

学前教育经历与学龄儿童义务教育 结果不平等的异质性检验

方 超

[摘 要] 学前教育的异质性特征及其对义务教育结果不平等的影响成为学界关注的焦点话题。本文利用中国教育追踪调查追访数据(2014—2015),运用普通最小二乘法与均值分解、有条件分位数回归与MM分解、无条件分位数回归与RIF分解,分析了学前教育经历对于义务教育结果不平等的异质性影响,研究结果表明:(1)利用均值回归及其分解方法发现学前教育经历能将学龄儿童的义务教育结果表现提高0.062个标准分,个体特征决定了义务教育结果不平等的均值差异;(2)利用条件分位数回归及其分解发现,学前教育经历对于义务教育结果表现的影响呈现出N型曲线的异质性特征,能够被可观测特征所解释的特征效应决定了不同分位点上的义务教育结果不平等;(3)利用无条分位数回归及分解发现,学前教育经历对于义务教育结果表现的影响呈现出“M”型曲线的异质性特征,义务教育结果不平等主要集中在低分位点上,具有“黏地板效应”的鲜明特征。

[关键词] 学前教育经历;义务教育结果不平等;异质性;天花板效应;黏地板效应

一、问题的提出

(一)赫克曼曲线与学前教育投资

诺贝尔经济学奖获得者詹姆斯·赫克曼(James Heckman)在《人力资本政策》(Human Capital Policy)的研究报告中,基于生命周期视角论证了人力资本投资收益的规律性,他认为在给定能力的个体生命周期中,当其他要素相同时,假定对每个年龄段实施相同的人力资本投资,早期人力资本投资收益将始终高于后期。赫克曼对于人力资本投资收益的规律性论述对于推进包括

[收稿日期] 2021-05-14

[基金项目] 国家社科基金教育学2020年度青年课题“教育结果公平视角下贫困家庭子女的义务教育补偿机制研究”(CFA200249)。

[作者简介] 方超,南京财经大学公共管理学院,电子邮箱地址:99288137@qq.com。

早期干预在内的学前教育发展具有极强的现实指导意义,被相关教育研究者誉为了“赫克曼曲线”(Heckman Curve)。因此,数量相当的学术研究讨论了学前教育的经济和非经济价值,发现接受学前教育能够显著提高学龄儿童的智力水平、学业成就、大学入学率以及教育年限;减少不良的外化行为、降低社会整体犯罪率以及强化自我控制能力,甚至有助于提升个体健康水平与健康意识,尤其是对处境不利的学龄儿童具有更加积极的促进作用(Elliot et al., 1979; Campbell et al., 2014)。

(二)经典人力资本理论与认知能力

1960年,西奥多·舒尔茨(Theodore W. Schultz)在竞选美国经济学会会长时发表了《人力资本投资》(Investment in Human Capital)的就职演说,系统阐述了人力资本理论的核心思想,标志着经典人力资本理论的初步成型(Schultz, 1961)。早期人力资本理论主要强调教育、迁移与健康在宏观经济增长与微观收入分配中的作用,能力的概念蕴藏于教育之中并且相对模糊,一般指涉的是技能的习得与“补偿性”工资的获取(Spengler, 1977)。

随着能力研究的“黑箱”被打破,新人力资本理论的发展将经典人力资本理论的研究外延扩大到了认知能力与非认知能力(周金燕, 2015、2020),也将学界的研究视角触及认知能力与非认知能力的经济报偿(乐君杰和胡博文, 2017; 王春超和张承莎, 2019; 盛卫燕和胡秋阳, 2019)。譬如,黄国英和谢宇(2017)的研究发现,认知能力通过教育影响青年劳动者的收入水平,而非认知能力对工资差异的影响则独立于认知能力的解释范畴。此外,还有部分研究立足新人力资本理论,发现学前教育经历对于初中生的认知与非认知能力的形成、发展具有积极影响(李玲等, 2020)。

