



家庭结构如何影响青少年健康?

——家长参与和非认知能力的中介机制分析

杨磊 戴优升

摘要: 在健康中国战略背景下,厘清早期健康分化的作用机制意义重大。基于中国教育追踪调查 2013—2014 和 2014—2015 两期数据,利用多层线性模型(HLM)和增强逆概率加权模型(AIPW),考察家庭结构与青少年健康的统计关联并检验家长参与和非认知能力两类作用机制。其中,非认知能力是由行为经济学、人格心理学共同发展出的对应于认知能力的一个概念,旨在测量个体的态度、动机和个性特质。研究发现,家庭结构对青少年健康的影响存在异质性:与双亲同住的孩子相比,随母居和双亲缺位的青少年均表现出显著且稳健的健康劣势;排除可控的内生“干扰”因素之后,随父居对子女健康并无显著影响。家庭结构的“非完整性”通过形塑家长参与和非认知能力双重劣势间接作用于早期健康分化。多维度、高质量的家长参与可促进青少年健康成长,而针对非完整家庭儿童,应重视培育其非认知能力,将有助于消减早期健康不平等、提升全体儿童健康福祉。

关键词: 家庭结构;健康分化;家长参与;非认知能力

一、问题的提出

长期以来,学界对健康不平等的探讨多聚焦于一点,即揭示社会经济地位作为健康与疾病的主因素(fundamental causes)对成年期健康所形成的稳定而持久的影响及相应机制^①,而费罗拉(Ferraro)等人强调探究早期健康分化背后的逻辑与机制是理解成年期健康不平等问题的根源,有助于科学研究和医疗实践。^②

基金项目: 中央民族大学博士研究生自主科研资助项目“早期家庭背景、成年期社会经济地位与健康不平等——基于混合研究进阶”(BZKY2021023)。

作者简介: 杨磊,中央民族大学民族学与社会学学院副教授,主要研究方向为人口和健康社会学;戴优升(通讯作者),中央民族大学民族学与社会学学院博士研究生,主要研究方向为人口社会学。(北京 100081)

致谢: 中央民族大学社会学系陈心想教授、清华大学社会学系博士生李明在本文的写作过程中给予宝贵意见,深表感谢。文责自负。

^① Link, Bruce G., and Jo Phelan. Social Conditions as Fundamental Causes of Disease. *Journal of Health and Social Behavior*, 1995, (Extra Issue): 80–94.

^② Ferraro, Kenneth F., Markus H. Schafer, and Lindsay R. Wilkinson. Childhood Disadvantage and Health Problems in Middle and Later Life. *American Sociological Review*, 2016, 81(1): 107–133.

相较于西方对早期健康不平等及其生发机制研究的浓厚兴趣,国内对该问题的研究方兴未艾。^①理应看到,无论是从学理层面还是儿童青少年整体福祉提升的角度,对早期健康分化或健康不平等的关注都意义深远。首先,发端于儿童和青少年阶段的早期健康不仅对成年期健康不平等具有持续作用^②,而且作为人力资本的重要组成部分,健康的早期差异还影响到后续的阶层再生产^③,深刻影响着个体生命历程。其次,受各类结构性因素的影响,中国青少年的体质健康^④、社会心理发展状况^⑤已然呈现出较为明显的分化趋势,可能形成优/劣势累积效应持续影响成年期的健康表现。

早期健康的诸类影响因素中,家庭结构无疑占据重要的地位,并已有丰厚的文献积累。生态系统论就指出,青少年尚未脱嵌于原生家庭,家庭仍是影响孩子身心健康、人格心理、教育获得等诸类发展指标的最为近端的微观系统。^⑥而家庭结构作为家庭影响的重要一环,通过作用于青少年的家庭资源^⑦、父母教养^⑧等方面而影响其未来发展。但总体而言,国内此前的相关研究尚存在如下不足:一是多单独考察与家庭结构相关的两类问题,即父母外出和婚姻解体对青少年健康与发展的作用^⑨,鲜有将二者置于同一分析框架综合考察家庭结构之影响;二是缺乏较为深入的机制解析,家庭结构如何影响青少年健康仍不甚明朗;三是较多研究使用横截面数据,并未充分考虑到内生性问题带来的可能干扰。

鉴于此,本研究将采用中国教育追踪调查(China Education Panel Study, CEPS)这一具有全国代表性的微观数据,克服联立性偏误和选择性偏误两类内生性问题,以居住方式为切入点,考察四种相异的家庭结构对青少年健康的影响并具体分析两类中介机制。

二、文献回顾与研究假设

对当代中国社会家庭关系的一个重要研判是,家庭内的亲密关系由以夫妻为主轴向强调亲子关系转变,家庭资源、生活重心、情感关注等“恩向下流”,为代际亲密关系铺平了道路,从而迈向“下行式家庭主义”。^⑩随之而来的是每个家庭都卷入了围绕孩子成长而展开的育儿浪潮。家庭是孩子社会化的第一所学校,发挥

① 洪岩璧、刘精明:《早期健康与阶层再生产》,《社会学研究》,2019(1);孙祁祥、彭晓博:《早期环境、健康不平等与健康人力资本代际传递效应述评》,《中国高校社会科学》,2014(1)。

② Hayward, Mark D., and Bridget K. Gorman. The Long Arm of Childhood: The Influence of Early-Life Social Conditions on Men's Mortality. *Demography*, 2004, 41 (1): 87-107.

③ 洪岩璧、刘精明:《早期健康与阶层再生产》,《社会学研究》,2019(1)。

④ 马军:《中国儿童青少年主要健康问题及应对策略》,《中国学校卫生》,2015(6)。

⑤⑨ 吴愈晓、王鹏、杜思佳:《变迁中的中国家庭结构与青少年发展》,《中国社会科学》,2018(2)。

⑥ Bronfenbrenner, Urie. Ecology of the Family as a Context for Human Development: Research Perspectives. *Developmental Psychology*, 1986, 22 (6): 723-742.

⑦ McLanahan, Sara, and Christine Percheski. Family Structure and the Reproduction of Inequalities. *Annual Review of Sociology*, 2008, 34 (1): 257-276.

⑧ Waldfogel, Jane, Terry-Ann Craigie, and Jeanne Brooks-Gunn. Fragile Families and Child Wellbeing. *The Future of Children*, 2010, 20 (2): 87-112.

