

学前教育经历对处境不利儿童长期发展的影响*

——基于 CEPS 数据的实证研究

王典¹ 刘新学¹ 徐国庆² 李克建^{3**}

(¹ 南京特殊教育师范学院教育科学学院, 南京 210038; ² 江苏省军区第四幼儿园, 南京 210002; ³ 浙江师范大学儿童发展与教育学院, 杭州 311231)

[摘要] 学前教育作为个体接受教育的开端,对个体发展具有基础性和先导性的作用。本研究基于中国教育追踪调查(CEPS)基线数据,运用倾向得分匹配法探索了学前教育时长和起始年龄对处境不利儿童认知能力和人格特质长期发展的影响。结果发现,短期的学前教育经历对处境不利儿童的长期发展并无显著促进作用,只有完整的学前教育经历才能有效促进其认知能力的持续发展;长期的学前教育经历可能会削弱处境不利儿童情绪的稳定性的稳定性;三岁以下提前接受学前教育未能使处境不利儿童在认知能力和人格特质的长远发展上获益更多,反而导致其情绪稳定性变差。为维护 and 促进处境不利儿童长期的身心健康与发展,缩小不同处境群体之间的发展差距,教育主管部门应在保障处境不利儿童学前教育机会的基础上,提升其接受的学前教育的质量,增强学前教育经历对认知能力和人格特质发展的积极作用,缓解长期学前教育经历对儿童情绪稳定性的消极影响;政府可以通过大力发展普惠性婴幼儿托育服务和制定并实施一系列家庭支持政策来缓解低社会经济地位家庭的养育压力和经济压力,避免处境不利儿童提前接受学前教育,降低其情绪问题的风险。

[关键词] 处境不利儿童;学前教育经历;认知发展;人格特质

DOI:10.13861/j.cnki.sece.2023.07.007

一、问题提出

学前教育是个体接受教育的开端,也是基础教育的奠基阶段。众多研究表明,学前教育对个体认知能力和人格特质的发展至关重要。学前期是个体语言、想象力等认知能力发展最为迅速的时期,良好的学前教育可以为儿童提供适宜的环境和有意义的互动支持,进而助推儿童认知能力的发展。^[1]学前期儿童的情绪稳定性、自制力、外倾性等人格特质具有较强的可塑性,适宜的学前教育可以健全儿童的人格。^{[2][3]}此外,学前教育可以有效缓解贫困、父母受教育程度较低、社区文化资源匮乏等家庭和社区环境中不利因素对儿童发展的制约,从而使家庭社会经济地位处于劣势的处境不利儿童受益更多。^{[4][5]}

虽然有较多研究表明学前教育经历对处境不利儿童的短期发展具有一定补偿作用,^{[6][7]}但国外也有一些追踪研究发现学前教育的积极影响会在几年内消失或随着时间的推移而逐渐衰减。^{[8][9][10]}此外,关于学前教育经历的时长与起始年龄对儿童长期发展的影响同样存在争议。英国有效学前教育

稿件编号 202211150001,作者第一次修改返回日期 2023-02-27,作者第二次修改返回日期 2023-04-12

* 基金项目 浙江省哲学社会科学规划年度课题“浙江省县域学前教育质量监测指标体系构建与运行机制研究”(编号 22NDJC060YB)

** 通讯作者 李克建,浙江师范大学儿童发展与教育学院教授,博士,博士生导师, E-mail: likj@zjnu.cn

项目(the Effective Provision of Pre-school Education Project,以下简称 EPPE 项目)的研究表明,儿童接受学前教育的时间越长、年龄越小,则其在小学初始阶段将拥有更好的认知能力和社会性发展。^[11]与之相反,一项基于美国儿童早期教育项目数据的元分析发现,长期的学前教育对儿童发展的促进效果小于短期。^[12]甚至还有研究显示,随着学前教育持续时间的延长,儿童出现情绪和行为问题的风险也将随之上升。^[13]另一项来自美国的实证研究表明,过早接受学前教育对处境不利儿童认知能力的促进作用并不显著,甚至容易引发问题行为。^[14]那么,在我国社会文化背景下,学前教育经历对处境不利儿童的积极影响是否持续存在,以及处境不利儿童何时开始接受学前教育和接受多长时间的学前教育才能使自身的身心获得有效发展,应成为我国学前教育决策者与研究者所关心的重要问题。

目前,国内已有一些研究采用线性回归方法探索了学前教育与儿童发展的关系,这为全面了解学前教育对儿童发展的价值提供了重要参考,但现有研究在研究主题、内容、对象和方法上仍存在进一步挖掘的空间。在研究主题方面,现有研究主要侧重分析学前教育对儿童发展的短期影响,^{[15][16]}只有少数研究探索了学前教育对个体发展的长期作用。^{[17][18]}在研究内容方面,少数研究虽关注了学前教育经历对个体长期发展的作用,但通常只比较了有和没有学前教育经历的个体在后续发展上的差异,对不同学前教育时长和起始年龄之于个体长期发展的影响的探索较少。在研究对象方面,虽然现有研究的样本都包含处境不利群体,但仅有个别研究将视角聚焦于处境不利儿童,着重探索了学前教育经历对处境不利儿童长期发展的影响。在研究方法方面,现有研究多采用线性回归方法来探索学前教育对个体发展的作用,但该方法无法有效克服样本自选择问题,可能会导致其研究估计存在一定偏差。^[19]

鉴于此,本研究将视角聚焦于处境不利儿童群体,基于中国教育追踪调查(China Education Panel Survey,以下简称 CEPS)的基线数据,运用倾向得分匹配法(P propensity Score Matching,以下简称 PSM)以克服样本自选择问题,从而更精确地探索学前教育时长和起始年龄对处境不利儿童认知能力和人格特质长期发展的影响。具体而言,本研究将尝试回答如下两个问题:(1)多长时间的学前教育才能有效促进处境不利儿童认知能力和人格特质的长期发展;(2)何时开始接受学前教育才能有效促进处境不利儿童认知能力和人格特质的长期发展。对以上问题的回答不仅有助于家庭、社会和政府深刻认识学前教育之于处境不利儿童发展的作用,还对优化学前教育资源配置、促进学前教育公平具有重要的启示。

二、研究方法

(一)数据来源与样本筛选

1. 数据来源。

本研究使用的数据来源于中国人民大学数据与调查中心设计并实施的大型追踪调查项目——CEPS 2013—2014 年基线数据。该调查采用多阶段的概率与规模成比例抽样法,对全国 28 个县(区)、112 所学校、438 个班级、19 487 名七年级和九年级学生进行调查,收集了学生的人口学信息、受教育信息、家庭背景信息、学校教育信息和社区环境信息。

2. 样本筛选。

基于已有研究经验,本研究将家庭社会经济地位指数低于样本第一四分位数的儿童界定为处境不利儿童,^[20]并以此作为筛选标准从全国样本中选取研究对象。首先,基于布拉德利(Bradley)的观点,^[21]将样本儿童双亲的受教育程度、职业类型以及家庭经济条件作为度量家庭社会经济地位的主要指标。其次,借鉴陈依婷的研究^[22]并结合 CEPS 的题项设置,将父母受教育程度分为 9 个等级:没受过任何教育、小学、初中、中专/技校、职业高中、高中、大学专科、大学本科、研究生及以上(1~9 计分)。依据各职业的社会声望,将父母的职业类型分为 9 个等级:无业、失业、下岗、农民、个体工商户、商业

与服务业一般职工,生产与制造业一般职工,技术工人(包括司机),教师、工程师、医生、律师,企业/公司中高级管理人员,国家机关事业单位领导与工作人员(1~9 计分)。家庭经济条件分为 5 个等级:非常困难、比较困难、中等、比较富裕、很富裕(1~5 计分)。在编码过程中研究者对家庭社会经济地位信息缺失的样本予以删除,共获得 16 398 个有效样本。随后,参考任春荣的研究,^[23]对父母受教育程度、职业类型和家庭经济条件得分进行因子分析,合成家庭社会经济地位指数。最后,选取家庭社会经济地位指数低于样本第一四分位数(18.848)的 4 021 名样本儿童作为研究对象。

