

低生育率社会中的家庭结构与育儿功能*

——基于资源供需视角的实证分析

宋 健 陈文琪

提要:本研究基于资源供需视角实证分析了低生育率社会中的家庭结构与育儿功能间的关系,并探讨了家庭情境的调节作用。育儿功能是指家庭调配整合资源以满足育儿需求的能力,本文从经济、服务和时间三个维度对其进行考察。在综合考虑了代际间居住安排的灵活性和家庭成员的流动性之后,本文将家庭结构区分为紧密式(包括凝聚式、灵活式)和松散式。研究发现,紧密式结构家庭的育儿功能优于松散式结构家庭,这在经济维度和服务维度上尤为突出。家庭情境具有显著的调节效应。本研究创建了家庭育儿功能资源供需的分析框架,对家庭结构进行了动态分类,有助于探索生育率持续低迷背后的家庭机制。

关键词:育儿功能 家庭结构 资源供需视角 育龄家庭 低生育率社会

一、问题的提出

生育是家庭对育儿相关资源进行调度和协商分配后的重大决策,国家的生育政策也往往从家庭层面干预并引导人们的生育行为。然而,近年来不断推进的生育政策改革似乎未能取得预期效果,全国年出生人口数于2022年跌破千万,低于年死亡人口数,导致人口持续出现负增长。育儿成本高、没人带孩子是很多家庭“不想生”“不敢生”的重要原因,这反映了家庭在育儿经济资源和照护资源等方面的局促,因此促进家庭发展成为提高生育水平的一个关键举措。在

* 本文得到国家社会科学基金重大项目“高质量发展视域下中国人口均衡发展的理论建构与多维测度研究”(20&ZD173)的支持。感谢匿名审稿人提供的修改建议,以及中国人民大学人口与健康学院张洋博士在数据提供及方法上的帮助。文责自负。

家庭系统的三个要素(结构、关系、功能)中,家庭功能特别是育儿功能直接影响夫妻的生育意愿和行为实践,但针对家庭育儿功能的研究迄今还比较有限。关于育儿功能的讨论一般附着于对家庭整体功能的研究,有针对性的实证分析较为匮乏,且对中国家庭育儿功能情况的判断并不一致。如有观点认为中国家庭规模趋于小型化、家庭结构趋于简单化,因而导致家庭功能趋于弱化(李磊等,2022;朱潇俏、吕红平,2024);也有研究认为中国家庭虽“形式核心化”但“功能网络化”,因此育儿功能并不一定在消解(马春华等,2011;彭希哲、胡湛,2015;王跃生,2020)。生育包含“生”和“育”两个环节,其中“生”是暂时性事件,“育”则是持续性活动,探讨家庭育儿功能现状并促使其充分发挥作用,对面临极低生育率和家庭转变双重挑战的当下中国具有重要的现实意义。

尽管理论上所有家庭都具备潜在的育儿功能,但并非所有家庭的育儿功能都有被激发和实现的可能,有些家庭如纯老家庭、单人家庭等缺乏践行这一功能的基础,因此探讨育儿功能应聚焦于育龄家庭。基于生育的家庭属性和夫妻的育龄特征所建构的“育龄家庭”概念,是指包含至少一对在婚的育龄夫妻,其中女方处于20~49岁育龄期,具有生育潜力的家庭。研究发现,近年来中国育龄家庭占全部家庭户的比例呈下降趋势,从2006年之前的超过60%降至2019年以来的不足50%(宋健、陈文琪,2023)。具有生育潜力的家庭不断减少的基本事实在一定程度上揭示了中国生育率持续低迷的原因。在此基础上相关研究需要进一步回答:育龄家庭的生育潜力能否有效转化为现实的生育能力?这就需要家庭育儿功能开展研究。

育儿和养老共同构成家庭功能的主要内容,相较于尚不充分的家庭育儿功能研究,家庭养老功能的相关研究已十分丰富,其研究框架可为家庭育儿功能研究提供参考。有研究提出“功能分化论”,将家庭养老功能分为经济供养与服务提供两方面,分别考察两类功能的变化态势(黄健元、常亚轻,2020);也有研究基于家庭整体性需求,以供需匹配为原则,认为家庭养老功能的实现“是家庭成员通过投入、配置和整合家庭网络中的经济资源和人力资源,使资源直接地或以转化为服务的形式间接地,在满足老年人身心特点的情况下递送给老年人,以实现养老供给与养老需求适应性匹配的过程”(郭林、高姿姿,2022)。上述“功能分化论”和“资源供需视角”在育儿功能相关的理论探讨中亦有体现,如有研究将生育配套支持措施分为时间支持、经济支持和服务支持三个方面,强调其实施要以满足家庭需求为出发点(宋健,2022);亦有研究指出家庭照顾资源主要包括金钱、服务和时间,存在代际竞争,难以兼顾养老与养小(钟晓慧、彭铭刚,2022),学者进而建议通过审视家庭功能性资源的供需匹配情况,评估包括育儿在内的家庭功能(宋健等,2023:279-

289)。然而,既有研究目前还缺乏对上述观点的实证分析。

既有关于家庭结构与育儿功能的研究主要通过家庭成员的居住安排来理解家庭结构,在经济、服务和时间等维度上提供了一些零散的实证结论。研究显示,当前中国家庭投入了较多的育儿经济成本,普遍依赖祖辈等家庭成员提供育儿照料服务,主要通过牺牲母亲的有酬劳动时间和闲暇时间来增加育儿的时间投入。与此同时,家庭外部的公共服务支持有限,在经济、服务和时间等维度均存在覆盖面较窄、帮扶力度不足等问题,难以满足家庭的需求。由此可见,资源供需不匹配已成为当前中国家庭育儿的突出问题。在家庭转变进程中,家庭成员的居住安排日益多元,基于家庭户概念以“核心—主干—扩大”为标志的静态家庭结构分类无法准确回应育儿的复杂性,需要结合育龄家庭发挥育儿功能的现实基础和家庭居住安排的动态变化,综合家庭规模与家庭关系等家庭情境,全面系统地审视家庭结构与育儿功能的关系。

总体来看,育儿功能作为家庭功能的重要组成部分,其相关研究还有待深入开展。本研究的贡献体现在以下三个方面:首先,以“育龄家庭”而非常用的个体或一般家庭为分析单位,以育儿需求满足为导向,聚焦于育龄家庭生育潜力实现的可能性;其次,基于功能分化论和资源供需视角,从经济、服务和时间三个维度界定和测量育龄家庭的育儿功能,比较育儿需求与育儿资源的匹配情况,揭示育儿功能在总体及不同维度上的发挥情况;最后,关注家庭居住形态的多样化和流动性,动态分类家庭结构,实证分析不同结构的家庭中育儿功能的表现,以及家庭情境对家庭结构与育儿功能关系的影响。

二、文献综述与研究假设

(一)家庭育儿功能相关研究

“家庭功能”概念自20世纪70年代提出以来,衍生出诸多定义,但研究者一般基于结果取向和过程取向两种理论,分别根据家庭的具体特征和家庭完成的任务来对“家庭功能”予以界定(方晓义等,2004)。育儿与养老共同构成家庭功能的核心部分,分别反映家庭系统对孩子和老人生存发展的积极作用。相较于丰富的家庭养老功能研究,学界目前对家庭育儿功能的研究特别是实证研究还较为匮乏,对家庭育儿功能缺少统一的界定和测量。有学者通过有无家庭成员专门对子女进行照料来测量育儿功能(陶霞飞,2022);还有学者认为育儿功能

应当包含儿童照料、经济支持、家庭教育、亲子关系培育四个维度,但未对相关测量指标进行明确量化(宋健等,2023:234-235)。

综合家庭养老功能研究框架和生育配套支持措施的划分维度,本文基于资源供需视角,从经济、服务和时间三个维度梳理家庭育儿功能的相关研究。其中,经济维度主要指育儿成本。研究发现,当前中国家庭面临包括生育、养育、教育成本在内的高昂的育儿成本,特别是3岁以下婴幼儿的养育及照料成本居高不下(刘娜等,2021;樊林峰,2023)。尽管国家持续推进包括生育保险、育儿津贴、税收减免等在内的生育相关支持政策,但政策覆盖面窄、支持力度小,对家庭的经济支持相较于需求仍存在较大的缺口(庄渝霞,2019;杨晓雯、马洪范,2023)。