(三)学前教育与认知能力

近年来,学前教育投资的重要性日益凸显以及新人力资本理论取得突破式的发展,教育经济学界逐步增强了有关学前教育对学龄儿童能力发展影响效应的研究。龚欣和李贞义(2018)的研究发现学前教育经历有助于发展初中生的思维开通性,并对抑制消极情绪具有积极影响。贾晋等(2018)的研究则发现学前教育经历对于提高学业成绩、认知能力以及社交能力具有积极影响,但对于探索求知、语言表达以及健康水平等方面的影响不具有统计显著性。袁玉芝和赵仪(2019)利用倾向得分匹配和再加权倾向得分匹配法分别估计出学前教育经历能将学生的认知能力提高0.220与0.239个标准分。方超和黄斌(2020)的研究发现学前教育经历对于提高学龄儿童在学期间的学业水平具有积极意义,周垚(2020)的研究也得到相似的结论,同时发现不同阶层学龄

儿童的教育结果不平等在学前教育阶段就已出现,并且会持续、深远地影响其进入初中教育阶段的学业表现。

(四)研究述评

总的看来,相关选题围绕学前教育经历对于认知能力的影响业已开展了大量有益的学术研究,并为鼓励、倡导以及推进学前教育的发展积累了宝贵经验,但相关研究仍存在以下可供拓展的研究空间:从研究主题上看,多数研究旨在讨论学前教育影响认知能力的均值效应,只有少数研究在均值层面上考察了学前教育的异质性特征(郑磊等,2019);从研究方法上看,多数研究采用了倾向得分匹配的研究方法,旨在实现学前教育经历与认知能力发展的因果关系推断,但却缺乏采用异质性的分析方法,检验学前教育对于不同分位点上认知能力发展的异质性影响。

鉴于此,本文将利用中国教育追踪调查数据,综合采用普通最小二乘法与均值分解、有条件分位数回归与MM分解、无条件分位数回归与RIF分解,一方面以认知能力为代理指标,捕捉学前教育影响学龄儿童义务教育结果表现的异质性特征,另一方面旨在考察学前教育经历对于学龄儿童义务教育结果不平等的现实影响,以期从异质性的视角补充既有研究并形成有益的学术增量。

二、研究设计

(一)模型

为估计学前教育对学龄儿童义务教育结果表现的异质性影响,本文设定如下线性模型:

$$Cognitive\ Ability_{it} = \alpha + \beta_1 Preschool_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i \quad (1)$$

在式(1)中,下标*i*和*t*分别表示家庭及学龄儿童个人。因变量*Cognitive Ability_{it}*用当期认知能力测试的标准化得分衡量学龄儿童的义务教育结果表现;*Preschool_{it}*表示学前教育经历,当学龄儿童具有学前教育经历时则有*Preschool_{it}*=1,反之则有*Preschool_{it}*=0, β_1 的参数估计值就是学前教育经历对于义务教育教育结果表现的影响效应;*Control_{it}*为本文的控制变量,包括家庭特征、个体特征、基期能力等; μ_i 则是方程的误差项。

(二)方法

1. 基准估计

实证研究首先采用普通最小二乘法(Ordinary Least Squares, OLS)估计

学前教育经历影响学龄儿童义务教育结果表现的均值效应,同时将接受和未接受学前教育的学龄儿童,在义务教育结果表现上的个体差异分为可解释和不可解释两部分,利用布林德-奥萨卡框架(Blinder-Oaxaca)分解学龄儿童义务教育结果不平:

$$\overline{Cognitive\ Ability_{1it}} - \overline{Cognitive\ Ability_{0it}} = \overline{X_{1it}}\beta_{1it} - \overline{X_{0it}}\beta_{0it} = (\overline{X_{1it}} - \overline{X_{0it}})\hat{\beta}_{0it} + (\hat{\beta}_{1it} - \hat{\beta}_{0it})\overline{X_{1it}} \quad (2)$$

在式(2)中,下标 $1it$ 和 $0it$ 分别表示家庭 t 中接受/未接受学前教育的学龄儿童, $\overline{Cognitive\ Ability_{1it}}$ 与 $\overline{Cognitive\ Ability_{0it}}$ 表示相应学龄儿童的义务教育结果表现; $\overline{X_{1it}}$ 和 $\overline{X_{0it}}$ 为解释变量的均值, β_{1it} 和 β_{0it} 则为相应的回归系数。其中, $(\overline{X_{1it}} - \overline{X_{0it}})\hat{\beta}_{0it}$ 表示义务教育结果不平等中能够被解释的差异,而 $(\hat{\beta}_{1it} - \hat{\beta}_{0it})\overline{X_{1it}}$ 则表示不能被解释的差异,即歧视。