(二)变量及其度量

1. 被解释变量。

本研究的被解释变量为认知能力和人格特质。认知能力是指人脑加工、处理信息的能力,反映了感知、逻辑、言语表达等心理活动。^[24]CEPS 为样本儿童设计了专门的认知能力测试,该测试由语言、图形、计算与逻辑 3 个维度构成。^[25]测试内容不涉及学校课程教授的记忆性知识,仅考查儿童的逻辑思维与问题解决等认知能力。^[26]本研究使用基于三参数的项目反应理论模型估计出的儿童认知能力测试标准化总分来代表儿童认知能力的发展水平,得分越高,意味着儿童认知发展越好。人格特质主要指个体相对稳定的思想、感受和行为模式,体现了个体在特定环境下以某种方式做出响应的倾向和趋势,是与认知能力相对的概念。^[27]考虑到“大五人格”模型在测度人格特质上具有较高的可信度,本研究基于“大五人格”模型框架将人格特质解构为“外倾性”“情绪稳定性”“尽责性”“宜人性”“开放性”等 5 个维度。考虑到 CEPS 调查问卷中并没有题项直接测度样本儿童的人格特质,故借鉴同类研究的做法,通过构造代理变量来反映处境不利儿童人格特质的发展情况。

(1)外倾性,主要反映个体参与外界环境的能力。借鉴方晨晨^[28]、李玉青^[29]等人的研究,本研究选取 CEPS 问卷中“我经常参加学校或班级的活动”“我认为自己很容易与人相处”“我对这个学校的人感到亲近”等 3 个题项对样本儿童的外倾性进行测度。每个问题对应“完全不同意”“不太同意”“比较同意”“完全同意”等 4 个选项,分别赋分 1~4 分。以上 3 个题项的内部一致性系数为 0.758,信度较高。

(2)情绪稳定性,主要反映个体情绪的基本状况。借鉴龚欣^[30]、闵文斌^[31]、王伊雯^[32]、方晨晨^[33]等人的研究,本研究选取 CEPS 问卷中“在过去的七天内,你是否有以下感觉:沮丧、抑郁、不快乐、生活没有意思、悲伤”等 5 个题项对样本儿童的情绪稳定性进行测度。每个问题对应“总是”“经常”“有时”“很少”“从不”等 5 个选项,分别赋分 1~5 分。以上 5 个题项的内部一致性系数为 0.825,信度较高。

(3)尽责性,主要反映个体自我控制方面的能力。借鉴王伊雯^[34]和邢敏慧^[35]等人的研究,本研究选取 CEPS 问卷中“就算身体有点不舒服,或者有其他理由可以留在家里,我仍然会去”“就算是不喜欢的功课,我也会尽全力去做”“就算功课需要花好长时间才能做完,我仍然会不断地尽力去做”等 3 个题项对样本儿童的尽责性进行测度。每个问题对应“完全不同意”“不太同意”“比较同意”“完全同意”等 4 个选项,分别赋分 1~4 分。以上 3 个题项的内部一致性系数为 0.771,信度较高。

(4)宜人性,主要反映个体与同伴、成人建立适宜关系的能力。参照龚欣^[36]、方晨晨^[37]等人的研究,本研究选取 CEPS 问卷中“你有几个最好的朋友”题项的回答,即朋友数量作为宜人性的代理指标。

(5)开放性,主要反映个体对事情的理解方式和反应速度,以及对新鲜事物的兴趣与态度。参照龚欣^[38]、闵文斌^[39]、王伊雯^[40]等人的研究,本研究选取 CEPS 问卷中“我能够很清楚地表述自己的意见”“我的反应能力很迅速”“我能够很快学会新知识”“我对新鲜事物很好奇”等 4 个题项对样本儿童的开放性进行测度。每个问题对应“完全不同意”“不太同意”“比较同意”“完全同意”等 4 个选项,分别赋分 1~4 分。以上 4 个题项的内部一致性系数为 0.778,信度较高。

此外,本研究通过因子分析发现,外倾性、情绪稳定性、尽责性和开放性等 4 个维度下的题项均可以用 1 个因子进行概括,故将因子得分作为这些维度的综合得分。又考虑到题项之间存在量纲差异,为了便于对不同维度的人格特质进行比较,本研究将 5 个维度的得分进行 0~1 标准化处理为无

量纲纯数值,并合成为若干取值范围为在[0,100]的连续变量。

2. 解释变量。

本研究解释变量为处境不利儿童接受学前教育^①的时长和起始年龄。在 CEPS 问卷中有关儿童学前教育经历的题项为“你有没有上过幼儿园/学前班”,回答选项为“有,从几岁开始上幼儿园”和“没有”,根据回答可获取处境不利儿童学前教育经历的起始年龄。此外,研究通过计算“几岁开始上幼儿园”和“几岁开始上小学”两个题项回答的差值来获取处境不利儿童接受的学前教育时长。

3. 协变量。

儿童的个体特征、家庭背景、就读中学特征、所在地区特征等是影响其学前教育经历和认知能力、人格特质发展的重要因素,故本研究控制了如下变量:第一,个体特征。参照方超等人的研究^[41],本研究控制了性别(男孩编码为1,女孩编码为0)、年龄、年级(七年级编码为1,九年级编码为0)、户籍(农业户籍编码为1,非农业户籍编码为0)、民族(汉族编码为1,少数民族编码为0)和健康状态(上小学前无大病编码为1,上小学前有大病编码为0)。第二,家庭特征。参照袁玉芝^[42]、方超^[43]等人的研究,本研究控制了家庭流动情况(流动编码为1,非流动编码为0)、家庭教育期望(无所谓和现在就不要念了赋值为1,初中毕业赋值为2,中专/技校赋值为3,职业高中赋值为4,普通高中赋值为5,大学专科赋值为6,大学本科赋值为7,硕士赋值为8,博士赋值为9)、家庭规模(独生子女家庭编码为1,非独生子女家庭编码为0)。由于家庭社会经济地位是本研究筛选处境不利儿童的主要依据,经筛选后样本儿童在家庭社会经济地位上具有同质性,参照任明满^[44]在其研究中的处理方式,本研究不再将家庭社会经济地位作为协变量纳入后续分析。第三,中学特征。借鉴邢敏慧^[45]等人的研究经验,本研究控制了学校类型(公办编码为1,非公办编码为0)和学校排名(最差赋值为1,中下赋值为2,中间赋值为3,中上赋值为4,最好赋值为5)。第四,地区特征。借鉴袁玉芝^[46]、李贞义^[47]等人的研究经验,本研究控制了县区的平均受教育年限(低赋值为1,中赋值为2,高赋值为3)和地区类型(东部编码为1,非东部编码为0)。主要变量的描述性统计分析见表1。

表1 主要变量的描述性统计分析

| 变量类别 | 变量名称 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|----------|-------|-------|-------|-------|------|
| 解释变量 | 学前教育持续时长 | 2 492 | 1.41 | 1.28 | 0 | 5 |
| | 学前教育起始年龄 | 1 583 | 4.10 | 0.76 | 1 | 6 |
| 被解释变量 | 认知发展 | 2 492 | -0.25 | 0.78 | -2.03 | 2.33 |
| | 外倾性 | 2 492 | 60.74 | 23.36 | 0 | 100 |
| | 情绪稳定性 | 2 492 | 70.92 | 18.64 | 0 | 100 |
| | 尽责性 | 2 492 | 78.72 | 20.47 | 0 | 100 |
| | 宜人性 | 2 492 | 10.25 | 14.08 | 0 | 100 |
| | 开放性 | 2 492 | 67.60 | 18.06 | 0 | 100 |
| 协变量 | 性别 | 2 492 | 0.47 | 0.50 | 0 | 1 |
| | 年龄 | 2 492 | 14.98 | 1.32 | 12 | 18 |
| | 年级 | 2 492 | 0.59 | 0.49 | 0 | 1 |
| | 户籍 | 2 492 | 0.83 | 0.38 | 0 | 1 |
| | 民族 | 2 492 | 0.86 | 0.35 | 0 | 1 |
| | 健康状况 | 2 492 | 0.87 | 0.34 | 0 | 1 |
| | 流动情况 | 2 492 | 0.10 | 0.30 | 0 | 1 |
| | 家庭规模 | 2 492 | 0.18 | 0.39 | 0 | 1 |
| | 教育期望 | 2 492 | 6.17 | 1.83 | 1 | 9 |
| 学校类型 | 2 492 | 0.89 | 0.31 | 0 | 1 | |