服务维度主要指照护资源。中国儿童的照护资源主要由家庭亲属网络提供,母亲、父亲和祖辈等家庭成员分别承担不同的抚育角色(肖索未,2014)。在这一过程中,夫、妻双系家庭共同提供支持,不断整合家庭资源,以实现核心家庭的抚育功能(汪永涛,2020)。然而,祖辈照料虽能减轻儿童照护负担,但可能对祖父母自身健康(何庆红等,2021;贺光烨、王安迪,2024)及儿童发展(殷俊等,2023)产生负面影响。因而,家庭对来自外部的托育照护服务需求较大。由于长期以来公共照护服务缺失,中国约80%的父母需要育儿支持服务,却只有不到30%可以获得相关服务(Han et al.,2023),供需矛盾突出。

时间维度主要指育儿时间。养育子女作为时间密集型活动,会增加家庭成员的无酬劳动时间,减少有酬劳动时间和闲暇时间。一般而言,在家庭中母亲承担主要照料责任,祖父母分担部分责任并进行时间投入(郑真真,2017;钟森丽,2022:40)。在时间资源紧张的情况下,公众普遍对带薪育儿假期有需求(李志云、杨华磊,2024),但育儿假相关政策落地实施还存在很多困难(陈红、米红,2023)。

既有研究对本文的启示是:家庭育儿资源可能既来自家庭亲属网络,也来自公共领域。结合家庭整体的育儿需求,我们可判断家庭育儿功能的发挥情况。

(二)家庭结构与育儿功能的关系

影响家庭功能的因素包括家庭结构、家庭的社会经济地位、家庭成员关系、家庭发展阶段、家庭生活事件等(Lavee & Olson,1991;方晓义等,2004;Peltz et al.,2021)。其中,家庭结构与家庭系统中的其他要素(如家庭规模和家庭关系)及家庭生命周期相关事件具有紧密联系(如教育、结婚、退休等事件均会导致家庭结构变动),直接影响家庭成员的角色分工与互动方式,从而在很大程度上决定了家庭功能的发挥情况(高侠丽、侯春在,2008)。同时,在结构功能主义

的研究传统中,家庭结构对家庭功能的影响尤为突出。家庭作为微缩的社会系统,其内部各基本要素有序联系,并对系统整体运行发挥各自的作用。因此,本文聚焦于家庭结构与育儿功能的关系。家庭结构是由家庭中成员规模及相互关系和居住模式所决定的家庭外在表现形式(宋健、张晓倩,2021)。居住安排是界定家庭结构的最主要方式,如可以根据居住安排将家庭分类为核心家庭、主干家庭、联合家庭等。我们可通过家庭结构状态对家庭功能加以分析(王跃生,2008)。

关于家庭结构与育儿功能的关系,既有文献主要有两类观点。第一类观点认为,中国家庭居住安排的离散化必然导致育儿功能的脆弱性。因为根据家庭现代化理论,家庭结构变化与功能变化具有一致性。家庭结构的小型化、离散化对家庭功能的发挥会产生严重影响,导致家庭成员间亲情式微,育儿功能弱化(李磊等,2022;朱潇俏、吕红平,2024)。第二类观点则认为,家庭结构与育儿功能之间的关系取决于家庭的界定与成员互动模式,如个体家庭和直系组家庭的育儿功能就有所不同(王跃生,2016)。在转型期的中国,家庭结构虽在居住安排上表现出“形式核心化”,但实质上不同于西方核心家庭的“功能核心化”(沈奕斐,2010:16),家庭成员依然保持密切的经济生活互动与情感交流,核心家庭功能网络化的特点使资源在家庭间得以流动,抵抗了育儿功能的消解(马春华等,2011;彭希哲、胡湛,2015)。即使家庭成员分居,祖辈仍可能为孙辈提供照料,如在城市家庭中普遍存在代际合作育儿现象,育儿责任在“严母慈祖”的模式下由家人分工完成(肖索未,2014),并因“距离产生美”而提升家庭整体育儿福祉(贾志科、薛杉杉,2024)。此外,家庭居住安排呈现多元流动的特点。例如,一些核心家庭在面对儿童照料资源不足的情况时,选择临时与父母同住,形成合作育儿型临时主干家庭,主动整合育儿资源(王美华,2023)。

本研究认同第二类观点,因为这一类观点更全面地反映了家庭结构及家庭育儿功能的复杂性和多样性。随着中国城镇化和现代化进程的加快,家庭成员的迁移流动和离散化居住成为常态,但家庭成员互助的传统以及交通和通信的便捷发达使得家庭成员间仍能保持比较密切的联系,遇到问题时会快速响应,调配整合各方资源,如通过灵活性的居住样态(父母入住子女家或子女暂住父母家等),协力应对家庭不同生命周期阶段可能遇到的挑战,满足育儿、养老等需求。因此,家庭育儿功能的发挥并不是家庭结构的自然产物,而是家庭成员通过互动和资源整合所实现的动态过程,家庭结构与育儿功能之间不是简单的线性对应关系。在这种背景下,家庭育儿功能的发挥并不受居住安排离散化的直接影响,而是取决于家庭资源整合能否满足育儿需求。现实中家庭居住安排形式

灵活多变,我们不再依据传统静态的结构分类方法将家庭区分为核心家庭、主干家庭等,而是关注夫妻原生家庭父母的居住方式,构造家庭动态结构类型,将那些代际成员间存在同住关系的家庭视为“紧密式结构”,将代际成员一直不同住的家庭视为“松散式结构”。本文认为前者更有利于家庭发挥育儿功能,因为这类家庭成员往来相对密切,更可能针对育儿需求进行有效的资源整合。由此,本文提出假设1。

假设1:不同结构家庭的育儿功能有所差异。相较于松散式结构家庭,紧密式结构家庭更有利于家庭育儿功能的发挥。

(三)不同家庭情境下家庭结构与育儿功能的关系

探讨家庭结构与育儿功能的关系,不能忽视家庭系统内其他要素的影响。家庭结构研究难以和婚姻、血缘、亲子与代际关系以及成员数量孤立开来(曾毅等,1992),需要考虑家庭成员包括谁、包含哪些家庭关系(张春泥、谢宇,2022)。在家庭情境中,我们主要考察家庭规模和家庭关系这两个基本要素,梳理既有研究中涉及的不同家庭情境下家庭结构与育儿功能之间关系的异质性。

家庭规模通常根据家庭成员数量计算,可反映家庭“量”的层面。家庭规模较大的多代同住家庭往往被视为支持育儿功能的理想蓝本(Martinez,2002)。当多代同堂的大家庭模式难以实现时,作为折中形式的主干家庭有祖辈帮助抚育第三代,其育儿功能的表现要优于核心家庭(马有才、沈崇麟,1986)。相较于同户共居的家庭成员数量,家庭内部具有亲缘关系的家庭成员数量更值得关注(张丽萍、王广州,2022),因为其更有助于判断家庭亲属网络资源的可及性。育龄夫妻的同胞数量也会对育儿功能产生影响,但研究结果存在差异。一类研究发现布莱克(Judith Blake)所提出的“资源稀释理论”(Blake,1981)在三代家庭中仍然适用,父母辈的同胞数量增加会使得子女获得的原生家庭的教育资源减少(王晓焘、徐迟,2022);另一类研究认为育龄夫妻的兄弟姐妹能够参与育儿合作,提供亲属照顾(Kiraly et al.,2020;Li & Qiu,2021),对育儿功能的发挥具有积极影响。总体上我们可以推论,家庭规模可能对家庭结构与育儿功能间的关系具有调节作用。

家庭关系体现了家庭成员在“家内”与“家际”的人际互动与情感联系(王跃生,2020),可反映家庭“质”的层面。中国的家庭概念具有伸缩性,关系范围随角色定位变化,这导致家庭关系网络边界具有不确定性(周飞舟,2021)。夫妻与子女所形成的三角关系被视为家庭基本关系。随着中国现代化的推进,这一基本三角关系逐渐扩展为双方原生家庭父母、夫妻和子女共同组成的“扩展家

