地方高校在校生人数与普通高中在校生人数的比值来衡量。高校扩招是全国性发起的政策, 但各省扩招的程度有差距, 故理应寻找一个变量来衡量扩招程度的省际差异。已有研究表明, 高校资源越丰富的省份, 高中毕业生越容易从扩招政策中受益, 所以扩招前人均大学生人数常被用来测度省份的扩招程度 (Lu & Zhang, 2019; 邢春冰、李实, 2011)。而采用“1998 年各省地方高校在校生人数与普通高中在校生人数的比值”的原因有两点。第一, 大学扩招政策主要针对普通高中在校生, 因此有必要以普高在校生人数作为基数; 第二, 地方高校是大学扩招的主要承担者 (马陆亭, 2006), 从 1998 年到 2006 年, 地方高校在校生增长了 5 倍多, 而中央部属高校在校生人数只增长不到一倍。^① 可见, 各省扩招程度主要与地方高校教育资源的关系更大, 故分析中以“各省地方高校在校生人数”作为比值的分子。

3. 控制变量

为避免不良控制 (Angrist & Pischke, 2010), 本文只选取了性别和民族这两个前定控制变量。一方面, 中国男性和女性接受高等教育的机会总体上均在稳步上升, 并且女性的入学机会增长较快 (王伟宜、李洁, 2015)。同时, 男性所在家庭的人口数普遍更大, 因此性别可能会同时影响获得高等教育的机会与家庭规模, 因此需要控制性别这一混淆因素。另一方面, 少数民族被控制的原因则在于高考招生时对少数民族考生实行降低门槛的优惠政策, 所以个体民族属性与大学扩招程度存在相关性。同时, 在少数民族传统文化中, 家庭意识和宗族意识较重, 加之计划生育的执行强度较弱, 所以传统的生育观念没有发生根本性改变, 大多数少数民族存在多生多育的文化倾向。并且近年来少数民族的收入也得到了很大的改善, 因此民族同样会影响到作为结果变量的家庭规模。模型中也控制了一系列固定效应。

4. 中介变量

前文指出, 大学扩招政策可能通过人口流动机制、代际关系平等机制、婚姻

^① 数据来自教育部财务司、国家统计局社会与科技统计司 (1999、2006)。计算方法: 地方普通高等学校在校生人数 = 地方普通高等学校教育经费支出 / 地方普通高等学校生均教育经费支出; 中央部门普通高等学校在校生人数 = 中央部门普通高等学校教育经费支出 / 中央部门普通高等学校生均教育经费支出。

决策机制、生育决策机制影响家庭规模。关于人口流动机制,我们构造了中介变量“人口流动”。流动人口指居住地与户口所在地不一致,且已经离开户口所在地半年以上的个体。为了验证代际关系平等机制,我们构造了三个定序变量:对“子女应放弃个人的志向,达成父母的心愿”、“儿子结婚后应和父母住在一起”及“人应做一些光宗耀祖的事情”这三个说法的态度,1~5 代表从非常不同意到非常同意。关于结婚决策机制,我们构造了与初婚配偶的婚前同居月数和初婚年龄。最后,我们使用个体对“女人应该有孩子才算完整”这个观点的态度来代理生育观念,并构造了初次生育年龄、生育孩子数变量来验证生育决策机制。在中介变量中,生育子女数和人口流动数据来自普查数据,其他变量都来自 CFPS 数据。

表 1 描述性统计结果

变量	单位	样本数	均值	标准差
面板 A: 人口普查数据				
家庭规模	人/户	1898089	3.183	1.601
是否经历扩招(是=1)		1898089	0.214	0.410
性别(男=1)		1898089	0.500	0.500
民族(汉族=1)		1898089	0.919	0.274
人口流动(是=1)		1898089	0.185	0.388
生育子女数	个	457038	1.607	0.794
面板 B: CFPS 数据				
子女达成父母心愿		28625	3.655	1.251
儿子和父母住在一起		28726	3.510	1.357
光宗耀祖		28556	3.962	1.173
女人有孩子才完整		15001	4.131	1.151
与初婚配偶的同居月数	月	54217	1.267	6.002
初婚年龄	岁	74304	23.084	3.397
初次生育年龄	岁	72665	24.710	3.615
面板 C: 省份层面数据				
扩招程度		31	0.237	0.081
1998 年人均 GDP	元/人	31	7139.320	4674.588
1998 年人均财政支出	元/人	31	810.592	618.342