续表

| 变量类别 | 变量名称 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------|---------|-------|------|------|-----|-----|
| 协变量 | 学校排名 | 2 492 | 3.84 | 0.77 | 1 | 5 |
| | 地区类型 | 2 492 | 0.36 | 0.48 | 0 | 1 |
| | 地区受教育程度 | 2 492 | 1.52 | 0.70 | 1 | 3 |

注：本研究首先从 CEPS 基线数据中选取家庭社会经济地位低于全样本第一四分位数(18.848)的 4 021 名样本儿童作为研究对象，其次在后续解释变量、被解释变量和协变量的计算与编码过程中将关键信息缺失或异常的样本予以剔除，最终保留了 2 492 个有效样本。其中，1 583 个样本儿童有学前教育经历，909 个样本儿童无学前教育经历。

(三)分析思路与方法

由于处境不利儿童接受学前教育的时长和起始年龄并非随机事件，而是受到多种因素影响。因此，不同学前教育经历的处境不利儿童在个体、家庭、学校、地区特征上存在较大差异，如果直接采用线性回归方法来探索学前教育对处境不利儿童发展的影响，可能会因为样本自选择问题而引发有偏估计。基于此，本研究采用 PSM 来克服样本自选择问题，从而精确地估计学前教育对处境不利儿童长期发展的净效应。

PSM 最早由罗森鲍姆(Rosenbaum)和鲁宾(Rubin)提出^[48]，其基本思想是将影响处理组干预的各种因素作为协变量，测算出个体接受处理组干预的概率，即倾向得分值。随后，以倾向得分值为依据，通过寻找与处理组样本倾向得分值差值最小或距离最近的控制组样本来实现配对。匹配后处理组与控制组样本近似随机分配，二者之间具备较强的可比性，从而能有效估计处理组干预的净效应，即处理组的平均处理效应(Average Treatment effect on the Treated，以下简称 ATT)。ATT 的具体计算公式如下：

$$ATT = E \{ E [Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, P(X_i)] \} = E \{ E [Y_{1i} | D_i = 1, P(X_i)] - E [Y_{0i} | D_i = 0, P(X_i)] \}$$

为了更好地回答研究问题，本研究将先后开展两次 PSM 分析。第一次分析，旨在了解学前教育时长对处境不利儿童认知能力和人格特质长期发展影响的净效应。因此，本研究分别将有一年(N=372)、两年(N=553)、三年(N=603)学前教育经历的处境不利儿童设为处理组，^②无学前教育经历的设为控制组(N=909)。此时，公式中被解释变量 Y_{1i} 表示处境不利儿童 i 在有一年、两年、三年学前教育经历情况下认知能力和人格特质的得分， Y_{0i} 则表示处境不利儿童 i 在没有学前教育经历情况下认知能力和人格特质的得分。 D_i 为解释变量，在本研究中表示处境不利儿童 i 有无学前教育经历的虚拟变量，如果处境不利儿童 i 有一年、两年、三年学前教育经历，则 $D_i=1$ ；反之，如果处境不利儿童 i 没有学前教育经历，则 $D_i=0$ 。 $P(X_i)$ 为倾向得分值，本研究中表示在控制协变量的情况下，处境不利儿童 i 接受一年、两年、三年学前教育的概率。第二次分析，旨在了解学前教育起始年龄对处境不利儿童认知能力和人格特质长期发展影响的净效应。因此，本研究根据其学前教育的起始年龄，将 1 583 名有学前教育经历的处境不利儿童划分为三岁及以后接受学期教育的处境不利儿童群体和三岁以前接受学前教育的处境不利儿童群体，并将前者设为处理组(N=1 243)，后者设为控制组(N=340)。此时，公式中被解释变量 Y_{1i} 表示处境不利儿童 i 在三岁及以后接受学前教育情况下认知能力和人格特质的得分， Y_{0i} 则表示处境不利儿童 i 在三岁以前提前接受学前教育情况下认知能力和人格特质的得分。 D_i 为解释变量，在本研究中表示处境不利儿童 i 是否提前接受学前教育的虚拟变量，如果处境不利儿童 i 三岁及以后接受学前教育，则 $D_i=1$ ；反之，如果处境不利儿童 i 三岁以前接受学前教育，则 $D_i=0$ 。 $P(X_i)$ 为倾向得分值，本研究中表示在控制协变量的情况下，处境不利儿童 i 三岁及以后接受学前教育的概率。

两次 PSM 分析的步骤基本相同，具体如下：首先，通过 Logit 回归分析来了解处境不利儿童的个体特征、家庭背景、学校特征、地区特征对其学前教育经历持续时长和起始年龄的影响，并估计每个样本儿童的倾向得分值。其次，根据倾向得分值，运用最近邻匹配法和马氏距离匹配法对处理组和控

制组儿童进行匹配。在匹配完成后,进行共同支撑假设检验(Common Support Assumption Test)和平衡性假设检验(Balancing Assumption Test),对样本匹配的有效性进行判断。最后,在数据平衡的基础上,估计学前教育时长和起始年龄对处境不利儿童认知能力和人格特质长期发展影响的净效应,同时通过比较两种匹配方法的输出结果来验证研究结论的稳健性。

三、研究结果与分析

(一)学前教育时长对处境不利儿童长期发展的影响

1. 倾向得分估计。

研究首先运用 Logit 回归模型来了解影响处境不利儿童学前教育时长的因素,并估计处境不利儿童接受不同时长学前教育的倾向得分值。(见表 2)

表 2 影响处境不利儿童学前教育时长的因素分析

| 变量名称 | 一年学前教育经历 | | 两年学前教育经历 | | 三年学前教育经历 | |
|---------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| | 系数 | 机会比 | 系数 | 机会比 | 系数 | 机会比 |
| 性别 | 0.063 | 1.065 | 0.088 | 1.092 | -0.129 | 0.879 |
| 年龄 | -0.320*** | 0.726 | -0.388*** | 0.678 | -0.423*** | 0.655 |
| 年级 | 0.813*** | 2.256 | 0.611*** | 1.842 | 0.635*** | 1.886 |
| 户籍 | 0.455** | 1.576 | 0.123 | 1.131 | -0.175** | 0.840 |
| 民族 | 0.306 | 1.357 | 0.287 | 1.333 | 0.673*** | 1.959 |
| 健康状态 | 0.072 | 1.074 | 0.488*** | 1.630 | 0.386** | 1.471 |
| 流动情况 | 0.237 | 1.267 | -0.281 | 0.755 | -0.477 | 0.620 |
| 家庭规模 | 0.107 | 1.113 | 0.164 | 1.179 | 0.216** | 1.241 |
| 教育期望 | 0.044 | 1.045 | 0.048 | 1.049 | 0.089*** | 1.093 |
| 学校类型 | -0.127 | 0.881 | -0.280 | 0.755 | -0.429 | 0.651 |
| 学校排名 | -0.049 | 0.952 | -0.066 | 0.936 | -0.019 | 0.981 |
| 地区类型 | 0.235** | 1.264 | 0.032 | 1.033 | -0.119 | 0.888 |
| 地区受教育程度 | 0.500*** | 0.607 | 0.416*** | 1.123 | 0.502*** | 1.652 |