庭三角关系”结构(张波、丁金宏,2023)。亲密的家庭关系有助于维持家庭结构,促进育儿功能的有效发挥。研究发现,在核心家庭中,良好的亲子关系有利于孩子社会行为健康发展(杨静慧,2023);在三代家庭中,良好的代际关系有利于育儿功能的发挥,如有研究发现,与成年子女关系更亲密的老年父母更可能为子女照料孙辈(陶涛等,2018)。此外,家庭内部夫妻双系的成员关系对育儿功能的影响也不尽相同。研究发现,妻系亲属通常比夫系亲属更积极地参与育儿,祖母倾向于优先照顾女儿的孩子而非儿子的孩子,尤其在父系社会中,妻系亲属的支持更为突出(Coall & Hertwig,2010;Daly & Perry,2019);相比之下,夫系亲属的育儿支持受到丈夫参与等条件影响,更偏向于发挥补充作用(Whitehead & Jonet,2022)。在家庭少子化的背景下,相较于传统的夫系家庭支持,妻系家庭支持在代际合作育儿中的贡献逐渐凸显(雒珊,2023)。在代际合作育儿的具体实践中,媳妇与婆婆的关系往往“亲密有距”,而母女共育的组合关系则显得更为积极(贾云乾,2023:2;陈佳、杜平,2023)。总体而言,良好的家庭关系有助于维持家庭结构,改善育儿功能;而相较于夫系关系,妻系关系对育儿功能的促进作用更显著。

综上,本文提出假设2和假设3来检验家庭情境的调节作用。

假设2:家庭规模对家庭结构与育儿功能间的关系具有调节作用。相较于小家庭,同样结构的大家庭更有利于育儿功能的发挥。

假设3:家庭关系对家庭结构与育儿功能间的关系具有调节作用。相较于偏夫系型关系,偏妻系型关系更有利于同样结构的家庭发挥育儿功能。

三、研究设计

(一)数据来源

本文的数据来源于中国人民大学课题组在2022年10月开展的“北京市家庭密集型育儿调查”,根据“在婚育龄女性—育龄夫妻—育龄家庭”的嵌套层次,通过在婚育龄女性识别其所属的育龄家庭。该调查采取分层、多阶段的概率比例抽样方法,选取北京市“城六区”(即东城区、西城区、朝阳区、丰台区、石景山区和海淀区)作为抽样地点。^①调查对象为在北京市居住了半年以上、出生于

^① 根据《北京统计年鉴2023》(北京市统计局、国家统计局北京调查总队编,2023)表3-4常住人口总量及人口密度(按地区分)(2022年)计算,“城六区”2022年的常住人口占北京市常住人口总数的比例为50.11%。

1972年11月至2002年10月(即调查时为20~49周岁)、在婚并育有一孩的女性。调查内容涉及受访者家庭成员的基本信息、育儿的多维需求与资源投入情况、育儿过程中家庭成员的角色认知和实践参与、家庭社会经济状况等方面,能够满足本研究的需要。

本研究的分析对象限定为北京市“城六区”的育龄家庭,调查有效样本为2000份。为了保证分析的有效性,本研究对样本进行了年龄和城区分布的加权。样本的地区和年龄结构分布与《北京统计年鉴2023》中北京市“城六区”常住人口的分布一致,具有较高的区域代表性。加权后的样本中,处于20~29岁的在婚育龄女性占总体的29.05%,30~39岁的占41.96%,40~49岁的占28.99%。

(二) 变量设定及其操作化

1. 因变量:育儿功能

本文基于资源供需视角将“家庭育儿功能”界定为“家庭成员通过投入、配置和整合家庭网络中的资源,以满足育儿需求的能力”,并根据资源和需求匹配情况对育儿功能进行测量。其中,“资源”指家庭拥有的能够支持育儿活动的各类物质和非物质资源,包括用于家庭日常支出、育儿经济储备、学前机构及培训辅导费用的经济资源,用于儿童照顾的服务资源,育儿中各类活动投入的时间资源。“需求”指家庭对各类育儿支持和服务的需求,包括育儿费用压力在内的直接和间接的经济支持需求,生育服务和育儿服务需求,育儿的时间压缩感、照顾孩子的时间压力等时间支持需求。问卷中共设计了18个相关问题。一般而言,供需匹配可从家庭系统内部或家庭系统内外结合两种视角来看,本文的资源供需涵盖家庭系统内外两方面,其中家庭系统内部强调家庭成员提供的资源与需求协调,家庭系统外部主要是指国家经由家庭实施的各类育儿支持与家庭育儿需求的匹配。

本文采用因子分析法(factor analysis)对育儿功能相关变量进行降维处理,以简化基本结构,减少多指标综合评价时的多重共线性问题,并提供客观权重。在兼顾理论解释性和数据结构的基础上,本文在育儿功能的资源和需求两方面各生成了3个因子,分别对应经济、服务和时间三个维度。^①根据公式(1),本文计算得到各维度因子的权重以及资源综合因子得分和需求综合因子得分,并利用极差

^① 因三个维度存在一定相关性,故对初始因子得分进行斜交旋转(选择逼近最大方差方法,允许因子相关)。资源因子分析的KMO值为0.682,需求因子分析的KMO值为0.679。支持使用因子分析的KMO值一般为0.7以上,我们结合其他指标,包括巴特利特(Bartlett)球形检验结果($P < 0.001$)和反映像相关矩阵检验结果(anti-image correlation coefficients),综合判断支持使用因子分析降维。

标准化方法将两个综合因子得分的取值范围转换为0~1。

$$Y_{\text{旋转}} = a_1^r f_1^r + \cdots + a_j^r f_j^r + \cdots + a_m^r f_m^r (j = 1, 2, \cdots, m) \quad (1)$$

其中 f_j^r 是旋转后的因子, a_j^r 是旋转后的因子 f_j^r 的方差贡献率, m 是旋转后的因子个数。

由旋转后的因子得分系数矩阵,可以得到各维度因子的计算公式,并结合综合因子得分计算公式,得到各个指标的权重。由于所有指标权重之和为1,将上述计算得到的指标权重除以各指标权重之和,即可得到最终的指标权重。公式(2)和公式(3)分别是资源综合因子和需求综合因子的关系式。

$$Y_{\text{资源综合因子}} = 0.329 Y_{\text{经济资源投入}} + 0.236 Y_{\text{服务资源投入}} + 0.435 Y_{\text{时间资源投入}} \quad (2)$$

$$Y_{\text{需求综合因子}} = 0.360 Y_{\text{经济需求}} + 0.343 Y_{\text{服务需求}} + 0.297 Y_{\text{时间需求}} \quad (3)$$

育儿功能通过两种操作化方式进行测量。其一,根据资源综合因子和需求综合因子各自的得分均值,按是否低于平均水平划分为多/少两类,两两组合后得到一个四分类变量,四个类别分别是“资源少需求少”“资源多需求少”“资源少需求多”“资源多需求多”。需要指出的是,育儿资源与需求的多或少仅反映某育龄家庭在所有育龄家庭中的相对位置,并不代表绝对意义上的多或少。因此,如果将“资源少需求少”视为低位均衡、“资源多需求多”视为高位均衡,二者均属于供需相对均衡的类型。其二,以需求满足为导向,将上述四分类变量简化为一个二分类变量,其中将“资源少需求多”视为育儿功能较差,赋值为0;其余3类赋值为1,将其视为育儿功能较好。从政策意义上来看,“资源少需求多”的育龄家庭存在育儿资源供给不足的风险,需要特别加以关注。

2. 自变量:家庭结构

本文借鉴“扩展家庭三角关系”概念,从育儿需求出发,将子/女视为家庭支点,将育龄夫妻和双方原生家庭父母分别视为育儿资源的主要提供者和补充提供者,整合夫、妻双系来涵盖主要家庭成员(见图1),并对家庭结构进行操作化。