注: 婚育决策变量仅使用了年龄 25~50 岁的个体。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2 报告了队列 DID 估计的基准回归结果。第1列回归结果将样本限定在接受调查时年龄22岁以上个体,发现大学扩招确实显著缩小了家庭规模。根据估计结果,大学扩招程度使得家庭规模缩小了0.144人($0.237 \times 0.607 \approx 0.144$)。^①考虑到部分18—22岁个体已经经济独立,在决定家庭结构上有较大话语权,我们将样本限制在18岁及以上样本,此时扩招政策在1%水平下负向影响家庭规模。考虑到老年人家庭地位存在边缘化趋势,越来越多的老年人被动接受子女意愿,被排挤在家庭事务决策和管理的范畴之外(张新辉、李建新,2019),我们剔除了60岁及以上样本,扩招政策对家庭规模的负面效应依然显著。从以上结果可以看到,本文结论在不同年龄样本限定下依然保持稳健。可见,大学扩招的确会显著地缩小家庭规模。

基准回归结果

变量	22岁及以上样本 家庭规模	18岁及以上样本 家庭规模	23~59岁样本 家庭规模
经历扩招×扩招程度	-0.607 * (0.254)	-0.736 ** (0.278)	-1.179 *** (0.309)
民族	-0.282 *** (0.019)	-0.276 *** (0.019)	-0.268 *** (0.021)
性别	0.375 *** (0.007)	0.290 *** (0.010)	0.338 *** (0.009)
常数项	3.887 *** (0.020)	4.017 *** (0.024)	4.027 *** (0.026)
与户主关系	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
队列固定效应	是	是	是
调查年份固定效应	是	是	是
调查年份×队列虚拟变量	是	是	是
省份队列线性趋势项	是	是	是
1998年省份特征×队列虚拟变量	是	是	是
N	1898084	2090942	1495039
R ²	0.199	0.200	0.198

注:(1)括号内是省份与出生队列交互层面的聚类标准误。(2)⁺ $P < 0.10$, * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。

① 扩招程度的均值为0.237。

(二) 平行趋势检验

双重差分法的重要假定是经历大学扩招个体与未经历大学扩招个体在政策实施之前的家庭规模不存在显著差异或具有相同趋势。为了检验此平行趋势,我们按照省份扩招程度均值,将样本划分为“扩招程度较高组”(实线)和“扩招程度较低组”(虚线),图2呈现了家庭规模随出生队列变化的趋势。其中,垂直虚线指队列1981的个体,他们最早受到大学扩招政策的影响。

可以看到,对于1981前出生队列的个体,在高扩招程度省份和低扩招程度省份有相同的下降趋势。并且,对于1981后出生队列,高扩招程度省份家庭规模的下降速度显著快于低扩招程度省份。这说明扩招政策确实对家庭规模的减小起到了作用。

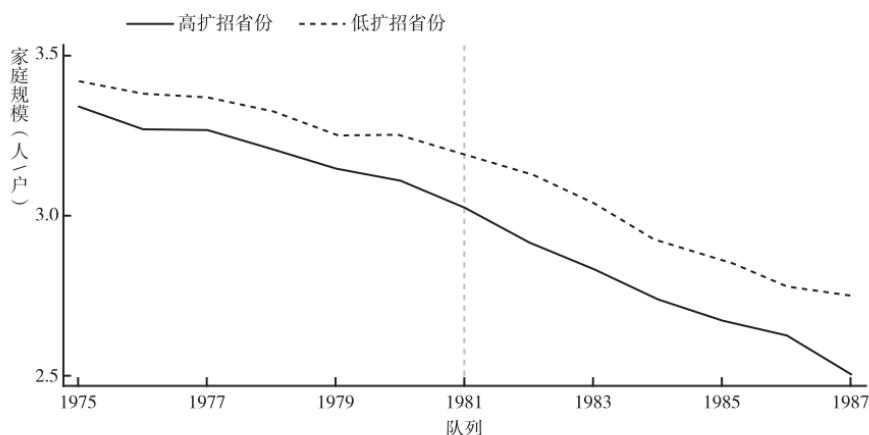


图2 平行趋势图

(三) 稳健性检验^①

为了确认上述所得结论的可靠,本文做了一系列稳健性检验,具体包括通过剔除队列1980和1981样本、改变扩招程度测度、控制计划生育政策和义务教育造成的外生冲击、安慰剂检验等。在所有检验结果中,大学扩招政策的系数仍显著为负。这意味着,大学扩招会显著缩小家庭规模的结论是稳健的。