⑩ 阎云翔、杨雯琦:《社会自我主义:中国式亲密关系——中国北方农村的代际亲密关系与下行式家庭主义》,《探索与争鸣》,2017(7)。

着“生、养、教化”等诸类功能，虽然当前的家庭抚育结构呈现多样态的局面，家庭的部分功能也为社会化机构所替代，但传统的家庭形式对亲代、子代的强吸引力仍是最普遍的事实。^①费孝通曾指出子女的养育过程离不开父母双方的亲身参与并将之概括为“双系抚育”^②：父亲主要承担社会性抚育职责，母亲则司职于情感性抚育，双方遵循“男主外，女主内”的家庭性别分工体系和社会文化规制进行角色扮演，其教养实践具有相应的不同功能，二者互补共进。而当代家庭为求养育出“完美孩子”，对父母养育提出了新的时代要求，当下涌现出的“密集母职”^③现象即是例证。新近的育儿潮流更是呼吁“理想父职”^④以形成父母在场的家庭抚育结构与合理搭配的教养实践助推子女全方位发展。

在上述社会情境更迭、家庭形态嬗变的时代背景下，国内众多学者关注到了家庭结构的异质性对青少年群体健康和发展的影响，但多出于统计关联性的考量，乏于具体机制的解释。本部分基于过程性视角，着重回顾国内外学界关于具体作用机制的相关研究。

（一）家庭结构影响青少年健康的过程性视角

国外蔚为可观的经验研究探究了家庭结构是否以及如何作用于儿童青少年健康。而国内研究则侧重于检验留守造成的非完整家庭结构对青少年健康的影响，除了部分研究未发现二者的统计显著性外^⑤，绝大多数研究认为父母不同程度的缺席养育过程会显著造成子女自评健康^⑥、体质指数（BMI）^⑦、患病风险^⑧等多类健康劣势。仅有少量研究利用大样本微观数据，以居住模式为切入点考察整体视域下的家庭结构对青少年自评健康^⑨、社会心理^⑩等健康福祉带来的影响。综而观之，既有研究对家庭结构与青少年健康的关联达成了基本共识。^⑪

在机制探寻方面，麦克拉纳汉和波切斯基（McLanahan 和 Percheski）回顾了既有研究关于家庭结构与儿童发展、社会不平等再生产机制的考察，概括出两条影响路径^⑫，这对于本文有重要启发。限于篇幅，本文谨循其思路简要回溯家庭结构影响青少年健康分化的生发机制，并在下两节着重介绍本研究关注的两个过程性机制并提出相关的研究假设。

① 杨菊华、何绍华：《社会转型过程中家庭的变迁与延续》，《人口研究》，2014（2）。

② 费孝通：《乡土中国 生育制度》，北京：北京大学出版社，1998，第116-124页。

③ 金一虹、杨笛：《教育拼妈：家长主义的盛行与母职再造》，《南京社会科学》，2015（2）。

④ 郭戈：《0-3岁婴幼儿托育服务下的父职实践》，《中国青年研究》，2019（11）。

⑤ 孙文凯、王乙杰：《父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察》，《经济学（季刊）》，2016（3）。

⑥ 苏华山、吕文慧、黄姗姗：《父母外出对留守儿童健康的影响——来自中国家庭追踪调查的证据》，《经济科学》，2017（6）。

⑦ 丁继红、徐宁吟：《父母外出务工对留守儿童健康与教育的影响》，《人口研究》，2018（1）。

⑧ Dawson, Deborah A. Family Structure and Children's Health and Well-Being: Data from the 1988 National Health Interview Survey on Child Health. *Journal of Marriage and Family*, 1991, 53 (3): 573-584; 李强、臧文斌：《父母外出对留守儿童健康的影响》，《经济学（季刊）》，2011（1）。

⑨ 梁海祥：《居住方式对青少年健康的影响——基于中国教育追踪调查数据的实证研究》，《华中科技大学学报（社会科学版）》，2017（6）。

⑩ 吴愈晓、王鹏、杜思佳：《变迁中的中国家庭结构与青少年发展》，《中国社会科学》，2018（2）。

⑪ Dawson, Deborah A. Family Structure and Children's Health and Well-Being: Data from the 1988 National Health Interview Survey on Child Health. *Journal of Marriage and Family*, 1991, 53(3): 573-584.

⑫ McLanahan, Sara, and Christine Percheski. Family Structure and the Reproduction of Inequalities. *Annual Review of Sociology*, 2008, 34(1): 257-276.

一是家庭资源 (family resource), 包括物质资源、情感连带、社会资本、时间投入等多个维度。^①首先, 家庭结构与社会经济因素的纠缠与交织, 形塑着青少年保健的可及性。卫生保健一贯被认为是关联健康福祉的重要因素, 但非完整家庭中的孩子多困囿于经济资源、社会支持等方面的相对劣势, 获得特定的预防保健、医护资源的概率显著降低^②, 健康风险更高。其次是家庭内部社会资本解释机制。家庭内部社会资本测量的是亲子关系质量或者说代际关系的紧密性。^③史密斯 (Smith) 等人^④指出其中内嵌着“结构-过程 (structural-process)”的视角, 即父母的在场情况既涉及了家庭养育结构, 也包含亲子互动的过程性作用。就心理健康而言, 取径该解释路径的研究发现, 父母的结构性缺位^⑤和不良互动过程^⑥导致的家庭社会资本劣势均对青少年健康产生负向效应。最后是依恋理论。父母依恋、亲子情感连带是原初性的心理能量、社会支持资源, 也是家庭影响儿童发展的重要途径。鲍比 (Bowlby) 的依恋理论认为父母在儿童成长过程起着关键作用, 其研究发现婴幼儿期孕育的父母依恋情结及其心理影响会绵延至成人期。^⑦国内新近一项研究也发现儿童或青少年期因依恋中断产生的负向影响具有持续性效应, 影响个体成年期心理健康和幸福感。^⑧在该理论模型的影响下已产生了大量与家庭环境、亲子联结和健康促进相关的研究。^⑨

二是父母教养或教养方式 (parenting style)。不同家庭结构下的父母教养方式主要通过影响生活方式、行为模式、能力发展等途径作用于青少年健康。健康生活方式理论认为生活方式是影响个体健康的重要媒介^⑩, 具有一定的代际传递性。非完整家庭的孩子健康较差与其形成的不良生活方式有关——父母因对子女疏于管教使之产生健康损耗行为的概率增高, 如形成不健康的饮食习惯、缺乏锻炼、沾染烟酒等^⑪; 而双亲家庭的孩子按时吃早餐、每日摄取果蔬的频率则相对较高。^⑫另外, 父母教养方式往往与家长参与 (parental

① Waldfogel, Jane, Terry-Ann Craigie, and Jeanne Brooks-Gunn. Fragile Families and Child Wellbeing. The Future of Children, 2010, 20 (2): 87-112.

② Gorman, Bridget K., and Jennifer Braverman. Family Structure Differences in Health Care Utilization among U.S. Children. Social Science & Medicine, 2008, 67 (11): 1766-1775.

③ Coleman, James S. Social Capital in the Creation of Human Capital. American Journal of Sociology, 1988, 94: S95-S120.

④ Smith, Mark H., Lionel J. Beaulieu, and Ann Seraphine. Social Capital, Place of Residence and College Attendance. Rural Sociology, 1995, 60 (3): 363-380.

⑤ Wu, Qiaobing, Deping Lu, and Mi Kang. Social Capital and the Mental Health of Children in Rural China with Different Experiences of Parental Migration. Social Science & Medicine, 2015, 132: 270-277.

⑥ 杨磊、戴优升:《家庭社会资本、学校环境会影响青少年心理健康吗?——基于CEPS数据的实证分析》,《中国青年研究》,2019 (1)。

⑦ Bowlby, John. Attachment and Loss: Retrospect and Prospect. The American Journal of Orthopsychiatry, 1982, 52 (4): 664-678.

⑧ 姚远、张顺:《持久的心灵烙印: 留守时间如何影响青年早期的主观福祉》,《青年研究》,2018 (3)。

⑨ Pietromonaco, Paula R., Bert Uchino, and Christine Dunkel Schetter. Close Relationship Processes and Health: Implications of Attachment Theory for Health and Disease. Health Psychology, 2013, 32(5): 499-513.