注:**、*** 分别表示在 5%以及 1%水平上显著,下同。

由表 2 可知,处境不利儿童的个体特征、家庭背景、所在地区特征均会对其接受学前教育产生显著影响。其中,尤为值得注意的是,农业户籍处境不利儿童获取一年学前教育的机会较大,而非农业户籍处境不利儿童则更有可能获取三年学前教育;汉族处境不利儿童接受三年学前教育的概率比少数民族高 195.9%;独生子女家庭的处境不利儿童接受三年学前教育的机会比多孩家庭的处境不利儿童高 124.1%;家庭教育期望高的处境不利儿童接受三年学前教育的概率比家庭教育期望低的处境不利儿童高 109.3%;地区受教育程度高的处境不利儿童接受一年、两年和三年学前教育的机会比地区受教育程度低的处境不利儿童分别高 60.7%、112.3%和 165.2%。

2. 匹配效果检验。

基于倾向得分值,本研究同时采用最近邻匹配法和马氏距离匹配法来对控制组与处理组进行匹配。为了确保匹配的质量及后续估计结果的可靠性,需要对匹配进行共同支撑假设检验和平衡性假设检验。

首先,本研究借鉴韩喜昆的研究,根据处理组与控制组样本的共同取值范围来判断匹配是否满足共同支撑假设检验。^[49]分析发现,本研究 97%以上的处理组与控制组样本均分布在共同取值范围内,可见本研究的样本匹配可以满足共同支撑假设检验。

其次,本研究借鉴鲁宾的研究,^[50]从三个方面进行平衡性假设检验:一是比较匹配前后控制组与

处理组之间 Rubin's B 和 Rubin's R 值的变化,从整体上判断匹配是否满足平衡性假设检验;二是比较匹配前后控制组与处理组之间协变量的偏差是否下降;三是比较匹配前后控制组与处理组在协变量的均值上是否存在显著差异。分析发现:第一,本研究所有样本匹配后 Rubin's B 值均大幅下降,且均低于 25%,同时所有样本匹配后 Rubin's R 值均在 1 上下波动;第二,匹配后处理组与控制组在所有个体、家庭、学校和地区特征等协变量上的偏差均大幅下降,且偏差均低于 10%;第三,T 检验结果显示匹配后控制组与处理组在所有个体、家庭、学校和地区特征等协变量上均无显著差异。综上可知,本研究的样本匹配较为成功,显著缩小了处理组与控制组之间的差异,消减了样本选择的偏误,满足了平衡性假设检验。^③

3. 匹配结果分析。

在数据平衡的基础上,本研究计算出不同时长的学前教育经历对处境不利儿童长期发展影响的净效应,同时通过比较两种匹配方法输出结果来验证研究结论的稳健性。(见表 3)

表 3 学前教育时长对处境不利儿童长期发展的影响

| 变量名称 | 匹配状态 | 一年学前教育经历 | | 两年学前教育经历 | | 三年学前教育经历 | |
|-------|---------|----------|-------|----------|-------|-----------|-------|
| | | ATT 值 | 标准误 | ATT 值 | 标准误 | ATT 值 | 标准误 |
| 认知能力 | 匹配前 | 0.090** | 0.046 | 0.198*** | 0.041 | 0.264*** | 0.041 |
| | 最近邻匹配后 | 0.017 | 0.069 | 0.089 | 0.057 | 0.181*** | 0.059 |
| | 马氏距离匹配后 | 0.032 | 0.051 | 0.089 | 0.057 | 0.150*** | 0.047 |
| 外倾性 | 匹配前 | 1.787 | 1.436 | 5.200*** | 1.252 | 7.696*** | 1.234 |
| | 最近邻匹配后 | -0.485 | 2.066 | 3.271 | 1.753 | 2.861 | 1.807 |
| | 马氏距离匹配后 | 0.350 | 1.516 | 2.231 | 1.442 | 2.591 | 1.467 |
| 情绪稳定性 | 匹配前 | 0.400 | 1.177 | -2.734** | 1.054 | -3.325*** | 0.972 |
| | 最近邻匹配后 | 0.431 | 1.683 | -2.285** | 1.327 | -2.931** | 1.401 |
| | 马氏距离匹配后 | 0.017 | 1.280 | -2.061** | 1.120 | -2.882** | 1.126 |
| 尽责性 | 匹配前 | -0.733 | 1.261 | 0.224 | 1.115 | 0.620 | 1.071 |
| | 最近邻匹配后 | -2.062 | 1.825 | -1.366 | 1.530 | -1.006 | 1.624 |
| | 马氏距离匹配后 | -0.237 | 1.542 | -1.642 | 1.295 | -2.283 | 1.191 |
| 宜人性 | 匹配前 | -0.230 | 0.804 | 1.144 | 0.755 | -0.158 | 0.702 |
| | 最近邻匹配后 | 0.185 | 1.119 | 1.827 | 0.973 | 0.404 | 0.949 |
| | 马氏距离匹配后 | 0.301 | 0.858 | 1.827 | 0.973 | 0.661 | 0.710 |
| 开放性 | 匹配前 | -1.621 | 1.100 | 2.153*** | 0.968 | 3.433*** | 0.950 |
| | 最近邻匹配后 | -0.223 | 1.616 | 2.221 | 1.348 | 1.781 | 1.407 |
| | 马氏距离匹配后 | -1.175 | 1.284 | 0.801 | 1.131 | 1.915 | 1.154 |

由表 3 可以看出,不同时长的学前教育经历对处境不利儿童长期发展的影响具有差异性,具体而言:一年和两年的学前教育经历对处境不利儿童认知能力的长期发展均无显著效应,只有三年完整的学前教育经历才能显著提升处境不利儿童的认知能力;一年的学前教育经历对处境不利儿童情绪稳定性的发展并无显著影响,但随着受教育时间的延长,处境不利儿童情绪稳定性得分逐渐下降并达到显著水平。由表 3 还可知,基于马氏距离匹配的估计结果与最近邻匹配的估计结果基本趋同,这表明本研究的结论较为稳健可靠。

此外,通过比较匹配前后学前教育时长对处境不利儿童认知能力和人格特质影响的 ATT 值及其显著性还可以发现,样本选择偏差可能会导致研究高估学前教育经历时长对处境不利儿童长期发展的促进作用。这与陈纯槿^[51]、赫克曼(Heckman)^[52]等人的研究发现基本一致。

(二)学前教育起始年龄对处境不利儿童长期发展的影响

1. 倾向得分估计。

本研究首先运用 Logit 回归模型来了解影响处境不利儿童学前教育起始年龄的因素，并估计出倾向得分值。(见表 4)

表 4 处境不利儿童学前教育起始年龄的影响因素分析

| 变量名称 | 系数 | 标准误 | 机会比 |
|---------|-----------|-------|-------|
| 性别 | -0.151 | 0.144 | 0.859 |
| 年龄 | 0.578*** | 0.239 | 1.782 |
| 年级 | -1.279*** | 0.088 | 0.278 |
| 户籍 | 0.251 | 0.266 | 1.285 |
| 民族 | -0.492 | 0.212 | 0.611 |
| 健康状况 | 0.414 | 0.426 | 1.512 |
| 流动情况 | -0.223 | 0.230 | 0.800 |
| 家庭规模 | 0.499** | 0.266 | 1.649 |
| 教育期望 | 0.031 | 0.049 | 1.031 |
| 学校类型 | -0.395 | 0.252 | 0.674 |
| 学校排名 | 0.061 | 0.106 | 1.063 |
| 地区类型 | -0.094 | 0.106 | 0.911 |
| 地区受教育程度 | 0.195 | 0.096 | 0.823 |