此外,又通过随机调换31个省的扩招程度数值,将虚拟扩招程度与是否经历扩招做交互,重新估计基准模型,进行重复1000次的置换检验,结果表明,这

^① 限于篇幅,这部分分析结果的图表从略,感兴趣的读者可联系作者索取。

种伪扩招政策的估计系数近似地服从以 0 为中心的正态分布。这也说明前面基准回归中得到的大学扩招对家庭规模缩小的政策效应具有稳健性。

(四) 异质性分析

由于传统的性别角色态度以及女孩和男孩上学的预期回报不同,女孩在教育方面面临劣势(Hannum et al.,2009)。大学扩招后,女大学生在高校新入学者中的比例持续提高,高等教育出现性别差异逆转。那么,大学扩招对家庭规模的影响具有性别异质性吗?本文将样本按照性别进行分组,表 3 第 1 列表明大学扩招政策对男性的负面效应更显著。这是因为受传统文化影响,男性的相对家庭地位更高,在家庭重大事务决策中有更大话语权,因此大学扩招对家庭规模的减小作用主要体现在男性上。

大学扩招以来,中国教育呈现从精英化教育向大众化教育转变的趋势。高等教育机会的供给量在增加,但机会分配存在城乡不公平问题,对较为贫困的农村地区产生了不利的影响。我们预计大学扩招主要缩小了城镇地区家庭的规模。表 3 第 2 列显示,大学扩招政策对城镇居民的负面效应统计显著,但对农村居民并无显著影响。^①因为大学扩招政策执行以来,大学教育成本上升、大学毕业生就业难等问题相继涌现,城镇和农村子女对这些问题有不同的反应。部分农村家庭子女会在完成初中教育后就进入劳动力市场,而城镇地区家庭收入更高、教育资源更多,导致城镇子女选择继续读书深造,由此加剧了城乡教育不平等,城镇居民成为大学扩招政策的主要受益者(李春玲,2010)。因此,大学扩招主要通过作用于城镇居民而减小家庭规模。

考虑城乡之间在性别方面的异质性,本研究进一步设置了城镇男性、城镇女性、农村男性和农村女性虚拟变量,并与大学扩招进行交互。表 3 第 3~4 列显示,大学扩招政策对城镇男性和城镇女性的影响皆显著,说明大学扩招政策主要是通过作用于城镇居民促进家庭小型化。而且大学扩招政策对城镇男性的负面效应大于城镇女性,这可能是因为男性在选择延迟结婚、生育方面更少受到社会、亲代的束缚,并且劳动力流动的意愿也更强。然而,表 3 第 5~6 列显示,大学扩招对农村男性和农村女性的家庭规模并没有显著负面效应。这是因为城乡

^① 考虑到受过高等教育的居民通常居住在城镇,该回归可能存在选择性偏差,我们只保留户口所在地与居住地为相同地址的样本重新回归,以尽可能控制住城乡流动,结论依然是稳健的。另外,我们在 CFPS 数据中保留 12 岁户口和当下户口性质一致的样本重新回归,结果表明依然存在显著的城乡异质性。

二元分割使得个体可获得的教育资源差别巨大,城镇学生的入学几率远高于农村学生,只有少量农村学生能受益于高等教育扩张。综合来看,大学扩招对家庭规模小型化的城乡差异大于性别差异。

表3

异质性分析结果

变量	1	2	3	4	5	6
调节变量×经历扩招 ×扩招程度	-1.115 *** (0.094)	-1.032 *** (0.116)	-1.193 *** (0.123)	-0.643 *** (0.081)	-0.025 (0.088)	1.399 *** (0.092)
经历扩招×扩招程度	-0.016 (0.257)	-0.062 (0.250)	-0.272 (0.247)	-0.448 + (0.253)	-0.579 * (0.250)	-0.900 *** (0.248)
N	1898084	1898084	1898084	1898084	1898084	1898084
R ²	0.200	0.205	0.205	0.205	0.205	0.205

注:(1)第1—6列对应的调节变量分别为男性、城镇、城镇男性、城镇女性、农村男性和农村女性。

(2)回归模型均控制了民族、性别、是否城镇以及与基准回归中相同的一系列固定效应。(3) + $P < 0.10$, * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。