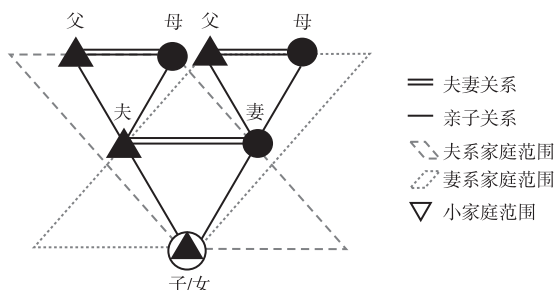


图1 基于育儿需求双系整合的家庭成员

家庭结构表现为主要家庭成员在空间上的居住形态,可分为“一直不同住”“偶尔同住”“大部分时间同住”“一直同住”四种形态。本文的数据默认育龄夫妻及其子/女为“一直同住”,参考双方原生家庭父母的居住状况,我们将家庭结构分别操作化为一个二分类和一个三分类变量。在二分类变量中,双方原生家庭父母与育龄夫妻及其子/女经历过同住(包括“偶尔同住”“大部分时间同住”“一直同住”)的家庭被视为“紧密式结构”,赋值为1;“一直不同住”的情形被视为“松散式结构”,赋值为0。在三分类变量中,“松散式结构”保持不变,赋值为1;“紧密式结构”家庭被拆分为“灵活式结构”(“偶尔同住”)和“凝聚式结构”(“一直同住”和“大部分时间同住”),分别赋值为2和3。

3. 调节变量:家庭规模和家庭关系

家庭规模和家庭关系是调节变量,亦可视为家庭结构影响育儿功能的家庭情境。本文所指的家庭规模并非一般意义上的家庭户规模,而是包含育龄夫妻、子女、双方原生家庭父母等主要家庭成员和育龄夫妻双方同胞等其他家庭成员在内的所有健在人数之和,涉及家庭发挥育儿功能的潜在人力资源。我们将家庭规模操作化为二分类变量,以育龄家庭主要成员的人数7人(见图1)作为分界线,区分为“大家庭”和“小家庭”,分别赋值为1和0。分界线的划分基于以下考虑:就当前中国家庭“祖父子”三代人而言,由于长寿化和少子化的双重现实,在不特别考虑祖辈是否健在或子代数量等细节时,“四二一”结构的7人家庭具有典型意义。7人以内的家庭大多是关系更为紧密的基础三代共存家庭,超过7人的家庭则多包含了“七大姑八大姨”等其他亲属关系。从数据分布来看,样本中多子女家庭占比较低,家庭规模为7人的比例为26.45%;无论核心家庭子女数量如何,加入祖辈成员后,家庭规模仍以7人为界区分较为清晰。有65%的育龄家庭的家庭规模在7人以上,这反映了社会经济发展、医疗水平提升、人均寿命延长等现代性因素的影响,也体现了祖辈普遍生育多子女的情况,说明当前育龄家庭的潜在人力资源仍然相对丰富,超出家庭户口径下“三口之家”的想象。

本文在分析家庭关系时主要考虑双方父母家庭与“夫—妻—子/女”核心家庭的关系。由于通常妻子更多承担家庭中的育儿责任,问卷使用李克特五点计量量表询问了育龄夫妻中的妻子与其他各家庭成员之间的关系亲密度,选项1到5分别对应“非常不亲近”“比较亲近”“一般”“比较亲近”“非常亲近”,得分越大说明关系越亲密。据此,本研究先分别生成“妻系家庭关系亲密度”(与妻子的父母的关系亲密度的均值)和“夫系家庭关系亲密度”(与丈夫的父母的关系亲密度的均值)两个变量;再通过比较二者的大小,生成家庭关系变量,将其操作化为“偏夫系型”(妻系家庭关系亲密度 < 夫系家庭关

系亲密度,赋值为1)、“偏妻系型”(妻系家庭关系亲密度 > 夫系家庭关系亲密度,赋值为2)和“双系型”(妻系家庭关系亲密度 = 夫系家庭关系亲密度,赋值为3)三个类别。

4. 控制变量

参考既有研究结果,在设置控制变量时本文主要考虑育龄夫妻及其子女的社会人口学特征变量。子女变量包括当前教育阶段(0 = 学前教育,1 = 小学及以上)、性别(0 = 女,1 = 男)、户口性质(0 = 农业,1 = 非农业);育龄夫妻变量包括社会经济地位(1 = 下层,2 = 中层,3 = 上层)、净财富、^①本段婚姻持续时间、户口性质(1 = 双农,2 = 一农一非,3 = 双非农)、流动状况(1 = 双流动,2 = 一流一非,3 = 双非流动)、平均年龄和民族状况(0 = 不同民族,1 = 相同民族)。

其中,育龄夫妻社会经济地位变量包含收入、教育和职业三个维度的信息,是一个复合指标。本研究利用主成分因子法(principal component factoring)对夫妻双方的个人年收入、受教育程度和职业状况这六个变量进行降维,以精简控制变量个数,使模型更为简约化,也由此将夫妻个人层次的变量整合成夫妻整体的社会经济地位情况。本研究保留特征根大于1的三个主成分,依次对应收入、教育和职业三个维度,这三者对原始变量组合方差的解释度达到86.90%。提取因子后,我们选择逼近最大方差斜交旋转方法(procrustes variance maximum-oblique rotation,简称promax)(允许收入、教育和职业之间相关),以旋转后各因子的方差贡献率作为权重,计算得到综合得分。我们对综合得分使用“均值 ± 标准差”的统计方法,将取值低于“均值 - 标准差”的类别划为下层,位于“均值 - 标准差”和“均值 + 标准差”之间的类别划为中层,高于“均值 + 标准差”的类别划为上层。变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 变量的描述性统计结果 N = 2000

变量	类别	均值/百分比
因变量		
总体育儿功能(%)	较差	31.49
	较好	68.51
经济维度(%)	较差	32.54
	较好	67.46
服务维度(%)	较差	8.55
	较好	91.45

^① 净财富是指去除负债和贷款后的净资产。该变量综合测量了家庭收支,能够更准确地反映家庭财务状况。这一指标不同于常用的家庭收入(流量指标)等变量,是一个累积存量指标,衡量包含住房与股票等在内的家庭财富。本研究中夫妻净财富的分类综合考虑了北京市育龄家庭的实际财务状况和调查样本的分布特征。

续表 1

变量	类别	均值/百分比
时间维度(%)	较差	29.15
	较好	70.85
自变量		
二分类家庭结构(%)	松散式	43.40
	紧密式	56.60
三分类家庭结构(%)	松散式	43.40
	灵活式	52.85
	凝聚式	3.75
调节变量		
家庭规模(%)	小家庭	35.00
	大家庭	65.00
家庭关系(%)	偏夫系型	13.35
	偏妻系型	55.75
	双系型	30.90
控制变量		
子女当前教育阶段(%)	学前教育	53.85
	小学及以上	46.15
子女性别(%)	女	51.50
	男	48.50
子女户口性质(%)	农业户口	31.40
	非农业户口	68.60
育龄夫妻社会经济地位(%)	下层	14.94
	中层	72.80
	上层	12.25
育龄夫妻净财富(%)	0~50万元	18.05
	50万~200万元	66.40
	200万元及以上	15.55
育龄夫妻户口性质(%)	双农	12.50
	一农一非	6.70
	双非农	80.80
育龄夫妻流动状况(%)	双流动	7.70
	一流一非	42.50
	双非流动	49.80
育龄夫妻民族状况(%)	不同民族	3.15
	相同民族	96.85
育龄夫妻本段婚姻持续时间(年)	均值 ± 标准差	9.71 ± 6.74
育龄夫妻平均年龄(岁)	均值 ± 标准差	34.79 ± 6.76

(三) 研究方法

本文采用定量分析方法,首先描述不同家庭结构中及家庭情境下的育儿功能现状,然后运用回归模型分析家庭结构对育儿功能的影响。具体而言,以总体育儿功能及单一经济、服务或时间维度的育儿功能(二分类变量)作为因变量,家庭结构(二分类及三分类变量)作为自变量,构建二分类 logistic 回归模型:

$$\text{Logit}(P) = \ln \frac{P}{1-P} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_n x_n \quad (4)$$

为了更好地报告概率而非事件发生几率,以及在非线性模型之间进行比较,研究将二分类 logistic 回归模型的系数转换为平均边际效应(average marginal effect,简称 AME),即自变量变化一个单位时,育儿功能表现较好的概率的平均变化水平:

$$\text{AME}_{x_k} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \eta(x_k = \text{end}_i, x = x_i) - \eta(x_k = \text{start}_i, x = x_i) \quad (5)$$