⑩ Cockerham, William C. Health Lifestyle Theory and the Convergence of Agency and Structure. Journal of Health and Social Behavior, 2005, 46(1): 51-67.

⑪ 梁海祥:《居住方式对青少年健康的影响——基于中国教育追踪调查数据的实证研究》,《华中科技大学学报(社会科学版)》,2017 (6)。

⑫ Pearson, Natalie, et al. Parenting Styles, Family Structure and Adolescent Dietary Behavior. Public Health Nutrition, 2010, 13 (8): 1245-1253.

involvement)相联系。家长参与是指家长对孩子感兴趣,了解和愿意在日常沟通中发挥积极作用的程度^①,涉及包括亲子关系、教育期望、家长监督等在内的诸维度。许多研究业已发现家长参与和子女健康有显著的正向关联。^②家长参与不仅本身指涉教养实践(方式),而且后文的分析还表明其会间接影响青少年的行为模式、非认知能力等,而这些因素均是重要的健康预测变量。由此,本文提出如下假设:

假设1:家庭结构显著影响青少年群体的健康差异,和双亲同住的孩子相比,生活在非完整结构(即随父居、随母居、双亲缺位)的孩子健康状况更差。

(二) 家长参与和青少年健康

家长参与既是非物质性的社会支持资源,比如麦克尼尔(McNeal)就强调家长参与是一类重要的家庭社会资本,并通过“家长和孩子讨论学校发生的事情”“参加家校联合会”“督促孩子写作业”以及“主动联系老师”等参与事项来考量其对孩子的行为效益。^③同时,也深刻反映了父母的教养实践、育儿投入状况,不同的家庭结构往往引致家长参与的异质性,不管是父母缺席还是参与不足都会造成子女相应的资源流失,难以实现父母养育功能的效益最优化。

上述观点在关于青少年身心健康的相关研究中被印证。第一,家长参与对青少年的心理情绪健康产生显著影响。青少年处于情绪敏感阶段,即通常所说的“叛逆期”,家长的良性互动和妥当关心作为重要的社会支持资源,具有心理疏解效用。基于美国儿童追踪调查(National Survey of Children, NSC)数据的研究显示,父母参与的两个维度,即情感参与、行为参与对子女的心理健康、生活满意度和自尊感等多个指标均具有显著的正向影响。^④置于中国情境,与非留守儿童和随迁子女^⑤相比,留守儿童的心理健康更差。这与父母参与劣势及相伴而生的共情陪伴缺失机制相勾连:作为青少年成长道路中的“重要他人”(significant others),父母一方或双方不与子女同住客观上造成共情陪伴的缺失,情感宣泄、烦闷纾解受阻,青少年罹患抑郁症的概率增高,主观幸福感、自信心和人际交往意愿也显著较低。^⑥

第二,通过作用于健康促进行为、非认知能力等中间变量间接影响子女生理健康。家长参与对于儿童青少年的健康行为、健康素养具有重要的榜样作用。^⑦父母在子女健康行为模式习得中充当着模范角色,通过影响健康食物的选取、日常化的运动保健等健康惯习直接影响其身体健康(如对肥胖的控制)^⑧;子代健康生活方式这一具身化“健康资本”的积累也依赖于积极的家长参与,促进健康知识素养的代际传递。西

① Wong, Maria M. Perceptions of Parental Involvement and Autonomy Support: Their Relations with Self-Regulation, Academic Performance, Substance Use and Resilience among Adolescents. *North American Journal of Psychology*, 2008, 10 (3): 497-518.

②⑦ Perry, Cheryl L., et al. Parent Involvement with Children's Health Promotion: A One-Year Follow-up of the Minnesota Home Team. *Health Education Quarterly*, 1989, 16 (2): 171-180.

③ McNeal Jr, Ralph B. Parental Involvement as Social Capital: Differential Effectiveness on Science Achievement, Truancy, and Dropping Out. *Social Forces*, 1999, 78 (1): 117-144.

④ Wenk, Dee Ann, et al. The Influence of Parental Involvement on the Well-Being of Sons and Daughters. *Journal of Marriage and Family*, 1994, 56 (1): 229-234.

⑤ 柳建坤、何晓斌、贺光桦等:《父母参与、学校融入与农民工子女的心理健康——来自中国教育追踪调查的证据》,《中国青年研究》,2020(3)。

⑥ 魏东霞、湛新民:《共情陪伴与留守儿童精神健康——基于2010年中国家庭追踪调查的实证研究》,《世界经济文汇》,2018(5)。

⑧ Golan, Moria, et al. Parents as the Exclusive Agents of Change in the Treatment of Childhood Obesity. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 1998, 67 (6): 1130-1135.

方营养学的研究发现,相较于完整家庭,成长于单亲家庭的孩子更可能形成不健康的膳食模式^①,比如摄取高糖、高热量、油炸食品等,这与其身处的家庭结构,以及与之关联的家庭机能、父母健康行为、家庭社会经济地位形成复杂的关系。不仅如此,家庭结构不完整还通过家长参与剥夺机制——时间投入减少、情感连带削弱影响子代非认知能力获得,研究发现该能力的分化通常会导致成年期的健康分异。^②有关非认知能力的健康效应将在后文详述,在此便不赘言。

父母离异和外出等原因客观上造成不同程度上的家长参与缺失,不同的家庭结构可能导致青少年迈向迥异的健康发展轨迹。综上,本文提出:

假设2:家长参与对青少年健康有着显著的正向作用,并且家庭结构通过影响家长参与间接作用于孩子的健康状况。

(三) 非认知能力的健康促进效应

除了以上所涉及的因素外,经由不同家庭环境、家庭结构所孕生的个体能力差异也会影响青少年健康。其中,作为衡量个体能力的一个重要方面——非认知能力(non-cognitive skills)在近十余年来得到了广泛探讨。

所谓非认知能力,指的是除认知能力之外其余所有能力的总和,如人际交往、自我效能、未来导向等。^③人格心理学认为这是一种内在的人格特质和心理资本,故形象地称其为“软技能”。对非认知能力的关注源于劳动经济学关于能力的经济回报研究^④,学者们经过长期的实证探索,在传统人力资本理论框架基础上增加了非认知能力变量,最终形成了包含认知能力和非认知能力等在内的新人力资本理论,提高了模型的解释力。^⑤

在健康经济学研究领域,赫克曼(Heckman)率先认识到非认知能力与健康的理论关联性,强调非认知能力具有积极的健康效用,而非认知能力获得的差异可能会影响健康的群体分化。经济学、精神科学等多类学科的研究发现,包括认知能力、非认知能力在内的能力形成具有年龄界限,父母后天的过程干预(如人力资本投资)会对孩子的人力资本建构留下终生的刻痕——早期能力(认知能力、非认知能力和健康能力)较强的孩子在后期学习认知和非认知技能以及获得健康资本存量等方面效率更高。^⑥谭康荣和吴菲将上述理论命题概括为“赫克曼健康不平等”假说(Heckman hypothesis of health inequality),他们通过对比中国一些城市与香港特别行政区的数据发现,尽管有着不同的医疗卫生制度,但非认知能力显示出对居民健康的普

① Ambrosini, Gina L., et al. Adolescent Dietary Patterns Are Associated with Lifestyle and Family Psycho-Social Factors. *Public Health Nutrition*, 2009, 12 (10): 1807-1815.