(五)机制分析

前文指出,高等教育扩招促使家庭规模缩小有四个可能的机制:人口流动导致的分家、平等化代际关系的形塑、初婚时机的推迟以及生育观念的转变。

1. 人口流动机制

当代中国城市化水平不断提高,产业发展迅猛,为劳动力在地区间流动提供了动力。在现代社会中,家庭成员平等原则是社会规范的基础。赡养父母责任引发争端,只要不是子女推诿,分家一般被视为家庭内部事务,法律不会介入。表4中“人口流动”一行的结果显示,大学扩招政策使得人口流动概率提高了两个百分点($0.237 \times 0.092 \approx 0.022$)。一方面,大学扩招显著提升了个体的受教育水平,积累了更多人力资本,使得个体有能力选择去大城市工作和生活。另一方面,绝大部分高校都地处较为发达的城市地区,大学扩招后带来了大量“大学生新移民”。由于大城市有更大的市场空间和更好的就业机会,这些新移民毕业后倾向于留在城市工作和生活。然而,由于户籍制度对人口迁移的限制,一般只有劳动力自身迁移,很少会出现全家迁移的现象。这就导致标准核心家庭和直系家庭出现破损,大家庭的解体使得家庭规模减小。此外,把人口流动引入模型回归时,结果显示人口流动确实会显著缩小家庭规模。并且,大学扩招的负面效应有所减弱,说明人口流动存在部分中介效应。

2. 代际关系平等机制

高等教育的扩张和市场化教育的兴起带来了年轻一代在自我价值上的突

破,即自我的再造与对个体身份的追寻。表4中“子女达成父母心愿”“儿子和父母住在一起”和“光宗耀祖”这三行的结果显示,大学扩招对于子女放弃个人志向以完成父母意愿、和父母住在一起、实现光宗耀祖的认同感存在负面影响,且大多数估计结果都统计显著。在基准回归中引入代际平等的变量后,大学扩招的系数显著性大大降低,说明这些变量存在中介效应。由此可见,高等教育同时也使得亲代与子代之间的关系更为平等。一个平等的代际关系使得子代有更自由的决策权,更易促进小家庭的建立。

3. 结婚决策机制

家庭成员初婚年龄与家庭结构有着密切关系。表4中“初婚年龄”一行的结果显示,大学扩招显著推迟了初婚年龄。回归系数表明,大学扩招政策使得25~50岁的个体平均初婚年龄推迟了0.823年($0.237 \times 3.474 \approx 0.823$)。这可能有以下三种解释:第一,受教育水平提高会提升个体对配偶的要求,增强搜寻成本,从而推迟结婚的年龄。第二,结婚后的个体需要分配一定的时间在家庭事务上。大学扩招提升了个体受教育水平,提高了找到好工作的可能性,收入水平也随之提高,这增加了结婚的机会成本。第三,个体受教育水平越高,他们对非传统观念的接受程度也越高(La Roi & Mandemakers, 2018)。大学扩招政策可能增加群体对同居观念的包容度,于是后者更倾向选择同居而非直接结婚。“同居月数”一行的结果显示,大学扩招显著增加了与初婚配偶的婚前同居月数,这也可部分解释初婚年龄的推迟。同时,该行右侧的大学扩招、同居月数(即中介变量)对家庭规模的回归结果表明,初婚年龄每推迟5年,家庭规模就缩小0.24人。

4. 生育机制

表4中“初次生育年龄”一行的结果显示,大学扩招使得初育年龄推迟了1.270年($0.237 \times 5.359 \approx 1.270$)。经历大学扩招的个体时间成本提高了,这意味着生育的机会成本也更高了,所以个体会选择更晚生育。生育年龄的推迟使得家庭规模显著缩小,具体来说初育年龄每推迟5年,家庭规模缩小约0.2人。

此外,高等教育可能改变个体对生育价值、行为的认知,这种生育观念变化会带来实际生育行为的改变。根据“女人有孩子才完整”这行的结果,大学扩招显著降低了个体对“女人有孩子才完整”观念的认同感,这种观念上的变化可能促成生育数量的减少。正如表4最后一行的结果所示,大学扩招政策的确显著减小了生育子女数。除了观念因素外,这也可能是由养育孩子的机会成本增高造成的。大学扩招政策对生育子女数存在显著的负向影响。根据贝克尔(Becker, 1960)构建的孩子数量和质量选择模型,收入更高的个体更注重孩子的