2. 有条件分位数回归及其分解

鉴于基准回归只能刻画学前教育影响个体义务教育结果表现的均值效应,但却无法捕捉前文所述的异质性特征。鉴于此,本文将在基准回归之后进一步采用 Koenker 和 Bassett(1978)提供的条件分位数回归,刻画学前教育的异质性特:

$$Q_{\tau}(Cognitive\ Ability_{it} | X) = X'\beta(\tau) \quad (3)$$

在式(3)中, $Q_{\tau}(Cognitive\ Ability_{it} | X)$ 表示给定解释变量 X 的情况下,被解释变量 $Cognitive\ Ability_{it}$ 在 τ 分位点上的值, $\beta(\tau)$ 表示义务教育结果表现在 τ 分位点上的回归系数。

鉴于 Blinder-Oaxaca 只能在均值条件上分解学龄儿童的义务教育结果不平等,但却无法在异质特征的基础上刻画义务教育结果表现个体差异。因此,本文将在条件分位数的基础上,进一步采用 Machado 和 Mata(2005)提供的 MM 分解,借助概率积分转换得到义务教育结果表现边际密度函数的一致估计,然后通过随机替换构造反事实的义务教育结果分布, τ 分位点上的认知能力差异就可表述为:

$$\begin{aligned} \Delta_{\tau} Cognitive\ Ability_{1-0it} &= Q_{\tau}(Cognitive\ Ability_{1it}) - \\ &Q_{\tau}(Cognitive\ Ability_{0it}) = [Q_{\tau}(Cognitive\ Ability_{1it}) - \\ &Q_{\tau}(Cognitive\ Ability_{0it})] + [Q_{\tau}(Cognitive\ Ability_{cit}) - \\ &Q_{\tau}(Cognitive\ Ability_{0it})] \end{aligned} \quad (4)$$

在式(4)中, $\Delta_{\tau} Cognitive\ Ability_{1-0it}$ 表示 τ 分位点上接受和未接受学前

教育学龄儿童在义务教育结果表现上的个体差异； $\Delta_{\tau}Cognitive Ability_{1-cit}$ 表示反事实的义务教育结果表现的分布情况，其含义可以理解为未接受学前教育的学龄儿童如果接受学前教育后的义务教育结果表现。

2. 无条件分位数回归及其分解

有条件分位数回归只能揭示解释变量对被解释变量变化的有条件影响，但却无法为解释变量无条件影响被解释变量的变化提供合理的解释(朱平芳和张征宇, 2012)。对于学术研究和教育政策制定者而言，他们更为关心的是学前教育经历在整体认知能力分布上对于义务教育结果表现的无条件影响，而无论学龄儿童在性别、年龄、户籍等方面的可观测特征是否相似。为实现学术研究和决策制定的需要，本文将采用 Firpo et al. (2009)提供的无条件分位数回归(Unconditional Quantile Regression)，利用再集中响应函数(Re-centered Influence Function, RIF)对认知能力整体分布进行无条件估计：

$$RIF(Cognitive Ability_K, \hat{Q}_{\tau}) = X_K \hat{\beta}_K \quad (5)$$

式(5)中， $K = preschool_{1it}$ 、 $K = preschool_{0it}$ 以及 $K = preschool_{cit}$ ，分别表示接受学前教育、未接受学前教育的学龄儿童以及反事实学龄儿童； $RIF(Cognitive Ability_K, \hat{Q}_{\tau})$ 表示 Q_{τ} 分位点上的无条件估计； $\hat{\beta}$ 为无条件分位数的边际效应；解释变量 X 造成的义务教育结果不平等就可表述为：

$$\begin{aligned} & \hat{Q}_{\tau}(Cognitive Ability_{0it}) - \hat{Q}_{\tau}(Cognitive Ability_{1it}) = \\ & \{ \overline{X_{Preschool_{1it}}} (\hat{\beta}_{Preschool_{cit}}^{\tau} - \hat{\beta}_{Preschool_{0it}}^{\tau}) + \hat{R}_{\tau}^S \} + \\ & \{ \overline{X_{Preschool_{0it}}} \hat{\beta}_{Preschool_{0it}}^{\tau} - \overline{X_{Preschool_{1it}}} \hat{\beta}_{Preschool_{cit}}^{\tau} \} + \hat{R}_{\tau}^C \} \quad (6) \end{aligned}$$