② Tam, Tony, and Hania Fei Wu. Noncognitive Traits as Fundamental Causes of Health Inequality: Baseline Findings from Urban China. *Chinese Sociological Review*, 2013, 46 (2): 32-62.

③ Cunha, Flavio, and James J. Heckman. The Economics and Psychology of Inequality and Human Development. *Journal of the European Economic Association*, 2009, 7(2): 320-364.

④ Edwards, Richard C. Individual Traits and Organizational Incentives: What Makes a Good Worker?. *The Journal of Human Resources*, 1976, 11 (1): 51-68.

⑤ 周金燕:《人力资本内涵的扩展:非认知能力的经济价值和投资》,《北京大学教育评论》,2015(1)。

⑥ Heckman, James J. The Economics, Technology, and Neuroscience of Human Capability Formation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2007, 104(33): 13250.

适性回报效应。^①但因非认知能力的测量指标并不统一，国外的实证发现却并未形成共识：尽管多数研究表明非认知能力会带来健康增益或回报效应^②；但也有学者发现非认知能力与健康测量指标之间并不具有统计关联性。^③就此前的文献检索来看，国内关于非认知能力与青少年健康关系的系统研究尚付阙如，故需在中国情境下对相关假设进行实证检验。

个体的非认知能力并非先天获得的，而是一种习得性技能。早期教育（养）和家庭因素在培育过程发挥关键的作用^④——父母以及家庭环境深刻影响子女的非认知能力获得，能力强、参与意愿高的父母对孩子的技能培养具有可观的促进作用；相反，如果成长历程中遭遇过父母长期缺席，常常会导致青少年的非认知能力劣势。^⑤因而个体间的非认知能力差异可能在早期便已产生。^⑥家庭结构的差异可能会形成青少年的非认知能力获得的群际异质性，同时考虑到绝大多数研究揭示出非认知能力对青少年健康的促进作用，因此有理由认为家庭结构通过影响青少年非认知能力间接引发了健康分化。故本文提出如下假设：

假设3：非认知能力对青少年健康具有直接的正向影响，并且家庭结构通过影响非认知能力间接影响到青少年健康状况。

三、数据、变量与模型

（一）数据选用

本文使用的是由中国人民大学中国调查与数据中心负责设计实施的、具有全国代表性的“中国教育追踪调查”（China Education Panel Survey, CEPS）两期数据。其中2013—2014学年为基期，以七年级和九年级两个同期群为调查起点，以人口平均受教育水平和流动人口比例为分层变量从全国随机抽取了28个县级单位（县、区、市）作为调查点。调查的执行以学校为基础，在入选的县级单位随机抽取了112所学校、438个班级进行调查，被抽中班级的学生全体入样，共调查19 487名学生，其中7年级学生共10 279名。2014—2015学年仅对原七年级（现八年级）学生追访，成功追访9 449人。调查内容涉及学生的身心健康、非认知能力、亲子互动、家庭环境等丰富的信息，契合本研究主题。考虑到仅有约5%的缺失比例，本文将有缺失值的样本删去，最终纳入分析的样本量为9 013个。

① Tam, Tony, and Hania Fei Wu. Noncognitive Traits as Fundamental Causes of Health Inequality: Baseline Findings from Urban China. *Chinese Sociological Review*, 2013, 46 (2): 32–62.

② Fergusson, David M., Joseph M. Boden, and L. John Horwood. Childhood Self-Control and Adult Outcomes: Results From a 30-Year Longitudinal Study. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 2013, 52(7): 709–717; Murasko, Jason E. A Lifecourse Study on Education and Health: The Relationship between Childhood Psychosocial Resources and Outcomes in Adolescence and Young Adulthood. *Social Science Research*, 2007, 36(4): 1348–1370.

③ Kaestner, Robert, and Kevin Callison. Adolescent Cognitive and Noncognitive Correlates of Adult Health. *Journal of Human Capital*, 2011, 5(1): 29–69.

④ Gutman, Leslie Morrison, and Ingrid Schoon. The Impact of Non-Cognitive Skills on Outcomes for Young People. London: The Education Endowment Foundation, Research Report, 2013, p.1–59.

⑤ 侯玉娜：《父母外出务工对农村留守儿童发展的影响：基于倾向得分匹配方法的实证分析》，《教育与经济》，2015（1）。

⑥ Cunha, Flavio, and James J. Heckman. The Economics and Psychology of Inequality and Human Development. *Journal of the European Economic Association*, 2009, 7(2): 320–364.

（二）变量测量

家庭结构与青少年健康之间可能存在互为因果的联立性偏误^①，为克服该内生性问题，我们参照梁海祥^②的做法，将青少年现阶段的健康状况作为因变量，将其视作基期家庭结构差异所产生的结果。因此因变量来源于追访数据，而自变量、中介变量、控制变量均取自基期数据。从理论上讲，没有理由认为第二期的青少年健康状况会影响基期的家庭结构，从而构造出“基期家庭结构→追访健康”这一单向因果链。

本文以青少年学生的自评健康（self-rated health）测量其健康状况，作为因变量。该变量是综合反映个体心理和生理健康的指标。^③这是一个由“很不好”到“很好”的五分定序变量，由学生问卷中设有的“你现在的整体健康情况如何”来获得。值得提及的是，同类研究^④综合考量模型间的系数可比性和解释的简洁性，多将其视作连续变量而采用线性模型，本研究也如此。

核心自变量为家庭结构。子代与亲代之间的居住安排是家庭结构之表征，不管是婚姻解体、父母外出还是由于其他原因导致的亲子分离均投射在居住安排上。^⑤部分学者将家庭结构视为二分类变量，即完整家庭和非完整家庭，但家庭结构对孩子健康状况的影响可能并非均质化的，而是显现出异质性效应。^⑥因此，对其细分或有助于甄别组内差异，从而厘清家庭结构影响青少年健康的内在逻辑。我们依据子女与父母的居住组合形式来刻画家庭结构，将其分为四类，即双亲同住（1=和父母亲共同居住）、随父居（2=仅和父亲同住）、随母居（3=仅和母亲同住）、双亲缺位（4=父母亲均不与之同住）。

中介变量为家长参与、非认知能力。考虑到家长参与的内涵丰富性，我们从行为参与、情感参与、教育参与这三个维度进行测量。行为参与以家长与孩子吃晚饭，读书，看电视，做运动，参观博物馆、动物园、科技馆，外出看电影、演出、体育比赛等事件的频率（克隆巴哈系数为0.771）来测量，对这6个问题的回答依次赋值：1=从未做过；2=每年一次；3=每半年一次；4=每个月一次；5=每周一次；6=每周一次以上。我们利用主成分因子分析法^⑦经正交旋转后提取一个公因子，将其取值标准化，获得取值区间为[0, 100]的变量。情感参与以家长是否主动与孩子讨论来测量。这些具体事项为：学校发生的事、孩子与朋友关系、孩子与老师关系、孩子心情、孩子的心事和烦恼（克隆巴哈系数为0.850），答项依次为1=从不，2=偶尔，3=经常。同理，获得一个取值区间为[0, 100]的公因子。教育参与则以家长对孩子的教育期望、家长主动联系老师的频率（1=从来没有；2=1次；3=2~4次；4=5次及以上）、家长检查作业的频率（1=没有；2=1~2天；3=3~4天；4=几乎每天）、家长指导功课的频率（1=没有；2=1~2天；3=3~4天；4=几乎每天）四个问题来测量，借助主成分因子分析法提取出一个公因子，生成取值范围为[0, 100]的连续变量。