质量而不是数量。随着养育孩子的成本增加,生育子女的数量减少,进而导致小型化家庭数量增长。

表 4 大学扩招促使家庭规模缩小的机制分析结果

中介变量	大学扩招对中介变量的回归结果			大学扩招、中介变量对家庭规模的回归结果			
	经历扩招×扩招程度	N	R ²	经历扩招×扩招程度	中介变量	N	R ²
人口流动 ^a	0.092 ** (0.030)	1898084	0.217	-0.566 * (0.249)	-0.440 *** (0.018)	1898084	0.204
子女达成父母心愿 ^b	-0.545 ** (0.212)	28571	0.052	-1.18 (0.782)	0.073 *** (0.009)	28449	0.155
儿子和父母住在一起 ^b	-0.688 *** (0.162)	28671	0.074	-1.370 + (0.770)	0.185 *** (0.008)	28547	0.168
光宗耀祖 ^b	-0.114 (0.207)	28502	0.050	-1.113 (0.782)	0.127 *** (0.010)	28380	0.159
初婚年龄 ^{bc}	3.474 * (1.664)	72094	0.075	0.297 (0.751)	-0.048 *** (0.003)	71419	0.161
同居月数 ^{bc}	4.088 + (2.388)	53349	0.071	-0.882 (0.909)	-0.004 * (0.002)	53106	0.167
初次生育年龄 ^{bc}	5.359 ** (1.716)	70491	0.110	0.491 (0.760)	-0.039 *** (0.003)	69838	0.163
女人有孩子才完整 ^{bc}	-0.881 * (0.394)	14973	0.031	-0.505 (1.099)	0.041 *** (0.012)	14914	0.134
生育子女数 ^{ac}	-0.232 * (0.110)	457038	0.199	0.208 (0.236)	0.712 *** (0.007)	473046	0.358

注:(1)^a 基于人口普查数据,^b 基于 CFPS 数据,^c 针对年龄为 25~50 岁的个体。(2) + P < 0.10, * P < 0.05, ** P < 0.01, *** P < 0.001。

五、结论与讨论

新近发布的第七次全国人口普查结果显示,2020 年中国平均家庭户规模为 2.62 人,与第六次人口普查相比减少了 0.48 人,缩减态势达到历次普查数据之最。解释中国家庭规模快速小型化的原因,是家庭研究的关键问题。1999 年开始推行的高校扩招是中国社会的重大政策冲击,家庭规模小型化则是中国家庭转变的鲜明特征,考虑到高等教育扩张可能具有的溢出效应,本文尝试将其与家庭规模小型化联系起来,为中国家庭变迁补充一个可能的解释。

基于人口普查和 1% 人口变动抽样调查数据以及 2010~2018 年五期中国

家庭追踪调查数据,本文利用中国1999年大学扩招的跨省差异和队列差异,建立双重差分模型,以更合理的方式考察了高等教育扩招对家庭小型化的影响。结果表明:平均而言,大学扩招程度使得家庭规模显著缩小了0.14人,该结论具有较好的稳健性。就全球而言,1960年全球高等教育入学率为0.40%,这一数字在2000年上升为1.65%,上升了1.25个百分点(Schofer & Meyer,2005),而诸多发达国家的家庭规模在这一期间缩小达0.9人(Bongaartz,2001)。然而,现有文献并未很好地验证这一因果效应是否存在,也并未探究效应的大小。因此,本研究尝试分析高等教育对家庭规模缩小的因果效应,以弥补已有文献中的空白。进一步的影响机制分析发现,高等教育扩张提高了人口流动概率,促进了代际平等,通过婚姻、生育的延迟和生育子女数的减少,显著降低了家庭户规模。大学扩招推动家庭规模缩小的效应在不同群组之间存在异质性,主要作用于城镇地区的男性和女性,而此负向影响在农村地区的男性和女性中并不存在。