由表 4 可知,处境不利儿童的年龄、年级和家庭规模会影响其学前教育起始年龄。其中,值得关注的是,独生子女家庭处境不利儿童从三岁及以上开始接受学前教育的概率比多孩家庭处境不利儿童高 164.9%。

2. 匹配效果检验。

本研究基于匹配后处理组与控制组样本分布、匹配前后 Rubin's B 和 Rubin's R 值的变化、协变量偏差下降程度与差异性水平对匹配效果进行检验。分析发现,本研究处理组与控制组样本匹配较为成功,显著缩小了处理组与控制组之间的差异,消减了样本选择的偏误,满足了共同支撑假设检验和平衡性假设检验。

3. 匹配结果分析。

在数据平衡的基础上,本研究计算出学前教育起始年龄对处境不利儿童长期发展影响的净效应,同时通过比较两种匹配方法的输出结果来验证研究结论的稳健性。(见表 5)

表 5 学前教育起始年龄对处境不利儿童长期发展的影响

| 变量名称 | 匹配状态 | ATT 值 | 标准误 |
|-------|---------|----------|-------|
| 认知能力 | 匹配前 | -0.006 | 0.064 |
| | 最近邻匹配后 | 0.986 | 0.088 |
| | 马氏距离匹配后 | -0.017 | 0.070 |
| 外倾性 | 匹配前 | 1.949 | 1.831 |
| | 最近邻匹配后 | 4.001 | 2.577 |
| | 马氏距离匹配后 | 0.914 | 2.018 |
| 情绪稳定性 | 匹配前 | 4.191*** | 1.445 |
| | 最近邻匹配后 | 4.892*** | 2.100 |
| | 马氏距离匹配后 | 3.478** | 1.673 |

续表

| 变量名称 | 匹配状态 | ATT 值 | 标准误 |
|------|---------|--------|-------|
| 尽责性 | 匹配前 | 1.176 | 1.583 |
| | 最近邻匹配后 | 2.360 | 2.321 |
| | 马氏距离匹配后 | 1.345 | 1.686 |
| 宜人性 | 匹配前 | -0.259 | 1.131 |
| | 最近邻匹配后 | -0.532 | 1.708 |
| | 马氏距离匹配后 | 0.029 | 1.244 |
| 开放性 | 匹配前 | 2.117 | 1.441 |
| | 最近邻匹配后 | 1.297 | 2.098 |
| | 马氏距离匹配后 | 1.731 | 1.640 |

由表 5 可知,三岁以前接受学前教育与三岁及以上开始接受学前教育的处境不利儿童在认知能力和外倾性、尽责性、宜人性、开放性等人格特质上并无显著差异,但在情绪稳定性维度上存在显著差异,即三岁以前接受学前教育的处境不利儿童情绪稳定性得分更低,这意味着其情绪稳定性更差,更易焦虑和抑郁。由此可见,对处境不利儿童而言,提前接受学前教育无益甚至有害。由表 5 还可知,基于马氏距离匹配的估计结果与最近邻匹配的估计结果基本趋同,这表明本研究的结论较为稳健可靠。

此外,通过比较匹配前后学前教育起始年龄对处境不利儿童认知能力和人格特质影响的 ATT 值及其显著性还可以发现,样本选择偏差可能会导致研究误判学前教育起始年龄对处境不利儿童长期发展的影响。这与陈纯槿^[53]的研究发现基本一致。

四、讨论

(一)只有完整的学前教育经历才能有效促进处境不利儿童认知能力的长期发展

基于 PSM 分析结果可知,两年及以下的学前教育经历对处境不利儿童认知能力的长期发展无显著影响,只有完整的学前教育经历才能有效促进处境不利儿童认知能力的持续发展。究其原因,儿童期是个体认知神经系统发育的敏感期和关键期,丰富的认知刺激与训练可以有效促进儿童认知神经系统的发育,进而助推其认知能力的持续发展。^[54]相较于两年及以下的学前教育经历,完整的学前教育经历可以更好地缓解处境不利儿童原生家庭中不利因素(如不适宜的教养方式等)对其认知发展的抑制,并为其提供更多的认知刺激与认知训练,进而更有利于处境不利儿童认知能力的长期发展。

对比已有研究可知,本研究“三年学前教育经历可以促进处境不利儿童认知发展”这一发现与袁玉芝^[55]、郑磊^[56]、贾晋^[57]等人基于 CEPS 数据得出的“早期学前教育经历对个体后续认知能力的发展具有积极作用”研究结论相似。但更值得注意的是,本研究发现与龚(Gong)等人^[58]“学前教育经历与儿童认知发展之间不存在显著的关系”的研究结论相悖。这可能是两项研究对认知能力的定义与测量方式不一致导致的。本研究中认知能力的测试数据主要来源于 CEPS 中儿童认知能力测试标准化得分,该认知能力测试由语言、图形、计算与逻辑 3 个维度构成。测试内容不涉及学校课程教授的记忆性知识,仅考查儿童的计算、逻辑思维等认知能力。因此,本研究的认知能力更接近于卡特尔(Cattell)定义的“流体智力”——与教育和文化无关的、非言语的心智能力。^[59]该类型的智力随神经系统的成熟而提高,随着年龄增长达到峰值后再缓慢下降。儿童期是个体认知神经系统发育的敏感期和关键期,在这个时间窗口,学前教育对儿童施加的积极影响将使其受益终身。^[60]因此,本研究发现学前教育会对个体认知能力发展产生持续影响。而在龚(Gong)等人的研究中,其认知能力的测试数据主要来源

于中国家庭追踪调查中儿童字词测试和数学题测试的得分。该测试内容的设计来自中小学课程,它与儿童接受的中小学教育密切相关。因此,其研究中认知能力更接近于卡特尔(Cattell)定义的“晶体智力”——在社会文化中习得的心智能力。^[61]这也导致其研究中的认知能力可能受儿童中小学阶段教育的影响更大,而受儿童早期学前教育的影响较小。加之,龚(Gong)等人的研究并未控制样本中儿童初中阶段教育的相关变量,最终导致其研究发现学前教育经历与儿童认知能力发展关联较小。由此可见,两个研究中认知能力具有不同的内涵,其影响个体认知发展的机制也不同,最终造成两个研究的结果不一致。

(二)长期的学前教育经历可能会降低处境不利儿童情绪的稳定性的稳定性

基于PSM分析结果可知,一年的学前教育经历对处境不利儿童情绪稳定性的发展并无显著影响,但随着受教育时间的延长,处境不利儿童情绪稳定性得分逐渐下降并达到显著水平。其原因可能是,身处在年龄相似群体中的时间越长,儿童遭受威胁性社会评价(Social-evaluative Threat)的概率与机会也就越高。^{[62][63]}此时儿童尚未发展出足够强大的语言、社交和自我调节技能来应对这种威胁性社会评价,进而导致其产生较高的生理和心理压力。^[64]而儿童体内的下丘脑—垂体—肾上腺(Hypothalamic-Pituitary-Adrenal,以下简称HPA)系统对生理和心理压力非常敏感,在压力的刺激下会释放大量压力性激素皮质醇。^[65]有研究表明,HPA系统与海马体关系密切,而海马体涉及个体的情绪、学习和记忆,HPA系统持续激活会损伤海马体正常的生理机能。^[66]因此,接受学前教育的时间越长,处境不利儿童遭受威胁性社会评价的概率就越大,这就导致其生理和心理压力水平相对较高。在持续性压力下,处境不利儿童HPA系统不断被激活,皮质醇的长期大量分泌可能会造成其海马体损伤,进而对其情绪稳定性造成持久的负面影响。由此引发另一个重要问题,即高质量的学前教育能否缓解长期学前教育经历对处境不利儿童情绪发展的消极作用。从现有研究来看,高质量的学前教育的确可以缓解长时间学前教育对儿童发展的负面影响。^[67]具体而言,较高的结构性质量,如较少的在场儿童数量、充足的游戏空间等,可以有效减少儿童之间威胁性社会评价发生的频次,从而降低在场儿童的皮质醇水平;^[68]较高的过程性质量,如优质的师幼互动,可以营造出积极、和谐的情感氛围,缓解在场儿童的生理和心理压力,弱化长时间学前教育经历带来的负面影响。^[69]由此可见,为维护 and 促进处境不利儿童长期的身心健康与发展,教育主管部门还要在扩大学前教育规模、保障处境不利儿童学前教育机会的基础上,进一步提升其接受学前教育的质量,避免落入“低水平普及”的陷阱。