最后,本研究分析了不同家庭情境下家庭结构对育儿功能的影响。因变量 Y 为总体育儿功能及经济、服务或时间维度的育儿功能(二分类变量),核心自变量 D 为家庭结构(二分类变量),调节变量 M_1 、 M_2 分别为家庭规模(二分类变量)和家庭关系(三分类变量)。由于二分类 logistic 回归模型属于非线性模型,不能使用交互项系数及其统计量来检验调节效应(Breen et al.,2018),因而我们使用平均边际效应来检验平均而言调节效应的大小和显著性,并通过平均边际效应的二阶差异(second difference)来确定调节效应是否显著(Mize,2019)。

四、实证分析结果

(一) 中国育龄家庭的育儿功能现状

首先,本文在总体上考察育龄家庭的育儿功能现状,研究发现总体育儿功能较好家庭的比例较高(见表1),但资源供需相匹配的家庭不足一半,“资源少需求多”的家庭比例高达31.49%(见表2),这表明近三分之一的育龄家庭存在育儿资源供给不足的风险。

其次,在区分经济、服务和时间维度之后,研究发现各维度的家庭育儿功能情况不尽相同。经济维度育儿功能较好的家庭比例最低,仅有67.46%,服务维度和时间维度的相应比例分别为91.45%和70.85%(见表1)。经济维度“资源少需求多”的育龄家庭比例最高,反映出家庭经济维度的育儿功能最差。三个

维度育儿功能从好到差排序依次是服务维度、时间维度和经济维度,说明经济资源供给不足是育龄家庭育儿的突出问题。

表2 资源供需视角下四分类育儿功能的分布 N = 2000

维度	类别	百分比(%)	95% 置信区间下限(%)	95% 置信区间上限(%)
总体	资源少需求少	22.40	20.63	24.28
	资源多需求少	25.55	23.69	27.51
	资源少需求多	31.49	29.49	33.57
	资源多需求多	20.55	18.83	22.38
经济维度	资源少需求少	25.40	23.54	27.36
	资源多需求少	24.41	22.57	26.34
	资源少需求多	32.54	30.52	34.63
	资源多需求多	17.65	16.04	19.39
服务维度	资源少需求少	5.95	4.99	7.08
	资源多需求少	36.20	34.12	38.33
	资源少需求多	8.55	7.40	9.86
	资源多需求多	49.30	47.11	51.49
时间维度	资源少需求少	24.10	22.28	26.03
	资源多需求少	20.95	19.22	22.79
	资源少需求多	29.15	27.19	31.18
	资源多需求多	25.80	23.93	27.77

(二) 家庭结构对育儿功能的影响

交叉分析的结果显示,使用二分类育儿功能变量时,样本中紧密式结构的育龄家庭育儿功能总体较好的比例更高,达到 70.85%,松散式结构家庭的相应比例为 65.44%。分维度来看,在经济维度和服务维度,紧密式结构家庭育儿功能较好的比例明显更高,比松散式结构家庭的相应比例分别高 9.26 个和 5.65 个百分点。在时间维度上,紧密式结构家庭育儿功能较好的比例比松散式结构家庭低 2.86 个百分点。

控制其他变量后,研究采用回归分析方法探究育儿功能是否因家庭结构而异,结果显示(见表3),家庭的育儿功能会受到家庭结构的影响,且在不同维度上存在差异。^① 总体而言,相较于松散式结构家庭,紧密式结构家庭育儿功能较好的概率显著更高($P < 0.01$),平均高了 6.3%。假设 1 得到验证。

^① 除了使用伪 R^2 (Pseudo R-squared) 指标衡量回归模型的拟合优度外,我们还尝试了 AIC (Akaike 信息准则) 和 BIC (贝叶斯信息准则)、Hosmer-Lemeshow 检验、ROC 曲线与 AUC 值、分类准确率等其他拟合优度指标,全面评估本文模型的表现,结果均显示模型在解释家庭结构对育儿功能的影响方面具有显著性。后续模型的相关检验与此相同。

分维度来看,相较于松散式结构家庭,紧密式结构家庭在经济维度和服务维度育儿功能较好的概率均显著更高,分别平均高了9.0%和5.7%。这说明对于居住安排逐渐多样化的中国育龄家庭而言,彼此的责任感使得家人在育儿过程中依然有机会发挥积极作用,必要时可灵活采取同住形式来满足育儿需求,保障育儿功能的正常发挥。相较于成员一直不同住的松散式结构家庭,成员间以不同形式同住的紧密式结构家庭更有利于育儿功能的发挥,特别是在经济维度和服务维度。这一发现指出了家庭结构与育儿功能之间多样的、动态的关联,为后续研究提供了深入理解当代育龄家庭的育儿功能的动态视角。家庭结构与时间维度的育儿功能之间的关系在统计上不显著($P > 0.1$),这反映出时间维度的育儿功能可能更多取决于家庭结构之外的因素。

此外,控制变量的结果显示,子女当前教育阶段、育龄夫妻的社会经济地位、净财富、本段婚姻持续时间、夫妻的户口性质、流动状况、平均年龄、民族状况等因素也对总体或不同维度的育儿功能发挥具有显著影响。

表3 家庭结构(二分类)对各维度育儿功能的影响(AME) N = 2000

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	总体	经济维度	服务维度	时间维度
家庭结构(参照组:松散式)				
紧密式	0.063 ** (0.020)	0.090 *** (0.021)	0.057 *** (0.013)	-0.022 (0.019)
子女当前教育阶段(参照组:学前教育)				
小学及以上	0.222 *** (0.038)	-0.020 (0.037)	0.124 *** (0.031)	0.236 *** (0.039)
子女性别(参照组:女)				
男	-0.031 (0.020)	-0.015 (0.020)	0.002 (0.012)	0.002 (0.019)
子女户口性质(参照组:农业户口)				
非农业户口	0.016 (0.022)	0.021 (0.023)	0.017 (0.014)	0.012 (0.021)
育龄夫妻社会经济地位(参照组:下层)				
中层	0.031 (0.031)	0.115 *** (0.033)	0.015 (0.019)	0.023 (0.030)
上层	0.151 *** (0.039)	0.319 *** (0.039)	-0.029 (0.029)	0.086 * (0.039)
育龄夫妻净财富(参照组:0~50万元)				
50万~200万元	0.017 (0.027)	0.031 (0.028)	0.024 (0.017)	0.033 (0.026)
200万元及以上	0.030 (0.036)	0.076 * (0.037)	-0.018 (0.025)	0.028 (0.036)

续表 3

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	总体	经济维度	服务维度	时间维度
育龄夫妻本段婚姻持续时间	0.015 ** (0.005)	0.006 (0.005)	0.002 (0.003)	0.019 *** (0.005)
育龄夫妻户口性质(参照组:双农)				
一农一非	0.168 *** (0.047)	0.176 *** (0.047)	0.010 (0.030)	0.081 + (0.042)
双非农	0.166 *** (0.032)	0.121 *** (0.034)	0.001 (0.019)	0.041 (0.029)
育龄夫妻流动状况(参照组:双流动)				
一流一非	0.066 (0.041)	0.100 * (0.043)	-0.014 (0.025)	0.008 (0.038)
双非流动	0.112 ** (0.041)	0.137 ** (0.044)	-0.010 (0.024)	0.032 (0.037)
育龄夫妻平均年龄	-0.014 *** (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.006 ** (0.002)	-0.009 * (0.004)
育龄夫妻民族状况(参照组:不同民族)				
相同民族	-0.086 (0.053)	-0.115 * (0.057)	-0.049 + (0.027)	-0.008 (0.055)
伪 R^2	0.098	0.064	0.081	0.138

注:(1)表中报告平均边际效应值(AME),括号内报告标准误。(2) + $P < 0.10$, * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。