导致家庭规模变小的因素有很多。最直接的是长时间以来的低生育率,人们生育的子女数减少甚至不生育,或者选择推迟结婚和生育,从而造成终身生育的实际减少。人口迁移流动的加剧是促使家庭规模小型化的强大力量。家庭成员的流出会使得原生家庭人口减少,造成“不完整”家庭增加。此外,人口的迁移流动本身会引起分居家庭增多、婚育推迟行为增加,在社会中形成小家庭倾向。逐渐升高的离婚率也是不可忽视的另一推动力,一个规模较大的家庭解体后便会形成多个更小规模的家庭。此外,人口老龄化和预期寿命延长也可能使得家庭规模变小,因为今天大多数老年人仍主要是独自生活或夫妻共同生活。本研究从经验上证明,高等教育扩张之所以会造成小家庭的崛起,就在于它可以通过抑制生育、推迟婚育、促使流动等数个途径起作用。当然,高等教育扩张也会对离婚、健康长寿产生影响,而后者又将直接造成家庭规模小型化(Vanorman & Scommegna,2016;Yi et al.,2008)。例如,有学者研究发现高等教育的获得与离婚率升高呈正相关(Tian,1996),贾西利奥尼斯和什科尔尼科夫(Jasilionis & Shkolnikov,2016)也从人口学视角验证了教育对人均预期寿命增长的作用。受数据所限,本文对此并未涉及。

本文的核心贡献是以经验资料证实了高等教育在当代中国家庭规模小型化过程中扮演了不可忽视的角色。加强对这一家庭转型过程的理解不仅有助于弥补家庭人口学、教育社会学等文献的空白,同时具有一定的现实意义,可为政策制定提供启示。具体而言,本文的研究成果和意义体现在以下几个方面。

首先,本文发现高等教育促成的人口流动使得更多的子代家庭与亲代家庭分离,给老年人养老带来了困扰。因此,政府组织需要进一步完善社会服务建设,同时加强专业家政服务人员的培训,满足老人的生活照料需求。政府同时需要调整造成家庭成员地域分割、增加“不完整”家庭形式的制度。例如,适当调整户籍制度、教育制度、社会保障和社会福利制度,以便于家庭整体迁移而不仅仅是劳动者个体流动。

其次,分析发现大学扩招通过推迟婚育年龄、减小生育数量造成家庭规模小型化,这会加剧超低生育率现状与老龄化程度。该结论也为政策制定提供了借鉴:一方面,高校可以通过恋爱心理辅导课程、社团活动等形式来引导青年学生协调恋爱与学业的冲突,促进男女学生的社交能力发展;另一方面,政府可以制定一系列鼓励生育的福利政策,例如增加生育津贴以及2021年实施的三胎政策等,减小大学扩招对婚育决策行为的影响。

再次,由于因果效应主要存在于城镇居民,且高等教育扩张对城镇男性家庭规模缩小的影响要更为显著,那么,尽管高等教育会使得城镇家庭加速向小型化发展,但由于传统的“男主外、女主内”性别文化因素的影响尚存,女性在选择延迟婚姻、生育上受到的束缚仍会高于男性。同时,城乡二元分割的户籍制度使得农村学生没有充分享受到高等教育扩招的红利(梁晨等,2012)。因此,政策制定者需要在全社会弘扬性别平等文化,进一步提高农村学生接受高等教育的机会,使更多人能够在高等教育扩招的过程中接受现代化家庭价值观。与此同时,政府需要加强家庭友好型社会建设,降低人们建立现代化家庭的机会成本,如推迟婚姻生育等社会问题。

最后需要指出的是,1999年开始推行的高校扩招是新中国成立以来对高等教育的第二次大的政策冲击。对此,有研究者指出,无论从绝对规模还是相对增速来看,这次政策冲击导致的结果堪称世界高等教育史上的“大跃进”(邢春冰、李实,2011)。然而,对其积极效应和负面作用之间孰轻孰重的判断,不同领域的学者众说纷纭,甚至针锋相对。本文的发现对这一学术争鸣具有重要启示。一方面,从既有文献看,这是首次尝试从高等教育扩展角度来解释中国家庭小型化现象,为理解中国家庭变迁补充了新的角度,也有助于深入理解高等教育扩张对社会、家庭的复杂影响。另一方面,本研究表明高等教育扩招加速了家庭转变,推动了新型家庭结构的诞生,使得家庭规模出现了快速缩减。如果以家庭规模小型化作为家庭现代化的一个特征,也可以认为高等教育扩张有效促进了中国家庭的现代化进程。这意味着高等教育扩招对中国的经济、社会、文化、人口等