对比已有研究可知,本研究“有两年以上学前教育经历的处境不利儿童,其情绪稳定性得分更低,情绪的积极性和稳定性较差”的发现与郑磊^[70]、龚欣^[71]等人“有学前教育经历的儿童其情绪更加积极和稳定”的研究结论相悖。虽然本研究与上述研究对情绪稳定性的界定与测量基本一致,但研究结论仍存在分歧。造成这一现象的原因可能有两个。第一,处理组与控制组的设置不同。在郑磊和龚欣等人的研究中,其处理组为“有学前教育经历的儿童”,控制组为“无学前教育经历的儿童”。本研究的处理组分别为“一年学前教育经历”“两年学前教育经历”“三年学前教育经历”,控制组均为“无学前教育经历”。通过对比可以发现,郑磊和龚欣等人是从总体上比较了有无学前教育经历儿童在情绪稳定性得分上的差异,而本研究则是在其研究的基础上将“有学前教育经历”进一步细化,比较了不同学前教育年限对儿童情绪稳定性发展的影响。由此可见,本研究与郑磊、龚欣等人研究在处理组与控制组的设置上存在较大差异,这在一定程度上造成了研究结论的不一致。第二,研究样本存在较大差异。虽然本研究使用的数据与郑磊、龚欣等人的研究均来自CEPS项目2013—2014基线调查,但是本研究聚焦处境不利群体,实际样本量仅为2492人,而郑磊和龚欣等人更为关注整体情况,其样本量分别为10279人和18034人。由此可见,本研究与郑磊、龚欣等人研究在样本上存在较大差异。秦金亮等学者认为,样本取样范围的大小、代表性的强弱、样本量等诸多因素都可能会影响学前教育与儿童发展之间的关系模式。^[72]因此,样本方面的较大差异也可能造成研究结论的不一致。

(三)提前进入学前教育机构对处境不利儿童长期的情绪健康无益甚至有害

基于 PSM 分析结果可知,处境不利儿童提前接受学前教育并不能使其在认知能力和人格特质的的发展上获益更多,反而可能导致其情绪稳定性下降。其原因可能在于,首先,儿童认知能力和人格特质的的发展需要以身体机能的成熟为前提。在儿童早期生长发育过程中,家庭社会经济地位是重要影响因素。^[73]低社会经济地位家庭的儿童受限于家庭的物质条件和教养水平,其生理尤其是大脑结构和功能的发育相对较为迟缓。^[74]因此,让大脑发育尚不成熟的处境不利儿童提前接受学前教育,无异于揠苗助长。另一方面,从依恋理论(Attachment Theory)角度来看,儿童大约在一岁时就已经建立起了关于父母的可得性和响应性的内部表征。^[75]过早与父母分离会使儿童产生绝望、不安和退缩等消极情绪,而且这些消极情绪难以从与其他成人的亲密关系中得到宽慰。^[76]加之人格特质的稳定性相对较强,^[77]处境不利儿童过早进入学前教育机构而导致的紧张、焦虑和情绪不稳定可能会伴随其后续多个发展阶段。

本研究的这一研究发现与陈纯瑾“三岁以下提前接受学前教育对处境不利儿童的学业素养和社会性情绪发展无显著效益”的研究结论基本一致,^[78]但与英国 EPPE 项目“越早接受学前教育越有利于儿童智力和社会性发展”的研究结论相悖。^[79]其原因可能在于,本研究同陈纯瑾的研究在文化情境、研究主题和研究对象上具有高度相似性,均是探讨了中国社会文化背景下处境不利儿童学前教育的起始年龄对其长期(初中)发展的影响,因此研究结论存在相似性。而英国 EPPE 项目则是聚焦探索英国文化背景下学前教育经历之于儿童中短期(小学时期)发展的作用,它与本研究在文化背景、研究主题和研究对象等多个方面存在较大差异,最终导致研究发现存在不一致。

五、建议

(一)提升学前教育质量,促进处境不利儿童长期发展

近年来,我国学前教育事业迅速发展,经济上“费用低”、服务对象上“覆盖广”的普惠性幼儿园极大地保障了处境不利儿童获取学前教育的机会。但正如卢卡斯(Lucas)“有效维持的不平等理论”(Effectively Maintained Inequality Theory)所指出的,即使在教育规模扩张过程中,低社会阶层的受教育机会得到保障,但是不同社会阶层在教育质量上仍然会存在不平等,高社会阶层获取的优质教育会使其阶层优势继续保持。^[80]在我国学前教育基本普及的背后,学前教育质量公平的问题依然严峻,儿童接受的幼儿园教育质量与其家庭社会经济地位呈显著正相关,^[81]低家庭社会经济地位的处境不利儿童获取的学前教育质量依然不佳。低质量的学前教育不仅会限制学前教育经历对处境不利儿童认知能力发展的积极作用,还会放大学前教育经历对其人格特质发展的消极影响,最终进一步拉开不同处境儿童之间的发展差距。为此,教育主管部门可以通过制定普惠性幼儿园教育基本质量标准,明确教育质量的底线与红线,引导、激励和支持普惠性幼儿园提高教育质量,为处境不利儿童提供有质量的学前教育服务。此外,教育主管部门还可以借鉴美国“开端计划”和英国“确保开端计划”的经验,以中央和地方政府作为经费投入主体,为民族地区、连片贫困地区的处境不利儿童提供标准化的园舍、专业化的师资和优质的课程,以保障处境不利儿童获取有质量的学前教育。

(二)缓解低社会经济地位多孩家庭压力,避免处境不利儿童过早入园

本研究发现,低社会经济地位群体中多孩家庭更倾向于让其子女提前进入学前教育机构。其原因可能在于,一方面,低社会经济地位家庭的养育者通常缺乏科学的养育知识与教养方法,进而导致其亲子互动更为消极,容易产生较高的养育压力,^[82]获得不安、焦急、自我丧失感、疲劳感等消极的情绪体验。^[83]随着子女数量的增加,养育者的养育压力倍增,特别是当亲子互动失调、子女表现得难以管教或者子女之间产生矛盾需要父母调解时,高水平的养育压力将会演变为激烈的家庭冲突,^[84]最终导致养育者陷入养育倦怠的困境。同时,低社会经济地位家庭的养育者往往面临较大的经济压力,他