在式(6)中， $\hat{Q}_{\tau}(Cognitive Ability_{0it}) - \hat{Q}_{\tau}(Cognitive Ability_{1it})$ 表示未接学前教育与接受学前教育的学龄儿童在 Q_{τ} 分位点上义务教育结果表现的个体差异； $\overline{X}$ 为平均协方差向量； $\hat{\beta}_{Preschool_{cit}}^{\tau}$ 为义务教育结果表现的反事实分布； $\hat{\beta}_{Preschool_{cit}}^{\tau} - \hat{\beta}_{Preschool_{0it}}^{\tau}$ 表示相应学龄儿童义务教育结果不平等中的特征回报； $\overline{X_{Preschool_{0it}}} \hat{\beta}_{Preschool_{0it}}^{\tau} - \overline{X_{Preschool_{1it}}} \hat{\beta}_{Preschool_{cit}}^{\tau}$ 与 $\overline{X_{Preschool_{1it}}} (\hat{\beta}_{Preschool_{cit}}^{\tau} - \hat{\beta}_{Preschool_{0it}}^{\tau})$ 分别表示 Q_{τ} 分位点上的构成效应(Composition Effect)与结构效应(Structure Effect)； $\hat{R}_{\tau}^C$ 与 $\hat{R}_{\tau}^S$ 则表示构成效应与结构效应的相关误差近似估计。

三、数据与变量

(一)数据与样本

本文所用数据来自中国人民大学数据与调查中心(NSRC)提供的中国教育追踪调查数据(China Education Panel Survey, CEPS),样本采用 2014—2015 学年的追访数据,同时对 2013—2014 学年基线调研数据进行纵向匹配,纳入对于学龄儿童基期能力的考察,经处理得到样本有效观测值 8070 个。

(二)变量处理

1. 因变量

根据本文的研究主题,同时兼顾指标的可获得性,我们认知能力测试的标准化得分作为因变量,衡量学龄儿童的义务教育结果表现。CEPS 为八年级学生设计了一套认知能力测试题,内容不涉及学校课程所教授的记忆性知识,仅仅为了测量学龄儿童的逻辑思维能力和实际解决问题的能力,测试结果具有国际可比性与全国标准化的特点。利用 CEPS 提供的当期认知能力测试的标准化得分就能检验学前教育对于不同地区、学校、学生认知能力发展的影响(方超等,2019)。

2. 处理变量

学龄儿童是否具有学前教育经历是本文的处理变量。根据基线调研数据中学校教育情况,对学龄儿童 3 岁以后是否上过幼儿园(学前班)进行二分变量设置,将接受过学前教育的学龄儿童赋值为 1 并定义为处理组,反之则赋值为 0 并定义为控制组。

3. 协变量

协变量涵盖学龄儿童的家庭特征与个体特征两个方面,家庭特征由经济资本、文化资本、人力资本(父母受教育程度)、教育期望、学业要求几个方面构成;个体特征包括对父母教育期望压力的感知、自评健康状况、家庭规模、性别、民族、年龄、户籍等方面协变量。^①

(三)统计描述

表 1 报告了所涉变量统计描述的相关信息,处理组为具有学前教育经历

^① 对于户籍变量的处理将没有户口的剔除后,将非农和居民户口合并后作为城镇户籍;民族变量则将汉族和少数民族做二分变量设置,少数民族包括蒙古、满、回、藏、壮、维吾尔及其他民族。

的学龄儿童，样本观测值为 6590 个，控制组则是不具有学前教育经历的学龄儿童，样本观测值为 1480 个。因变量方面，处理组当期认知能力测试的标准化得分为 0.387，高于控制组的 0.111，并且双侧 t 检验在 1%水平上统计显著。同时，处理组的基期认知能力为 0.108，显著高于控制组的-0.166。