接下来,本文采用三分类口径的家庭结构变量进行更深入的观察。交叉分析结果显示,在样本各类结构的育龄家庭中育儿功能总体较好的比例从高到低排序依次是:灵活式结构(71.43%)、松散式结构(65.44%)、凝聚式结构(62.67%)。分维度来看,在经济维度和服务维度,家庭育儿功能较好的比例最高的是凝聚式结构,分别达到74.67%和94.67%;最低的是松散式结构,分别为62.21%和88.25%;灵活式结构的相应比例分别为71.24%和93.85%。在时间维度,松散式结构家庭中育儿功能较好的比例为72.47%,明显高于灵活式结构的71.05%和凝聚式结构的49.33%。

控制其他变量后,结果显示家庭的育儿功能受到家庭结构的显著影响,且在不同维度存在差异(见表4)。总体而言,相较于松散式结构家庭,灵活式结构家庭育儿功能较好的概率平均高了6.4%($P < 0.01$)。分维度来看,相较于松散式结构家庭,凝聚式结构家庭和灵活式结构家庭在经济维度和服务维度上育儿功能较好的概率均显著更高(凝聚式结构家庭分别平均高了14.6%和7.2%,灵活式结构家庭分别平均高了8.6%和5.5%);而在时间维度上,凝聚式结构家庭育

儿功能表现较好的概率有所下降($P < 0.01$),平均下降了 15.2%。

相较于二分类口径的家庭结构变量,三分类口径的家庭结构变量有助于进一步探索与双系父母同住的家庭内部的细致差异。其中,凝聚式结构家庭一方面在经济维度和服务维度的育儿功能上表现较好的概率更高,另一方面在时间维度的育儿功能上表现较好的概率更低,这表明这类家庭存在内在张力。代际间家庭成员长期同住易形成联结紧密且功能积极的支持网络,能够提供更多的育儿经济支持和照料服务,但共同生活过程中的频繁互动也易产生摩擦,反而可能影响育儿时间支持的有效性。与“亲密无间”的凝聚式结构家庭相比,“亲密有间”的灵活式结构家庭(偶尔同住)可以给家庭成员放松和喘息的机会,可能更有利于家庭育儿功能的发挥。

总体来看,家庭结构的效应在两种分类口径下的分析结果基本一致。考虑到后续分析中涉及不同家庭情境的调节效应,复杂的自变量分类方式会导致结果解释的复杂性,为了便于结果的清晰呈现,后续分析仅展示二分类口径(松散式 vs. 紧密式)的家庭结构作为自变量时对应的调节效应结果。

表 4 家庭结构(三分类)对各维度育儿功能的影响回归结果(AME) $N = 2000$

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	总体	经济维度	服务维度	时间维度
家庭结构(参照组:松散式)				
灵活式	0.064 ** (0.020)	0.086 *** (0.021)	0.055 *** (0.013)	-0.012 (0.019)
凝聚式	0.055 (0.045)	0.146 ** (0.051)	0.072 ** (0.025)	-0.152 ** (0.048)
控制变量	控制	控制	控制	控制
伪 R^2	0.098	0.065	0.081	0.141

注:(1) * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。(2)控制变量同表 3。

(三)家庭结构与育儿功能:家庭规模的调节作用

接下来,本文考察在不同家庭规模情境下,家庭结构与育儿功能之间的关系是否存在差异,实证分析结果如表 5 所示。其中,一阶差异呈现调节变量在两种结构的家庭中育儿功能较好的平均概率差异;二阶差异呈现一阶差异之间的比较及其统计检验结果,检验家庭规模的调节效应是否在统计上显著。

一阶差异显示,相较于小家庭,大家庭的育儿功能总体较好的概率更高,在紧密式结构家庭中统计显著($P < 0.05$)。分维度来看,在松散式结构家庭中,相

较于小家庭,大家庭的育儿功能在经济维度和服务维度表现较好的概率显著更高,分别高 10.2% ($P < 0.01$) 和 4.6% ($P < 0.05$),但在时间维度上的差异不显著 ($P > 0.05$);而在紧密式结构家庭中,相较于小家庭,大家庭的育儿功能在经济维度表现较好的概率提升了 5.7% ($P < 0.10$),在服务维度表现较好的概率显著提升了 4.0% ($P < 0.05$),在时间维度上的差异不显著 ($P > 0.05$)。二阶差异的结果表明,家庭结构与育儿功能之间的关系并未因家庭规模的大小而发生显著变化,家庭规模的调节效应在统计上不显著。假设 2 未得到验证。

表 5 家庭规模对家庭结构与育儿功能关系的调节效应 (AME) N = 2000

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	总体	经济维度	服务维度	时间维度
	大家庭 - 小家庭	大家庭 - 小家庭	大家庭 - 小家庭	大家庭 - 小家庭
一阶差异 (FD)				
松散式结构 (FD1)	0.003 (0.031)	0.102 ** (0.032)	0.046 * (0.022)	-0.012 (0.029)
紧密式结构 (FD2)	0.060 * (0.031)	0.057 + (0.033)	0.040 * (0.019)	-0.044 (0.028)
二阶差异 (SD)				
FD2 - FD1	0.057 (0.043)	-0.045 (0.045)	-0.006 (0.028)	-0.032 (0.040)
控制变量	控制	控制	控制	控制

注:(1) * $P < 0.10$, * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。(2)“-”表示减号。(3)FD 代表一阶差异(first difference)。(4)SD 代表二阶差异(second difference),用于检验调节效应的显著性。(5)控制变量同表 3。

(四)家庭结构与育儿功能:家庭关系的调节作用

本文进一步考察家庭关系情境对家庭结构与育儿功能之间关系的调节作用,发现调节效应因家庭结构类型和育儿功能维度而异(见表 6)。一阶差异显示,对于松散式结构家庭而言,相较于偏夫系型家庭关系,偏妻系型和双系型家庭关系下育儿功能总体较好的概率分别平均提高了 10.4% 和 7.3%,其中偏妻系型关系的提升效应在统计上显著 ($P < 0.05$);在经济维度和服务维度,偏妻系型关系均表现出显著的提升效应 ($P < 0.05$),说明亲属关系的偏向性在资源获取方面具有关键作用。对于紧密式结构家庭而言,相较于偏夫系型家庭关系,偏妻系型和双系型家庭关系下育儿功能总体较好的概率都有所下降,但均在统计上不显著 ($P > 0.05$);在经济、服务和时间维度上,二者的负向影响也都在统计上不显著 ($P > 0.05$)。

二阶差异检验结果表明,家庭关系的调节效应在总体上以及在经济维度和服务维度上均统计显著 ($P < 0.05$),在时间维度仅达到边际显著水平 ($P <$

0.10)。综合而言,家庭结构对育儿功能的影响在不同家庭关系情境中并不相同,与家庭结构类型和育儿功能维度有关。在松散式结构家庭中,偏妻系型关系能显著提升育儿功能,特别是在经济维度和服务维度;而在紧密式结构家庭中,双系资源的相对易得性使家庭关系的调节效应较弱。假设3得到部分验证。

如何理解上述家庭关系的调节作用?检验结果表明,这一调节作用在松散式结构家庭中更为明显。虽然双系家庭父母与核心家庭成员一直不同住,但偏妻系型关系的育龄家庭在夫系亲属资源之外有可能获得来自妻系亲属的额外的育儿支持,特别是经济和服务资源方面的支持,从而能更有效地应对育儿挑战。相较而言,紧密式结构家庭更可能是以核心家庭为中心,在更大范围内获取双系资源,家庭关系的偏向性对资源流动的影响较弱,甚至可能因过度偏向某一系亲属而削弱资源协调效率。换言之,对于松散式结构的育龄家庭而言,与居住离散的亲属强化情感联系有助于强化家庭的育儿功能;而对于紧密式结构的育龄家庭而言,其本身就具备获取各方资源的可能性,与家庭关系情境反而关联较弱。

表6 家庭关系对家庭结构与育儿功能关系的调节效应(AME) N = 2000

	模型1 总体		模型1 经济维度		模型2 服务维度		模型3 时间维度	
	妻-夫	双-夫	妻-夫	双-夫	妻-夫	双-夫	妻-夫	双-夫
一阶差异(FD)								
松散式结构 (FD1)	0.104* (0.048)	0.073 (0.051)	0.106* (0.052)	0.024 (0.054)	0.072* (0.035)	-0.017 (0.038)	0.072 (0.047)	0.075 (0.049)
紧密式结构 (FD2)	-0.036 (0.036)	-0.046 (0.040)	-0.054 (0.038)	-0.018 (0.041)	-0.027 (0.018)	-0.030 (0.020)	-0.020 (0.037)	-0.049 (0.041)
二阶差异(SD)								
FD2 - FD1	-0.139* (0.060)	-0.119 (0.065)	-0.161* (0.065)	-0.042 (0.068)	-0.100** (0.039)	-0.013 (0.043)	-0.093 (0.060)	-0.124+ (0.064)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注:同表5。