有着不可磨灭的积极作用。当然此过程也不可避免地会遇到一些问题,这就需要政策制定者在制定相关政策时关注到可能的消极影响,以最大化发挥高等教育扩招的积极作用。

本研究仍有尚待完善之处。一方面,目前经验地验证了高等教育扩张对家庭规模缩小的因果效应,揭示了高等教育在现代社会家庭规模小型化中的角色。但是,家庭除了具有规模属性,还有结构属性,而家庭结构作为另一个衡量现代化家庭的重要指标,同样值得学界关注。然而,由于篇幅所限,本文对后者未有触及。今后的研究应当致力于填补这一空白。另一方面,受制于数据可得性,本文使用的是2010年人口普查和2015年1%人口变动抽样调查的微观数据,这无法检验高等教育扩招对生命周期晚期家庭的影响。考虑到高等教育对个体影响的持久性,未来应当进一步探讨高等教育扩招对家庭变迁的长期影响。

参考文献:

- 程梦瑶、段成荣,2021,《迁徙中国形态得到进一步确认》,《人口研究》第3期。
- 樊明成,2008,《中国高等教育入学机会的城乡差异研究》,《教育科学》第1期。
- 范文婷、宋健、李婷,2018,《高等教育与女性婚配:基于年龄、时期和队列的视角》,《人口学刊》第2期。
- 葛润、黄家林,2020,《大学扩招是否影响了结婚与生育?》,《经济学报》第7期。
- 教育部财务司、国家统计局社会与科技统计司编,2000,《中国教育经费统计年鉴1999》,北京:中国统计出版社。
- 教育部财务司、国家统计局社会与科技统计司编,2007,《中国教育经费统计年鉴2006》,北京:中国统计出版社。
- 教育部发展规划司,2021,《2020年全国教育事业统计主要结果》(http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/gzdt-gzdt/s5987/202103/t20210301_516062.html)。
- 金一虹,2010,《流动的父权:流动农民家庭的变迁》,《中国社会科学》第4期。
- 李春玲,2010,《高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查》,《社会学研究》第3期。
- 李婷、宋健、成天异,2020,《中国三代直系家庭变迁:年龄、时期、队列视角的观察》,《人口学刊》第3期。
- 梁晨、李中清、张浩、李兰、阮丹青、唐文林、杨善华,2012,《无声的革命:北京大学与苏州大学学生社会来源研究(1952—2002)》,《中国社会科学》第1期。
- 马春华、石金群、李银河、王震宇、唐灿,2011,《中国城市家庭变迁的趋势和最新发现》,《社会学研究》第2期。
- 马光荣、纪洋、徐建炜,2017,《大学扩招如何影响高等教育溢价?》,《管理世界》第8期。
- 马陆亭,2006,《试析中国高等教育投入制度的改革方向》,《高等教育研究》第7期。
- 彭希哲、胡湛,2015,《当代中国家庭变迁与家庭政策重构》,《中国社会科学》第4期。
- 邵岑,2015,《教育扩张与教育获得性别差异(1978—2008)》,《青年研究》第2期。
- 宋健、张晓倩,2021,《从人口转变到家庭转变:一种理论分析思路》,《探索与争鸣》第1期。

唐灿,2010,《家庭现代化理论及其发展的回顾与评述》,《社会学研究》第3期。

唐天源、余佳,2016,《中国老年人居住安排状况分析——基于2012年中国家庭追踪调查数据》,《南方人口》第4期。

王伟宜、李洁,2015,《高等教育入学机会性别差异的多维分析》,《教育研究》第8期。

王跃生,2008,《中国家庭代际关系的理论分析》,《人口研究》第4期。

吴克明,2009,《教育与劳动力流动》,北京:北京师范大学出版社。

吴要武、刘倩,2014,《高校扩招对婚姻市场的影响:剩女?剩男?》,《经济学(季刊)》第1期。

吴愈晓,2012,《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》,《社会》第4期。

邢春冰、李实,2011,《扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业》,《经济学(季刊)》第4期。

徐超,2015,《高等教育扩展对劳动力流动的影响——基于省级面板数据的实证分析》,《西北人口》第4期。

杨善华,2011,《中国当代城市家庭变迁与家庭凝聚力》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第2期。