① 尽管青少年健康影响其家庭结构的情况甚为少见，但也无法排除这种理论上的可能性。

② 梁海祥：《居住方式对青少年健康的影响——基于中国教育追踪调查数据的实证研究》，《华中科技大学学报（社会科学版）》，2017（6）。

③ 孙文凯、王乙杰：《父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察》，《经济学（季刊）》，2016（3）。

④ Chen, Feinian, Yang Yang, and Guangya Liu. Social Change and Socioeconomic Disparities in Health over the Life Course in China: A Cohort Analysis. *American Sociological Review*, 2010, 75(1): 126-150.

⑤ 吴愈晓、王鹏、杜思佳：《变迁中的中国家庭结构与青少年发展》，《中国社会科学》，2018（2）。

⑥ 李钟帅、苏群：《父母外出务工与留守儿童健康——来自中国农村的证据》，《人口与经济》，2014（3）。

⑦ 本文引入因子分析方法对数据进行降维处理，保持简约性。诸因子均通过巴特利球形检验，KMO值介于0.524~0.855之间。

非认知能力包括多个方面的概念，参照王慧敏等^①的指标测量体系并结合数据实际情况，本文以自我效能、社会交往、心理情绪三个变量来综合测度青少年的非认知能力。自我效能是人们对自身能否利用所拥有的技能去完成某项工作行为的自信程度以及为之付出努力的程度和坚持时间的长短^②，社会交往则测量个体的人际沟通、团体融入能力^③，而心理情绪变量是基于数据驱动的方式，刻画青少年在应对焦虑、抑郁等负向情绪的调节能力。在此，对上述变量均采用正向赋分形式：数值越大，表明青少年该类能力越佳。自我效能由以下四个问题来测度：清楚地表述自己的意见、反应能力很迅速、很快学会新知识、对新鲜事物很好奇（克隆巴哈系数为0.714），赋值为1~4分别表示完全不同意、不太同意、比较同意和完全同意。对上述条目进行主成分因子分析和正交旋转后发现可聚合为一个公因子，对其做取值为[0, 100]的标准化处理，得到“自我效能”变量。我们以问卷中的五个问题来测量社会交往情况：班里大多数同学对我很友好、我认为自己很容易与人相处、我所在的班级班风良好、我经常参加学校或班级组织的活动、我对这个学校的人感到亲近（克隆巴哈系数为0.813），赋值1~4表示从完全不同意到完全同意。经主成分因子分析和取值标准化生成“社会交往”变量。此外，问卷还询问学生在过去七天里是否有以下感觉：沮丧、抑郁、不快乐、生活没意思、悲伤（克隆巴哈系数为0.848），采用正向赋值形式，1~5分别表示总是、经常、有时、很少、从不。同理，通过因子分析法得到“心理情绪”变量。

控制变量分为两个层面。个人层面：年龄、性别（1=男，0=女）、户口（1=城镇，0=农村）、独生子女（1=是，0=否）、认知能力^④、幼年健康（1=生过大病，0=未生过）学前教育（1=接受过，0=未接受）。家庭层面：父辈职业地位（以父母较高者为准，1=精英阶层，0=非精英阶层）、父辈受教育年限（父母较高者为准）、主观经济定位（1=困难，2=中等，3=富裕）。后文还涉及2个混淆变量：基期健康（1=很不好，2=不太好，3=一般，4=较好，5=很好）、父母关系（1=很好，0=不好）。

表 1 全部变量的描述统计（N=9 013，已加权）

变量名称	频数 / 均值	百分比 / 标准差	最大值	最小值
类别变量				
自评健康				
很不好	85	0.94%		
不太好	489	5.43%		
一般	2 644	29.34%	5	1
比较好	3 128	34.71%		
很好	2 667	29.59%		
家庭结构				
双亲同住	6 942	77.02%		
随父居	328	3.64%	4	1
随母居	820	9.10%		
双亲缺位	923	10.24%		
户口				
城镇	4 733	52.51%	1	0
农村	4 280	47.49%		

①③ 王慧敏、吴愈晓、黄超：《家庭社会经济地位、学前教育与青少年的认知-非认知能力》，《青年研究》，2017（6）。

② Bandura Albert. Self-efficacy: Toward A Unifying Theory of Behavioral Change. Psychological Review, 1977, 84(2): 191-215.

④ CEPS 调查设有题器专门测量青少年认知能力，总样本原始得分的取值区间为 [0, 22]。

续表

变量名称	频数 / 均值	百分比 / 标准差	最大值	最小值
性别				
男	4 571	50.72%	1	0
女	4 442	49.28%		
幼年健康				
生过大病	730	8.10%	1	0
未生过	8 283	91.90%		
学前教育				
接受过	7 346	81.50%	1	0
未接受	1 667	18.50%		
独生子女				
是	4 038	44.80%	1	0
否	4 975	55.20%		
基期健康				
很不好	50	0.55%		
不太好	308	3.42%		
一般	1 908	21.17%	5	1
比较好	3 110	34.51%		
很好	3 637	40.35%		
父母关系				
不好	1 414	15.69%	1	0
很好	7 599	84.31%		
父辈职业地位				
非精英阶层	8 120	90.09%	1	0
精英阶层	893	9.91%		
主观经济定位				
困难	1 919	21.29%		
中等	6 578	72.98%	3	1
富裕	516	5.73%		
连续变量				
年龄	13.670	0.789	18	12
父辈受教育年限	9.236	2.852	18	0
认知能力	10.263	3.392	20	0
非认知能力				
自我效能	68.748	19.611	100	0
心理情绪	67.348	22.822	100	0
社会交往	74.094	18.420	100	0
家长参与				
教育参与	41.459	29.113	100	0
情感参与	62.881	25.897	100	0
行为参与	29.351	22.268	100	0

注：类别变量汇报频数和百分比，连续变量汇报均值和标准差。

（三）模型设置

CEPS数据具有明显的层级嵌套结构（个体嵌于学校），故本文采用多层线性模型（HLM）进行数据拟合。其中低层级为青少年个体，高层级为所在学校。考虑到学校属性、制度安排、师资力量等学校特征的差异

都可能影响青少年的健康发展轨迹，为此我们设置了学校固定效应以控制校际异质性。公式为：

$$SRH_{ij} = \sum_{k=1}^n \beta_k X_{kij} + \alpha_j + \varepsilon_{ij}$$

其中， SRH_{ij} 为因变量，表示第*j*所学校个体*i*的自评健康状况； X_{kij} 指示的是*j*所学校个体*i*在第*k*个个体层级的自变量或控制变量； α_j 为固定截距，纳入所有学校层面未被观测到的异质性； ε_{ij} 为个体层级的随机扰动项。