们需要将多数的时间与精力投入到生产性劳动中以解决基本的生存问题。但随着子女数量的增加, 养育者需要投入在育儿上的时间与精力也将随之增加, 这也将进一步激化低社会经济地位家庭养育者在生产性劳动和家庭养育之间的矛盾。另一方面, 当前我国婴幼儿托育资源, 尤其是普惠性婴幼儿托育资源较为匮乏,^[85] 婴幼儿托育费用较为高昂, 低社会经济地位家庭养育者无力承担。困境之下, 为了缓解养育压力以及解放更多时间和精力用于生产性劳动, 低社会经济地位家庭尤其是多孩家庭可能会更倾向于让其子女提前离开家庭而进入学前教育机构。基于此, 政府一方面应通过大力发展普惠性婴幼儿托育服务, 以缓解“入托难、入托贵”的问题, 避免处境不利儿童提前进入学前教育机构。在举办主体与形式上, 政府可以积极引导和支持符合条件的机关、企事业单位、社会团体和个人等投入或举办普惠性托育机构, 建立多主体、灵活多元、开放多样的普惠性婴幼儿托育服务供给体系。在财政投入体制与机制上, 政府可以将发展普惠性婴幼儿托育服务体系纳入公共财政支持范畴, 加大对普惠性婴幼儿托育服务体系建设的投入, 通过土地优先保障、税费减免、专项补助、购买服务等多种方式支持各类普惠性托育机构的建设与发展。在婴幼儿托育师资队伍建设上, 一是要拓宽婴幼儿托育从业人员的培养渠道, 通过鼓励有条件的高校加强婴幼儿托育相关学科建设、增设托育相关专业等方式, 为普惠性婴幼儿托育服务的发展提供充足的人才保障; 二是从国家层面制定婴幼儿托育从业人员的资质标准和资格准入制度, 严把准入门槛; 三是探索建立科学合理的婴幼儿托育服务从业人员薪资待遇标准及其保障机制, 增强婴幼儿托育从业人员的稳定性。另一方面, 政府还可以通过制定并实施一系列家庭支持政策来减轻低社会经济地位多孩家庭的压力, 尽量避免处境不利儿童提前进入学前教育机构。第一, 家庭服务政策。政府可以通过提供亲职教育、普及科学养育知识等方式, 提升低社会经济地位家庭的养育能力, 减轻其养育压力。第二, 育儿假政策。政府应在严格落实以保障女性权益为宗旨的产假制度基础上, 探索双亲育儿假制度, 缓和低社会经济地位家庭的父母在生产性劳动和家庭育儿之间的矛盾。第三, 经济援助政策。政府可根据低社会经济地位家庭养育者的职业类型和年收入水平确定经济援助的措施与力度, 精准缓解其因育儿而带来的经济压力。

注释:

①为了同国家政策文件中“学前教育”概念保持一致, 例如《中华人民共和国学前教育法草案(征求意见稿)》中将“学前教育”定义为“由幼儿园等机构对三周岁到入小学前的学前儿童实施的保育和教育”, 本研究中的“学前教育”主要是指狭义的、面向三至六岁儿童的幼儿园教育, 而非广义的、面向零至六岁儿童的教育。

②在本研究1 583名有学前教育经历的处境不利儿童中, 仅有55名儿童其学前教育经历时长超过三年。考虑到有三年以上学前教育经历的处境不利儿童样本量过少(55名), 控制组“无学前教育经历的处境不利儿童”样本量较大(909名), 同时本研究中纳入分析的变量数目较多(协变量13个), 如果将其单独作为“三年以上学前教育经历”的处理组, 纳入后续Logit回归模型分析和PSM估计中, 可能会造成有偏估计。故本研究在探索学前教育经历持续时长对处境不利儿童长期发展的影响时, 仅将有一年、两年、三年学前教育经历的处境不利儿童分别设为处理组进行分析。但后续在探索学前教育起始年龄对处境不利儿童长期发展的影响时, 则将这55名有三年以上学前教育经历的处境不利儿童, 按照其接受学前教育的起始年龄, 分别编入处理组“三岁及以上接受学前教育的处境不利儿童”与控制组“三岁以下接受学前教育的处境不利儿童”之中, 进行后续Logit回归模型分析和PSM估计。

③为了精简篇幅, 此处匹配效果检验的结果从略。下文在探索学前教育经历起始年龄对处境不利儿童长期发展的影响时, 匹配效果检验的结果同样从略。

参考文献：

- [1]RAO N , SUN J , ZHOU J , et al. Early achievement in rural China : The role of preschool experience[J]. Early Childhood Research Quarterly ,2012 ,27(1) :66-76.
- [2]HECKMAN J , PINTO R , SAVELYEV P. Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes[J]. American Economic Review ,2013 ,103(6) : 2052-2086.
- [3]HECKMAN J J. The economics of inequality : The value of early childhood education[J]. American Educator ,2011 ,35(1) :31-35+47.
- [4]SCHMERSE D. Preschool quality effects on learning behavior and later achievement in Germany : Moderation by socioeconomic status[J]. Child development ,2020 ,91(6) :2237-2254.
- [5]VOTRUBA-DRZAL E , LEVINE COLEY R , LINDSAY CHASE-LANSDALE P. Child care and low-income children 's development : Direct and moderated effects[J]. Child development ,2004 ,75(1) : 296-312.
- [6]BURCHINAL M R , PEISNER-FEINBERG E , BRYANT D M , et al. Children 's social and cognitive development and child-care quality : Testing for differential associations related to poverty , gender , or ethnicity[J]. Applied Developmental Science ,2000 ,4(3) :149-165.
- [7]DEARING E , MCCARTNEY K , TAYLOR B A. Does higher quality early child care promote low-income children 's math and reading achievement in middle childhood?[J]. Child development ,2009 ,80 (5) :1329-1349.
- [8]HECKMAN J , MOON S H , PINTO R , et al. The rate of return to the High-Scope Perry Preschool Program[J]. Journal of public Economics ,2010 ,94(1-2) :114-128.
- [9][58]GONG X , XU D , HAN W J. The effects of preschool attendance on adolescent outcomes in rural China[J]. Early Childhood Research Quarterly ,2016 ,37(4) :140-152.
- [10]ZIGLER E , STYFCO S J. Head Start : Criticisms in a constructive context[J]. American Psychologist , 1994 ,49(2) :127-132.
- [11][79]李轩 ,吕耀坚 ,秦金亮.英国有效学前教育项目述评[J].比较教育研究 ,2013 ,35(2) :17-21.
- [12]LI W , DUNCAN G J , MAGNUSON K , et al. Timing in early childhood education : How cognitive and achievement program impacts vary by starting age , program duration , and time since the end of the program[J]. Annenberg Institute for School Reform at Brown University ,2020(20-21) :2-10.
- [13]HUSTON A C , BOBBITT K C , BENTLEY A. Time spent in child care : How and why does it affect social development?[J]. Developmental psychology ,2015 ,51(5) :621-634.
- [14]LOEB S , BRIDGES M , BASSOK D , et al. How much is too much? The influence of preschool centers on children 's social and cognitive development[J]. Social Science Electronic Publishing ,2007 ,26 (1) :52-66.
- [15]刘友棚 ,费广洪.幼儿园结构性变量与幼儿阅读理解水平的关系[J].学前教育研究 ,2018(06) : 14-26.
- [16][72]秦金亮.基于证据的学前教育需求与质量研究[M].北京 :北京师范大学出版社 ,2018 : 379-399 ,416.
- [17][30][36][38][71]龚欣 ,李贞义.学前教育经历对初中生非认知能力的影响 :基于 CEPS 的实证研究[J].教育与经济 ,2018(04) :37-45.

[18][57]贾晋,李雪峰,王慧.赢在起跑线——学前教育经历与青少年多维能力发展的实证研究[J].教育与经济,2018(06):56-64.

[19][52]HECKMAN J, RAUT L K. Intergenerational long-term effects of preschool-structural estimates from a discrete dynamic programming model[J]. Journal of econometrics, 2016, 191(1):164-175.

[20]任明满,郑国民.处境不利学生阅读抗逆影响因素的实证研究[J].教育科学研究,2021(05):72-76.

[21]BRADLEY R H, CORWYN R F. Socioeconomic status and child development[J]. Annual review of psychology, 2002, 53(1):371-399.

[22]陈依婷,陶阳,杨向东.社会经济地位对父教缺失学生学业成绩的影响机制:父母参与—学生自我教育期望的链式中介作用[J].全球教育展望,2021,50(10):115-128.

[23]任春荣.学生家庭社会经济地位(SES)的测量技术[J].教育学报,2010,6(5):77-82.

[24]CHRISTELIS D, JAPPELLI T, PADULA M. Cognitive abilities and portfolio choice[J]. European Economic Review, 2010, 54(1):18-38.

[25][42][46][55]袁玉芝,赵仪.学前教育对初中生认知能力的影响研究——基于 CEPS 数据的经验分析[J].教育科学研究,2019(11):43-50+57.