杨中超,2016,《教育扩招促进了代际流动?》,《社会》第6期。

叶晓阳、丁延庆,2015,《扩张的中国高等教育:教育质量与社会分层》,《社会》第3期。

於嘉、谢宇,2019,《中国的第二次人口转变》,《人口研究》第5期。

翟振武、刘雯莉,2021,《七普数据质量与中国人口新“变化”》,《人口研究》第3期。

张端鸿、刘虹,2012,《教育水平对“新生代”农村人口流动的影响:以江苏省R县X村为例》,《复旦公共行政评论》第1期。

张新辉、李建新,2019,《现代化变迁与老年人家庭地位演变——以代际同住家庭经济决策权为例》,《人口与经济》第4期。

张翼,2012,《中国家庭的小型化、核心化与老年空巢化》,《中国特色社会主义研究》第6期。

赵毅博,2019,《中国高校扩招对城乡青年人口迁移的影响》,《人口学刊》第4期。

朱州、赵国昌,2019,《少学会多大程度上推迟初婚年龄?——基于IV-Tobit模型的估计》,《人口学刊》第2期。

——,2022,《高等教育与中国女性生育数量》,《人口学刊》第1期。

Angrist, J. D & Jörn-Steffen Pischke 2010, “The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design Is Taking the Con out of Econometrics.” *Journal of Economic Perspectives* 24(2).

Becker, G. S. 1960, “An Economic Analysis of Fertility.” In National Bureau of Economic Research (ed.) *Demographic and Economic Change in Developed Countries: A Conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research*. Princeton, New York: Columbia University Press.

Bertrand, M. , E. Duflo & S. Mullainathan 2004, “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?” *Quarterly Journal of Economics* 119(1).

Black, S. E. , P. J. Devereux & K. G. Salvanes 2008, “Staying in the Classroom and Out of the Maternity Ward? The Effect of Compulsory Schooling Laws on Teenage Births.” *Economic Journal* 118(530).

Bongaartz, J. 2001, “Household Size and Composition in the Developing World in the 1990s.” *Population Studies* 55(3).

Chen, T. 2019, “Living Arrangement Preferences and Realities for Elderly Chinese: Implications for Subjective Wellbeing.” *Ageing & Society* 39.

- Cherlin, A. J. 2004, "The Deinstitutionalization of American Marriage." *Journal of Marriage and Family* 66 (4).
- Cui, Y. , H. Liu & L.Q. Zhao 2019, "Mother's Education and Child Development: Evidence from the Compulsory School Reform in China." *Journal of Comparative Economics* 47(3).
- Hannum, E. , P. Kong & Y. Zhang 2009, "Family sources of Educational Gender Inequality in Rural China: A Critical Assessment." *International Journal of Educational Development* 29(5).
- Jasilionis, D. & V. M. Shkolnikov 2016, "Longevity and Education: A Demographic Perspective." *Gerontology*, 62(3).
- la Roi, C. & J. J. Mandemakers 2018, "Acceptance of Homosexuality through Education? Investigating the Role of Education, Family Background and Individual Characteristics in the United Kingdom." *Social Science Research* 71.
- Lu, M. & X. Zhang 2019, "Towards an Intelligent Country: China's Higher Education Expansion and Rural Children's Senior High School Participation?" *Economic Systems* 43.
- Lundborg, P. , E. Plug & A. W. Rasmussen 2017, "Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments." *American Economic Review* 107(6).
- Ogden, P. E. & F. Schnoebelen 2005, "The Rise of the Small Household: Demographic Change and Household Structure in Paris." *Population, Space and Place* 11(4).
- Roi, L. C. & J. J. Mandemakers 2018, "Acceptance of Homosexuality through Education? Investigating the Role of Education, Family Background and Individual Characteristics in the United Kingdom." *Social Science Research* 71.
- Schofer, E. & J. W. Meyer 2005, "The Worldwide Expansion of Higher Education in the Twentieth Century." *American Sociological Review* 70(6).
- Stone, J. , A. Berrington & J. Falkingham 2011, "The Changing Determinants of UK Young Adults' Living Arrangements." *Demographic Research* 25.
- Tian, Y. 1996, "Divorce, Gender Role, and Higher Education Expansion." *Higher Education* 32(1).
- Todaro, M. P. 1969, "Model of Labor Migration and Unemployment in Less Developed Countries." *American Economic Review* 59(1).
- Vanorman, A. G. & P. Scommegna 2016, "Understanding the Dynamics of Family Change in the United States." *Population Bulletin* 71(1).
- Yan, Y. 2010, "The Chinese Path to Individualization." *British Journal of Sociology* 61(3).
- Yi, Z. , Zhenglian Wang, Jiang Leiven & Danan Gu. 2008, "Future Trend of Family Households and Elderly Living Arrangement in China." *Genus* 64(1/2).

作者单位:中国人民大学人口与发展研究中心(巫锡炜)
北京师范大学经济与资源管理研究院(曹增栋)
中国人民大学社会与人口学院(武翰涛)
责任编辑:刘保中