四、实证结果分析

本文的分析策略如下：首先对数据进行初步的描述性分析，描画当代青少年的健康图景；其次建立一个仅包含家庭结构变量和控制变量的基准模型；然后逐步纳入家长参与和非认知能力两个变量进行中介效应检验；最后是内生性检验和稳健性分析。

（一）描述性分析

图1展示的是经过数据加权后的四种家庭结构类型中的青少年自评健康的分布状况，据此可总结出如下信息：（1）青少年群体总体健康状况不容乐观。四类家庭结构的青少年自评健康中，选择“很不好和不太好”和“一般”的累积百分比均高于35%。这与卫生学相关研究结论^①相互印证：我国青少年总体身体素质不高，如超重肥胖率持续上升，血压偏高的流行情况以及相应的代谢综合征等问题也逐渐显现。（2）不同的家庭结构类型对应的青少年健康有所差异。完整家庭的青少年自评健康为“很好”的比例为31.0%，远高于其余三类家庭，而“很不好和不太好”的比例为6.6%，亦低于其余三类家庭，呈现顶端和尾端的双重优势。

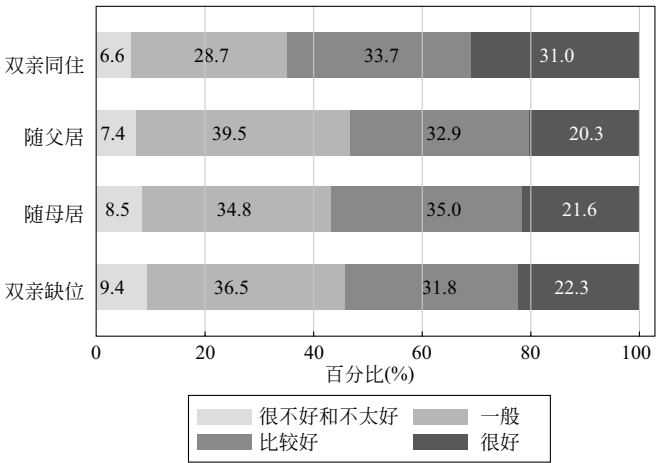


图1 不同家庭结构的青少年自评健康状况分布

上述描述分析说明，我国青少年健康态势总体不尽如人意，并且健康状况与家庭结构有一定的逻辑关联性。这也侧面说明本文后续的机制分析是很有必要的。

① 马军：《中国儿童青少年主要健康问题及应对策略》，《中国学校卫生》，2015（6）。

表2展示的是各变量的方差分析结果。可见,处于不同家庭结构的青少年的家长参与、非认知能力以及自评健康确有差异,并且这些差异都通过了统计显著性检验。

表 2 不同家庭结构对应的各变量均值比较 (N=9 013, 已加权)

变量名称	随父居	随母居	双亲缺位	双亲同住	F 检验
自评健康	3.640	3.678	3.656	3.883	34.58***
心理情绪	64.937	65.136	62.224	68.893	36.71***
社会交往	70.637	73.362	69.603	75.337	41.03***
自我效能	66.986	66.623	65.544	69.844	23.35***
教育参与	33.994	40.317	30.433	44.350	95.18***
情感参与	56.351	62.320	53.994	65.183	78.21***
行为参与	24.195	25.532	26.028	30.927	36.93***

注: *** $p < 0.001$ (双尾检定)。

(二) 基准模型结果

前文的描述分析并未考虑其余控制变量的影响,下面借助统计模型展开更为深入的分析。表3的基准模型结果表明,与双亲同住家庭的青少年相比,其余三类家庭结构中的孩子自评健康得分呈现出不同程度的劣势,其中,随父居的孩子低0.108分,随母居低0.169分,双亲缺位低0.165分,并且上述差距都具有统计显著意义。

此外,幼年生过大病的青少年现阶段的自评健康得分显著更低 ($B = -0.315$, $p < 0.001$); 自评健康显示出明显的性别差异,男生得分要显著地比女生高0.121分;和家长主观经济定位为“困难”的孩子相比,“中等”和“富裕”的孩子更可能给出稍高的健康评分,分别高出0.114分、0.256分。

表 3 影响青少年自评健康的学校固定效应模型估计结果

变量	自评健康	
	系数	标准误
家庭结构 ^a		
随父居	-0.108*	0.052
随母居	-0.169***	0.034
双亲缺位	-0.165***	0.034
性别 (0=女)	0.121***	0.019
年龄	-0.022	0.015
户口 (0=农村)	0.009	0.023
独生子女 (0=否)	0.010	0.023
学前教育 (0=未接受)	0.041	0.026
幼年健康 (0=未生过大病)	-0.315***	0.036
认知能力	-0.010**	0.003
父辈职业地位 (0=非精英)	0.056	0.036

续表

变量	自评健康	
	系数	标准误
父辈受教育年限	0.007	0.004
主观经济定位（0=困难）		
中等	0.114***	0.026
富裕	0.256***	0.048
常数项	4.065***	0.222
观测量	9 013	

注：*参照组为双亲同住；*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ 。

（三）中介机制分析

接下来，在基准模型的基础之上，逐步添加家长参与和非认知能力变量进行中介机制检验。分析策略是加入两类中介变量，考察家庭结构系数的变化趋势，以及中介变量对青少年自评健康是否具有显著的直接作用。

表4诸模型依次加入情感参与、行为参与、教育参与变量。与表3的基准模型相比，随父居、随母居以及双亲缺位所对应的回归系数或不再具有统计学显著意义，或绝对值下降。具体而言：随父居的统计显著性消失，说明如果家长参与这一家庭功能到位，那么该结构下的青少年健康状况并不劣于完整家庭的孩子，间接表明良好的家长参与对青少年健康有所助益；而随母居和双亲缺位的系数值较基准模型略有下降，但仍具备统计显著意义。另外，模型4显示情感参与、行为参与、教育参与每提高一个单位，青少年自评健康得分相应地显著提高0.001分、0.004分和0.001分（各系数对应的 p 值均小于0.001）。

可见，本文用以测量家长参与的多个指标对青少年自评综合健康皆表现出显著的积极作用，这与已有的研究发现较为一致，初步说明这一影响效应是较为稳健的。综上，假设2的前半部分被验证。

表4 家长参与对青少年健康的影响：基于学校固定效应模型

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
家庭结构 ^a				
随父居	-0.096 (0.052)	-0.088 (0.052)	-0.090 (0.052)	-0.073 (0.052)
随母居	-0.170*** (0.034)	-0.156*** (0.034)	-0.162*** (0.034)	-0.154*** (0.034)
双亲缺位	-0.150*** (0.034)	-0.162*** (0.034)	-0.144*** (0.034)	-0.140*** (0.034)
情感参与	0.002*** (0.000)			0.001*** (0.000)
行为参与		0.004*** (0.000)		0.004*** (0.000)
教育参与			0.002*** (0.000)	0.001** (0.000)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制

续表

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
常数项	3.912*** (0.224)	3.957*** (0.221)	3.949*** (0.223)	3.810*** (0.223)
观测量	9 013	9 013	9 013	9 013