[26]方超,黄斌.体育锻炼能够促进青少年的认知能力发展吗?——基于中国教育追踪调查数据的实证研究[J].华东师范大学学报(教育科学版),2021,39(3):84-98.

[27]程虹,李唐.人格特征对于劳动力工资的影响效应——基于中国企业—员工匹配调查(CEES)的实证研究[J].经济研究,2017,52(2):171-186.

[28][33][37]方晨晨,曹连喆.家庭劳动对初中生能力发展的影响——基于 CEPS 数据的实证研究[J].湖南师范大学教育科学学报,2021,20(2):56-63+89.

[29]李玉青.家庭社会经济地位与初中生非认知能力发展[J].教育经济评论,2022,7(3):90-112.

[31][39]闵文斌.生命历程:分离与随迁经历对随迁青少年非认知能力的影响[J].南方人口,2022,37(2):13-22.

[32][34][40]王伊雯,叶晓梅.近朱者赤,近墨者黑?同伴对青少年非认知能力的影响——基于 CEPS 数据的实证分析[J].教育与经济,2021,37(6):62-70.

[35][45]邢敏慧,张航.隔代抚养对初中生非认知能力发展的影响——基于 CEPS 数据的实证研究[J].国家教育行政学院学报,2020(10):86-95.

[41][43]方超,黄斌.学前教育对青少年成就发展的影响——基于 CEPS 数据的实证研究[J].教育学报,2020,16(1):73-82.

[44]任明满.处境不利学生能从阅读时间、阅读策略中受益吗?[J].教育科学研究,2019(12):67-72+79.

[47]李贞义,雷万鹏.学前教育能助力处境不利学生成为抗逆学生吗?——来自 CEPS 基线数据的经验证据[J].教育与经济,2022,38(5):50-57.

[48]ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1):41-55.

[49]韩喜昆,马德功,张坤.存款保险制度、政府法治信用与公众存款人的市场信心[J].北京理工大学学报(社会科学版),2021,23(2):92-100.

[50]RUBIN D B. Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation[J]. Health Services and Outcomes Research Methodology, 2001, 2(3):169-188.

[51]陈纯槿,柳倩.学前教育对学生15岁时学业成就的影响——基于国际学生评估项目上海调查数据的准实验研究[J].学前教育研究,2017(01):3-12.

[53][78]陈纯槿.儿童接受学前教育的起始年龄与其青少年时期发展的关系——基于马氏距离匹配法与夏普里值分解法的分析[J].学前教育研究,2022(07):66-78.

[54]彭君,莫雷,黄平等.工作记忆训练提升幼儿流体智力表现[J].心理学报,2014,46(10):1498-1508.

[56][60]郑磊,翁秋怡,龚欣.学前教育与城乡初中学生的认知能力差距——基于CEPS数据的研究[J].社会学研究,2019,34(3):122-145+244.

[59][61]陈琦,刘儒德.教育心理学[M].北京:高等教育出版社,2011:64.

[62][69]VERMEER H J, IJZENDOORN M H. Children's elevated cortisol levels at daycare: A review and meta-analysis[J]. Early Childhood Research Quarterly, 2006, 21(3):390-401.

[63]GUNNAR M R, SEBANC A M, TOUT K, et al. Peer rejection, temperament, and cortisol activity in preschoolers[J]. Developmental Psychobiology: The Journal of the International Society for Developmental Psychobiology, 2003, 43(4):346-368.

[64]DICKERSON S S, KEMENY M E. Acute stressors and cortisol responses: a theoretical integration and synthesis of laboratory research[J]. Psychological bulletin, 2004, 130(3):355-391.

[65][66]DE KLOET E R. Brain corticosteroid receptor balance and homeostatic control[J]. Frontiers in Neuroendocrinology, 1991, 12(2):95-164.

[67]MCCARTNEY K, BURCHINAL M, CLARKE STEWART K A, et al. Testing a series of causal propositions relating time in child care to children's externalizing behavior[J]. Developmental Psychology, 2010, 46(1):1-17.

[68]LEGENDRE A. Environmental features influencing toddlers' bioemotional reactions in day care centers[J]. Environment and Behavior, 2003, 35(4):523-549.

[70]郑磊,祁翔.学前教育经历与城乡学生的多维非认知能力差距[J].学前教育研究,2020(11):43-57.

[73]OZKAN M, SENEL S, ARSLAN E A, et al. The socioeconomic and biological risk factors for developmental delay in early childhood[J]. European journal of pediatrics, 2012, 171(12):1815-1821.

[74]HAIR N L, HANSON J L, WOLFE B L, et al. Association of child poverty, brain development, and academic achievement[J]. JAMA pediatrics, 2015, 169(9):822-829.

[75]CASSIDY J, SHAVER P R. Handbook of attachment: Theory, research and clinical applications[M]. New York: The Guilford Press, 2008:102-130.

[76]SROUFE L A, WATERS E. Attachment as an organizational construct[J]. Child Development, 1977, 48(4):1184-1199.

[77]ROBERTS B W, KUNCEL N R, SHINER R, et al. The power of personality: the comparative validity of personality traits, socioeconomic status and cognitive ability for predicting important life outcomes[J]. Perspectives on Psychological Science, 2010, 2(4):313-345.

[80]LUCAS S R. Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects[J]. American journal of sociology, 2001, 106(6):1642-1690.

[81]侯莉敏,罗兰兰,吴慧源.幼儿园学习环境质量与幼儿发展结果的相关分析及其阈值效应[J].学前教育研究,2021(01):29-42.

[82]DUNCAN G J , BROOKS-GUNN J. Family poverty , welfare reform , and child development[J]. Child development ,2000 ,71(1) :188-196.

[83]ABIDIN R R. Parenting stress index (3rd ed.)[M]. Odessa : Psychological Assessment Resources , 1995 :156-159.

[84]蔡迎旗 ,刘庆.城市 0~6 岁婴幼儿父母养育压力差异及影响因素研究——基于一孩家庭与两孩家庭的对比[J].南方人口 ,2021 ,36(4) :26-36.

[85]黄宸 ,李玲.“三孩”政策下 2022—2050 年城乡托育服务适龄人口与资源供给[J].教育研究 , 2022 43(9) :107-117.

The Influence of Preschool Education Experience on the Long-term Development of Disadvantaged Children : An Empirical Study Based on CEPS Data

WANG Dian ¹ LIU Xinxue ¹ XU Guoqing ² LI Kejian³

(¹School of Education Science , Nanjing Normal University of Special Education , Nanjing 210038 China ; ²The Fourth Kindergarten of Jiangsu Military Region , Nanjing 210002 China ; ³School of Child Development and Education , Zhejiang Normal University , Hangzhou 311231 China)

Abstract : Preschool education is essential for individual development. This study based on baseline data from the Chinese Education Panel Survey , uses propensity score matching to examine the effects of the duration and starting age of preschool educational experience on the long-term development of cognitive skills and personality traits in disadvantaged children. Results show that only a full preschool educational experience can effectively promote the long-term development of cognitive skills in disadvantaged children ; a longer preschool education experience may reduce the emotional stability of such children ; preschool education before the age of three does not benefit the long-term development of cognitive skills and personality traits such as extraversion , conscientiousness , agreeableness and openness in disadvantaged children , even may lead to increased anxiety , depression and emotional instability. In order to narrow the development gap among different social classes and promote social equity , education authorities should enhance the quality of preschool education received by disadvantaged children on the basis of guaranteeing their preschool education opportunities , so as to improve the positive effects of preschool education experience on cognitive skills and personality traits and to dissipate the negative effects of long-term preschool education experience on personality traits. The government can alleviate the parenting and financial pressure on families by vigorously developing inclusive infant and toddler care services , while formulating and implementing a series of family support policies to prevent disadvantaged children from receiving early preschool education before the age of three.

Key words : disadvantaged child , preschool education experience , cognitive development , personality trait
(责任编辑 :黎勇)