(五) 稳健性检验

为确保结果的稳健性,本文还进行了如下检验:首先,调整家庭规模的操作化方式,除了将其作为两分类变量处理之外,还将其作为连续变量进行分析,发现置信区间存在大量交叠,意味着组间差异不显著。联合检验显著性结果依然表明调节效应的结果不显著。这表明无论以分类变量还是以连续变量对家庭规模进行测量,均不影响对其调节效应结果的判断。其次,通过调换交互项中两个变量的位置、改变参照项等方式重建模型之后发现,二阶差异结果的显著性均不变,这意味

着调节效应均未发生实质性变化。这说明本文报告的家庭结构与育儿功能的关系以及家庭规模和家庭关系等家庭情境的调节效应结果均具有稳健性。^①

五、总结与讨论

在低生育率的社会背景下,家庭被期待能够有效发挥育儿功能、适度提升生育水平,但迄今对家庭育儿功能的研究还较为匮乏。本文聚焦于现实中已实践育儿功能的育龄家庭,基于资源供需视角,结合不同的家庭情境实证分析家庭结构与育儿功能之间的关系。有别于既有研究中以家庭户为单位、以静态的居住安排为基础的“核心—主干—扩大”家庭结构类型,本文基于“扩展家庭三角关系”概念,根据夫妻双方原生家庭父母的居住状况对家庭结构进行动态分类,发现相较于代际间一直不同住的松散式结构家庭,紧密式结构家庭更有利于育儿功能的发挥。进一步的分析结果显示,与“亲密无间”的凝聚式结构家庭相比,“亲密有间”的灵活式结构家庭更有利于家庭育儿功能的发挥。这意味着尽管现代社会家庭居住方式日益多样化、离散化,但家庭成员之间的情感联系和分工协作仍相对稳定和积极,表现出“形散而神聚”的特征。家庭通过灵活调整其成员的居住安排,以多元的家庭形式进行合作育儿,保障家庭育儿功能的运转,体现为“亲人在,育儿帮助就在”,而非“亲人同住,育儿帮助才在”。

在不同的家庭情境下,家庭结构与育儿功能之间的关系有所差异。二者的关系虽然在总体上并未因家庭规模大小而发生显著变化,但对紧密式结构家庭而言,与小家庭相比,大家庭的育儿功能在总体上和服务维度较好的概率显著更高;对松散式结构家庭而言,大家庭的育儿功能在经济维度和服务维度较好的概率显著更高,这说明家庭规模优势有可能转化为育儿资源优势。家庭关系的调节效应因家庭结构类型和育儿功能维度而异。对松散式结构家庭而言,相较于偏夫系型家庭关系,偏妻系型家庭关系下育儿功能在总体上以及在经济维度和服务维度较好的概率显著更高,这说明通过与妻系亲属进行密切的情感交流可帮助家庭获取更多的育儿支持,验证了既有定性研究中所反映出来的妻系亲属关系的重要性。

本文的研究结果揭示出当前中国家庭制度存在强劲韧性。在家庭规模趋于

^① 限于篇幅,相关图表未在文中展示。

小型化、居住安排日益离散化的现代化进程中,育儿功能并未如家庭现代化理论所认为的那样走向弱化,而是在传统与现代的交错杂糅中以新的方式不断延续。育龄家庭成员通过整合双系资源、增强情感联结等一系列家庭策略保障了家庭内部育儿功能的正常运转。家庭的资源优势在大家庭中尤为突出,特别是妻系亲属网络正在发挥越来越大的作用。新家庭策略有助于抵御现代性带来的个体原子化风险,构筑起家庭成员亲密协作、双系成员共同抚育的家庭育儿功能堤坝。

研究同时反映出中国家庭的育儿资源存在供需矛盾。尽管家庭已经通过灵活性居住安排等弹性策略努力应对育儿挑战,但资源不足问题仍在经济维度凸显,因此社会资源的有效补充(如财政支持、公共育儿服务等)可以在家庭资源供给不足的情况下发挥重要的兜底作用。自2021年以来,国家实施生育支持政策以推动实现适度生育水平、促进人口长期均衡发展,生育支持已从顶层设计走向落地实施的关键阶段,能否精准施策关系到生育政策改革的成败及人口形势的未来走向。社会资源应向家庭倾斜,但是社会资源补充家庭资源的效果会受到政策设计和执行效率的影响。针对当前育龄家庭的育儿功能现状及在经济、服务和时间维度的资源供需匹配情况,国家可聚焦目标人群、着眼关键环节精准施策。第一,应加强对家庭的整体性支持,维护家庭制度韧性、保护家庭育儿功能。家庭成员是育儿责任的主要承担者,充分利用家庭资源将对生育保障起到事半功倍的效果,要吸取一些发达国家“去家庭化”后“再家庭化”的经验教训。第二,“减轻家庭生育、养育、教育负担”仍是重点任务。应通过采取财政、税收、保险、教育、住房、就业等一系列支持措施,整合政府部门和社会力量等多方资源,补充家庭经济资源的不足,加强对家庭育儿成本的调查和评估,动态调整政策措施。第三,应密切关注家庭变化,及时干预、未雨绸缪。家庭成员规模受出生队列影响,未来不一定能维持当前扩展家庭三角关系结构下“大家庭”为主导的局面,可能会影响照料人力资源的供给;家庭关系受个体化、现代化的影响也在发生着剧烈的变化,多代合作的家庭育儿实践能否延续,家庭向心力和凝聚力能否保持,都需要加强研判、及时应对。政府应通过实现家庭育儿功能在不同维度的资源供需均衡,促进家庭良性运转,推动实现“幼有所育”的目标。

本文在三个方面具有理论新意。一是本文综合家庭养老功能研究框架和生育配套支持措施的划分维度,构建家庭育儿资源供需框架,根据家庭调配整合资源以满足育儿需求的能力来界定家庭育儿功能,并区分经济、服务和时间三个维度全面分析家庭育儿功能,为家庭功能相关研究提供了参考框架和分析思路。二是通过借鉴“扩展家庭三角关系”概念和“家庭功能网络化”的观点,本文构造

家庭动态结构类型,并探讨其对育儿功能的影响,丰富了对家庭结构分类的认识。三是结合亲属网络研究,本文验证了妻系亲属关系在家庭育儿资源调配中的重要作用,为家庭关系的相关研究提供了实证依据。文章也有以下几点局限性。一是北京市“城六区”的经济、文化和社会背景具有特殊性,样本家庭在育儿资源投入和获得的政策支持方面与其他地区相比可能更具优势,因此育儿功能较好的家庭比例与其他地区相比可能更高,样本结果的外部推广需考虑地区差异带来的影响,未来需要全国性调查数据提供更多实证支持。二是本文只对已婚一孩育龄家庭的家庭结构与育儿功能相关情况进行了分析,这虽然有助于简化分析,排除了多子女因素对分析带来的干扰,但也在一定程度上限制了本文的研究结论对多子女育龄家庭的适用性。当前中国大多数家庭仍以一孩为主,促进二孩生育是生育支持政策的主要目标之一,因而本文的研究结论仍具有现实意义。随着二孩及三孩生育的增加,在有合适数据的情况下,研究者可对更广泛的育龄家庭开展更深入的研究,如探究子女数量以及性别组合对家庭育儿功能的发挥可能产生的不同影响等。三是由于学界尚缺乏对育儿功能的统一界定和测量,本研究借鉴养老功能的相关研究成果来构建测量体系仍属于探索性研究,更多是从相对水平而非绝对水平出发评估家庭的育儿功能,后续研究可尝试开发育儿功能测量指标体系及对应量表,深化相关研究。

参考文献:

- 北京市统计局、国家统计局北京调查总队编,2023,《北京统计年鉴2023》,北京:中国统计出版社。
- 陈红、米红,2023,《我国育儿假政策实施现状及影响因素研究——兼与相关国家的比较分析》,《人口与社会》第2期。
- 陈佳、杜平,2023,《城市家庭中祖辈权威资源与代际共育关系:兼论双系有别的复杂性》,《社会》第6期。
- 樊林峰,2023,《中国家庭育儿成本(1988—2018):基于边际成本法的货币支出》,《消费经济》第5期。
- 方晓义、徐洁、孙莉、张锦涛,2004,《家庭功能:理论、影响因素及其与青少年社会适应的关系》,《心理科学进展》第4期。
- 高侠丽、侯春在,2008,《家庭功能理论的研究进展》,《社会心理科学》第3—4期。
- 郭林、高姿姿,2022,《“老有所养”家庭支持政策体系的完善——基于“资源-服务”视域下的家庭养老功能》,《中国行政管理》第10期。
- 何庆红、谭远发、彭争呈,2021,《隔代照料对祖父母健康的影响——基于CHARLS数据的实证分析》,《人口与发展》第2期。
- 贺光烨、王安迪,2024,《隔代抚育与农村老年人的健康轨迹——性别差异的视角》,《社会学评论》第1期。
- 黄健元、常亚轻,2020,《家庭养老功能弱化了吗?——基于经济与服务的双重考察》,《社会保障评论》第2期。
- 贾云乾,2023,《亲密有距:农村育儿阶段中的婆媳关系研究——以晋南C村为例》,吉林大学哲学社会学院硕士学位论文。

- 贾志科、薛杉杉,2024,《同舟共济:家庭代际合作育儿的现实困境与优化路径》,《晋阳学刊》第2期。
- 李磊、莫森鑫、李连友,2022,《挤压、失衡与弥合:“一老一小”家庭照料功能的演变及重塑》,《学习与实践》第8期。
- 李志云、杨华磊,2024,《谁更支持带薪父母育儿假?——基于CGSS假期政策公众态度的实证研究》,《兰州学刊》第5期。
- 刘娜、李小瑛、颜璐,2021,《中国家庭育儿成本——基于等价尺度福利比较的测度》,《人口与经济》第1期。
- 雒珊,2023,《母系偏向的情感整合:转型期农村三代家庭生活实践的新趋向》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第2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。
- 马有才、沈崇麟,1986,《我国城市家庭结构类型变迁》,《社会学研究》第2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12期。
- 沈奕斐,2010,《个体化与家庭结构关系的重构》,复旦大学社会发展和公共政策学院博士学位论文。
- 宋健,2022,《完善三孩政策配套措施 减负赋能提振生育水平》,《中国青年报》3月29日。
- 宋健等,2023,《中国家庭转变研究:理论与实践》,北京:光明日报出版社。
- 宋健、陈文琪,2023,《低生育水平下中国育龄家庭的规模与变动》,《山东女子学院学报》第5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。
- 陶涛、刘雯莉、孙铭涛,2018,《代际交换、责任内化还是利他主义——隔代照料对老年人养老意愿的影响》,《人口研究》第5期。
- 陶霞飞,2022,《流动家庭的育儿、养老功能——基于家庭变迁的现代化和市场化双重视角》,《深圳社会科学》第1期。
- 汪永涛,2020,《转型期城市家庭的代际合作育儿》,《社会学评论》第2期。
- 王美华,2023,《家庭策略视角下合作育儿型临时主干家庭的形成机制与逻辑》,《社会建设》第3期。
- 王晓焘、徐迟,2022,《已婚独生子女家庭对孩子的教育投入:基于全国12城市的调查研究》,《教育学报》第3期。
- 王跃生,2008,《家庭结构转化和变动的理论分析——以中国农村的历史和现实经验为基础》,《社会科学》第7期。
- ,2016,《中国当代家庭、家户和家的“分”与“合”》,《中国社会科学》第4期。
- ,2020,《直系组家庭:当代家庭形态和代际关系分析的视角》,《中国社会科学》第1期。
- 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。
- 杨静慧,2023,《家庭结构对农村青少年外化问题行为的影响:亲子关系的中介效应》,《湖北社会科学》第3期。
- 杨晓雯、马洪范,2023,《构建生育友好型税收政策体系的比较研究》,《国际税收》第3期。
- 殷俊、张邹、段亚男,2023,《隔代关爱的“力量”:祖辈照料对早期儿童健康的影响分析》,《社会保障研究》第6期。
- 曾毅、李伟、梁志武,1992,《中国家庭结构的现状、区域差异及变动趋势》,《中国人口科学》第2期。
- 张波、丁金宏,2023,《家庭结构、代际关系与婚姻稳定性——费孝通“基本三角理论”的现代性扩展及其应用》,《浙江社会科学》第10期。
- 张春泥、谢宇,2022,《家庭结构变迁与社会分层(上篇):研究视角的融合》,《中华女子学院学报》第5期。
- 张丽萍、王广州,2022,《中国家庭结构变化及存在问题研究》,《社会发展研究》第2期。

- 郑真真,2017,《兼顾与分担:妇女育儿时间及家人影响》,《劳动经济研究》第5期。
- 钟森丽,2022,《中国城镇家庭的育儿时间成本》,内蒙古大学经济管理学院硕士学位论文。
- 钟晓慧、彭铭刚,2022,《养老还是养小:中国家庭照顾赤字下的代际分配》,《社会学研究》第4期。
- 周飞舟,2021,《分家和反馈模式》,《中华女子学院学报》第2期。
- 朱潇俏、吕红平,2024,《中国低生育率危机的伦理冲突及其应对》,《西北人口》第1期。
- 庄渝霞,2019,《生育保险待遇的覆盖面、影响因素及拓展对策——基于第三期中国妇女社会地位调查的实证分析》,《人口与发展》第5期。
- Blake, Judith 1981, "Family Size and the Quality of Children." *Demography* 18(4).
- Breen, Richard, Kristian Bernt Karlson & Anders Holm 2018, "Interpreting and Understanding Logits, Probits, and Other Nonlinear Probability Models." *Annual Review of Sociology* 44.
- Coall, David A. & Ralph Hertwig 2010, "Grandparental Investment: Past, Present, and Future." *Behavioral and Brain Sciences* 33(1).
- Daly, Martin & Gretchen Perry 2019, "Grandmaternal Childcare and Kinship Laterality. Is Rural Greece Exceptional?" *Evolution and Human Behavior* 40(4).
- Han, Jing, Yinjun Hao, Naixue Cui, Zhenhui Wang, Pingping Lyu & Lei Yue 2023, "Parenting and Parenting Resources Among Chinese Parents with Children Under Three Years of Age: Rural and Urban Differences." *BMC Primary Care* 24.
- Kiraly, Meredith, Cathy Humphreys & Margaret Kertesz 2020, "Unrecognized: Kinship Care by Young Aunts, Siblings and Other Young People." *Child & Family Social Work* 26(3).
- Lavee, Yoav & David H. Olson 1991, "Family Types and Response to Stress." *Journal of Marriage and the Family* 53(3).
- Li, Xun & Yu Qiu 2021, "Are More Children Better Than One? Evidence from a Lab Experiment of Decision Making." *China Economic Review* 69.
- Martinez, Iveris Luz 2002, "The Elder in the Cuban American Family: Making Sense of the Real and Ideal." *Journal of Comparative Family Studies* 33(3).
- Mize, Trenton D. 2019, "Best Practices for Estimating, Interpreting, and Presenting Nonlinear Interaction Effects." *Sociological Science* 6.
- Peltz, Jack S., Dev Crasta, Jennifer S. Daks & Ronald D. Rogge 2021, "Shocks to the System: The Influence of COVID-19-Related Stressors on Coparental and Family Functioning." *Developmental Psychology* 57(10).
- Whitehead, Ellen M. & Taryn N. Jonet 2022, "Are In-Laws Substituting or Supplementing? Mothers' Receipt of Support from Paternal Kin." *Family Relations* 72(4).

作者单位:中国人民大学人口与发展研究中心(宋健)
中国人民大学人口与健康学院(陈文琪)
责任编辑:胡舍之