注：*参照组为双亲同住；*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ ；括号内为标准误。

表 5 汇报的是在基准模型基础上依次纳入自我效能、心理情绪、社会交往变量的回归结果。不论是分模型 5~7，还是全模型（模型 8）均显示随父居、随母居、双亲缺位的系数值下降，最为明显的是模型 8 中的“随父居”不仅系数降低，显著性也消失。此外，非认知能力所对应的系数值为正且在 0.001 的置信水平上显著，可见非认知能力对于青少年健康具有显著的正向效应，因而假设 3 前半部分得到数据支持。

表 5 非认知能力对青少年健康的影响：基于学校固定效应模型

变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
家庭结构 ^a				
随父居	-0.094 (0.052)	-0.105* (0.051)	-0.084 (0.051)	-0.078 (0.051)
随母居	-0.158*** (0.034)	-0.153*** (0.034)	-0.157*** (0.034)	-0.142*** (0.033)
双亲缺位	-0.156*** (0.034)	-0.142*** (0.033)	-0.129*** (0.033)	-0.114*** (0.033)
自我效能	0.006*** (0.000)			0.003*** (0.001)
心理情绪		0.007*** (0.000)		0.005*** (0.000)
社会交往			0.009*** (0.000)	0.008*** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.744*** (0.222)	3.634*** (0.220)	3.314*** (0.220)	2.987*** (0.219)
观测量	9 013	9 013	9 013	9 013

注：a 参照组为双亲同住；*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ ；括号内为标准误。

那么加入中介变量前后的家庭结构系数及其显著性变化是否显著呢？即家长参与、非认知能力是否起着中介作用呢？我们综合使用两种中介效应分析方法，即 Sobel 检验^①和 Bootstrap 方法进行交叉检验。表 6 的结果表明，除了 Bootstrap 方法所计算的部分标准误较小外，两种检验方法并无二致。情感参与、行为参与以及教育参与显著（ $p < 0.001$ ）中介于家庭结构与青少年自评健康之间，占总效应的解释比例依次为 7.88%、8.05% 和 12.52%。而非认知能力各子变量均在 0.001 的置信水平上发挥着中介作用。其中，社会交往占总效

① Sobel, Michael E. Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models. Sociological Methodology, 1982, 13: 290-312.

应的解释比例为20.04%，心理情绪占总效应的解释比例为15.13%，自我效能占解释比例较小，为7.20%。据此可知，假设2和假设3均得到数据的支持。

表 6 中介机制分析结果

	家长参与			非认知能力		
	情感参与	行为参与	教育参与	社会交往	自我效能	心理情绪
Sobel test	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.011*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.009*** (0.002)
Bootstrap	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.011*** (0.000)	-0.004*** (0.001)	-0.009*** (0.002)
占总效应 解释比例	7.88%	8.05%	12.52%	20.04%	7.20%	15.13%

注：*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ ；Bootstrap 检验系重复抽取500次后所得。

（四）稳健性检验与内生性分析

本文议题可能存在选择性偏误（selection bias），即青少年进入到不同的家庭结构并不是随机分配的^①。比如农村户籍的孩子更可能留守，父母关系较差的子女更可能遭遇家庭解体风险。未考虑混淆因素的传统回归模型可能会高估家庭结构的影响效应（包括系数值大小及其显著性），因此须对该类问题进行控制。传统的倾向值匹配方法（PSM）适用于二分类变量（即实验组和对照组），但本文的核心自变量——家庭结构具有四个类别，故本文将使用增强逆概率加权模型（AIPW）以获取更准确的估计系数。^②该模型是在逆概率加权（IPW）模型的基础上加以改进的因果推断（causal inference）模型，融合了倾向值加权和回归分析两种方法，能够对可能有偏的IPW模型结果进行有效矫正，并且适用于多组处理效应估计。其工作原理如下：利用个体的性别、年龄、户口、幼年健康、基期健康以及父辈职业地位、父母关系、父辈受教育年限、主观经济定位等既影响家庭结构又作用于子女健康的混淆变量计算倾向值，根据该倾向值赋予每个个体相应权重，使得倾向值分布一致，从而控制混淆因素的影响，得到家庭结构对青少年健康的真实效应。值得注意的是，我们最大程度上控制可被观测的混淆因素，尚无法解决遗漏变量带来的偏误。该模型还必须满足重叠假设（overlap assumption），保证较大比例的个体具有接受四类处理效应（即进入到不同的家庭结构）的可能。图2-1和图2-2显示确实存在相当比例的重叠，允许后续分析。

表7汇报了模型的估计结果。基准处理效应显示，双亲同住的青少年自评健康为3.890分。平均处理效应（ATE）表明随父居会使子女自评健康得分下降0.081，但并不显著，而随母居、父母缺位分别显著降低0.123分和0.108分。以表7对应的效应值可知，不论是前文的基准模型，还是加入中介变量的模型均会高估家庭结构对自评健康的影响效应。除了随父居不再显著外，前文诸模型预估的方向和显著性与AIPW模型估计结果并无二致，说明前文结论总体而言是稳健可信的。

① Lee, Dohoon, and Sara McLanahan. Family Structure Transitions and Child Development. American Sociological Review, 2015, 80(4): 738–763.

② Cattaneo, Matias D. Efficient Semiparametric Estimation of Multi-Valued Treatment Effects under Ignorability. Journal of Econometrics, 2010, 155(2): 138–154.

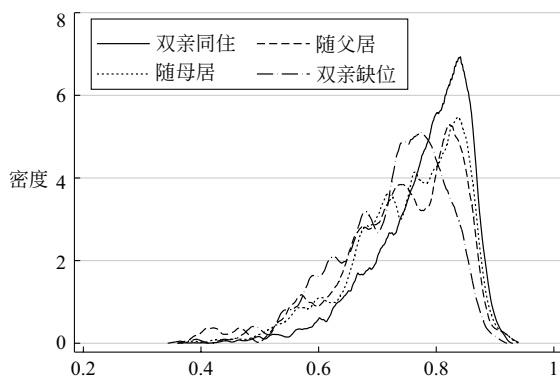


图 2-1 全样本 - 重叠假设检验

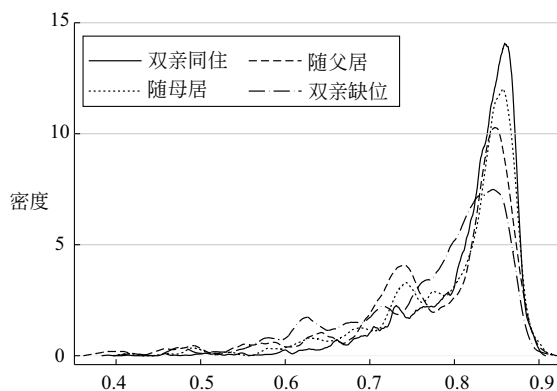


图 2-2 删去寄宿生样本 - 重叠假设检验

值得注意的是，上述分析纳入了较高比例（30.13%）的寄宿生样本，考虑到这一就读模式会与父母产生较长时段的分离，我们在随后的模型中将寄宿生样本删除，发现其结果与上述分析并无二致。由此，假设 1 被部分支持。

表 7 增强逆概率加权模型估计结果

家庭结构	全样本	删除寄宿生样本
平均处理效应（ATE）		
随父居 vs 双亲同住	-0.081 (0.057)	-0.121 (0.068)
随母居 vs 双亲同住	-0.123*** (0.034)	-0.160*** (0.044)
父母缺位 vs 双亲同住	-0.108** (0.037)	-0.107** (0.052)
基准处理效应		
双亲同住	3.890*** (0.011)	3.920*** (0.013)
观测量	9 013	6 297

注：*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ，* $p < 0.05$ ；汇报的是系数和稳健标准误。

五、结论与探讨

本研究利用 CEPS 两期调查数据，采用多层线性模型考察了家庭结构对青少年自评健康的影响，并探索性地检验了家长参与、非认知能力两种具体的作用机制。第一，本研究依据居住安排将家庭结构细分为四种类型，发现家庭结构对青少年健康的影响存在显著的组内异质性。具体而言，与双亲同住的孩子呈现出健康相对优势，相反，随母居和双亲缺位的孩子健康状况较差；而随父居对青少年健康的影响为家长参与、非认知能力两类因素所稀释；此外，AIPW 模型证实随父居带来的健康负向效应的确不再显著，说明如果疏视选择性偏误将带来结果被高估的风险。故本文的发现更支持家庭结构的“非完整性”对青少年健康具有负向效应这一观点。第二，本研究通过两个解释机制将家庭结构与青少年健康连接起来，

尝试在学理层面丰富对早期健康不平等生成逻辑的认识，发现家庭结构通过影响青少年的家长参与、非认知能力间接作用于青少年健康。以往研究认为这两个因素对青少年健康有直接且显著的正向影响，本研究结果则进一步表明处于不同家庭结构的青少年在该两项指标上也存在显著差异，这一分殊间接影响到了早期健康不平等。

上述结果可能既受家庭性别分工模式的影响，也与转型社会催生出的现代“父职”相关联。家庭角色论认为，父母在子女养育和社会化过程中扮演不同的角色，母亲多司职于孩子的情感性培育，而父亲通常是家庭经济的“顶梁柱”。通常而言，父亲带来的经济资源为子女的营养摄取和健康保障提供不可或缺的物质基础。研究还表明父亲参与缺失也是家庭结构影响子女健康的重要路径。^①当代社会逐渐摆脱传统性别文化中对父职虚化和边缘化的局面，强调育儿实践的父职参与，父亲在子女教养中甚至撑起半边天。^②而父母均缺席子女成长，与理想化的家庭抚育结构产生极大偏离，健康风险提升。因此，处在父亲缺位所形成的随母居和双亲缺位结构下的青少年健康状况均不及完整家庭的同龄人，这为本研究的实证分析提供了可能的解释。

与已有丰厚文献积累的研究发现一致，我们发现家长参与对孩子健康具有正向效应。首先，与双亲同住相比，其余三类家庭中的家长参与得分较低，该差距间接影响孩子的健康劣势。家长参与很大程度上影响着抚育质量，以留守儿童为例，已有研究发现其营养摄入低于非留守儿童。^③囿于普遍较低的文化程度、健康意识，祖辈通常难以显著提升孙辈的营养水准。其次，以往研究揭示了早期非认知能力与成年期健康状况的正向关联^④，本研究发现在中国情境下，非认知能力对早期健康也发挥着显著的健康促进效应。父母缺位引发的非认知能力获得劣势是解释早期健康不平等的另一个重要机制。后续的相关政策可借鉴国外相关的儿童实验项目（如开端计划、佩里实验）经验，有针对性地加大对非完整家庭儿童的非认知能力培育，有助于消减或阻断早期健康劣势带来的后续影响。

本文也存在局限性。首先，本文试图克服联立性偏误、选择性偏误两类内生性问题，但仍难以排除可能存在的遗漏变量偏误。其次，本文依据亲子间的居住安排划分并考察四类家庭结构与儿童健康的关联，但不同家庭结构的形成和持续时间可能并不一致，因而对青少年健康的影响还可能存在异质性效应。^⑤囿于篇幅和数据收集情况，本研究尚无法对这两个问题展开分析，期于后续研究进行更为细致的探讨。

① Waldfogel, Jane, Terry-Ann Craigie, and Jeanne Brooks-Gunn. Fragile Families and Child Wellbeing. *The Future of Children*, 2010, 20(2): 87-112.

② 何绍辉：《撑起儿童照顾的半边天——对父职实践的社会学考察》，《中国青年研究》，2020（2）。

③ 郭志辉、李静美：《农村留守儿童生存现状调查报告》，《中国农业大学学报（社会科学版）》，2015（1）。

④ Tam, Tony, and Hania Fei Wu. Noncognitive Traits as Fundamental Causes of Health Inequality: Baseline Findings from Urban China. *Chinese Sociological Review*, 2013, 46(2): 32-62.

⑤ Lee, Dohoon, and Sara McLanahan. Family Structure Transitions and Child Development. *American Sociological Review*, 2015, 80(4): 738-763; Magnuson, Katherine, and Lawrence M. Berger. Family Structure States and Transitions: Associations with Children's Wellbeing During Middle Childhood. *Journal of Marriage and the Family*, 2009, 71(3): 575-591.

Family Structure and Adolescent Health: Mediating Effects of Parental Involvement and Non-Cognitive Abilities

Yang Lei Dai You-sheng

Abstract: Based on the data from “China Education Panel Survey” (CEPS) in the academic year of 2013-2014 and 2014-2015, using Hierarchical Linear Model (HLM), this paper examines the relationship between family structure and adolescent health and examines the mediating effects of parental involvement and non-cognitive abilities. Jointly developed by behavioral economics and personality psychology, the non-cognitive ability is a concept corresponding to cognitive ability, aiming at measuring individual attitudes, motivation and personality traits. Empirical findings are as follows: (1) compared with adolescents who live with both parents, adolescents who live with their mothers or who are absent from their parents show obvious health disadvantages; (2) living with father shows a slightly negative influence on adolescent self-rated health, which was diluted by parental involvement and non-cognitive abilities, and the effect disappeared after selective bias was taken into account; (3) the mediation test showed that the incompleteness of family structure led to the dual disadvantage of parental involvement and non-cognitive ability, which were the two mechanisms affecting the health inequality of adolescents. The result of the Augmented Inverse-Probability Weighting model (AIPW) shows that the findings of this study are robust. Finally, this paper gives a theoretical explanation of the above results. Multilevel and high-quality parental involvement can promote the health of adolescents. For adolescents who live with single parents, the focus is to cultivate their non-cognitive abilities, which will help reduce the health inequality of minors and promote the health and wellbeing of all adolescents.

Key Words: Family Structure; Health Differentiation; Parental Involvement; Non-cognitive Abilities

(责任编辑: 黄志辉)

(上接第31页)

British and German Traditions of Social Policy Education Compared: A Global Historical Perspective

Meng Ke Zhao Yi-zhang

Abstract: From the perspective of global history, this paper examines the development of the British welfare state and the disciplinization of social policy. After reviewing previous research on the topic of “why the first welfare state was not born out of the first industrialized country, Great Britain, but originated from a less developed country in the 19th century, Germany”, this paper discusses a related issue: after the foundation of the welfare state, why social policy did not become a formal discipline in Germany, but was first disciplinized in Great Britain? By rethinking these questions, this paper aims to provide a new perspective and some general suggestions for the development of social policy as a discipline in China.

Key Words: Social Policy; Disciplinization; British Traditions; Global History Perspective

(责任编辑: 丁婕)