家庭特征方面，经济资本的代理指标是学龄儿童对于小学前家庭经济状况的自我评价，处理组中 86.2%的学龄儿童认为前期家庭经济条件较好，高于处理组中的 24.2%；文化资本的代理指标是家庭藏书量(郑磊等，2018)，处理组中有 86.2%的学生认为家庭藏书量较多，低于控制组中的 90.8%；父母亲的受教育程度构成了人力资本变量，处理组中父母亲的受教育程度均高于控制组，处理组中父母亲受教育程度在中专/技校到普通高中之间，高于控制组中的初中到中专/技校之间。此外，处理组中父母对子女未来的教育期望是大学本科，高于控制组中的大学专科，74.9%的处理组父母对子女现阶段的学业要求较高，而在控制组中则为 69.6%。

个体特征方面，处理组中有 69.9%的学龄儿童对于父母的学业要求感到无压力，比控制组中的 64.1%高出 5.8 个百分点；23.2%的处理组自评健康状况较差，比控制组中的 29.3%低了 7.1 个百分点；家庭规模则将独生子女与否处理为二分变量，处理组中独生子女家庭占比为 47.3%，比控制组中的 31.8%高出 15.5 个百分点；男生与女生在处理组与控制组中分布为 50.7%和 49.3%与 52.6%和 47.4%；汉族与少数民族在处理组与控制组中分布为 92.3%和 7.7%与 87.5%和 12.5%；农村与城镇户籍在处理组与控制组中的分布为 45.7%和 54.3%与 58.9%和 41.1%；处理组学龄儿童年龄均值为 14.5 岁，控制组则为 14.7 岁。

表 1 变量的基本统计信息

变量名	变量赋值与定义	处理组(N=6590)		控制组(N=1480)		t 值
		均值	标准差	均值	标准差	
当期认知能力	2015 年认知能力测试标准化得分	0.387	0.010	0.111	0.021	-12.008***
基期认知能力	2014 年认知能力测试标准化得分	0.108	0.011	-0.166	0.022	-11.216***
家庭经济资本	经济条件好=1； 经济条件差=0	0.376	0.006	0.242	0.011	-9.835***
家庭文化资本	藏书量多=1； 藏书量少=0	0.862	0.004	0.908	0.008	4.815***

续表

变量名	变量赋值与定义	处理组 (N=6590)		控制组 (N=1480)		t 值
		均值	标准差	均值	标准差	
父亲受教育程度	没受过教育=1, ..., 研究生及以上=9	4.414	0.025	3.804	0.047	-10.698***
母亲受教育程度	没受过教育=1, ..., 研究生及以上=9	4.068	0.025	3.355	0.046	-12.646***
教育期望	现在就要念了=1, ..., 博士=9	6.788	0.018	6.440	0.044	-8.026***
学业要求	较高=1; 较低=0	0.749	0.005	0.696	0.012	-4.232***
对压力的感知	无压力=1; 有压力=0	0.699	0.006	0.641	0.012	-4.361***
自评健康状况	自评较差=1; 自评较好=0	0.232	0.005	0.293	0.012	4.940***
家庭规模	独生子女=1; “非独”=0	0.473	0.006	0.318	0.012	-10.921***
性别	男生=1; 女生=0	0.507	0.006	0.526	0.013	1.316*
民族	汉族=1; 少数民族=0	0.923	0.003	0.875	0.009	-5.935***
年龄	2015—出生年份	14.485	0.008	14.717	0.022	11.619***
户籍	农业=1; 非农=0	0.457	0.006	0.589	0.013	9.215***

注：*** $p < 0.01$, * $p < 0.1$ 。

四、实证分析

实证分析将分别利用基准回归与 Blinder-Oaxaca 均值分解、有条件分位数回归与 MM 分解以及无条件分位数回归与 RIF 分解，检验学前教育经历对学龄儿童义务教育结果表现的异质性影响。

(一)基准回归

1. 基准回归

基准回归首先采用普通最小二乘法估计学前教育经历影响学龄儿童义务教育结果表现的均值效应，表 2 提供了基准回归的估计结果。其中，方程 (2)、(3)、(4) 分别在方程 (1) 的基础上纳入协变量、基期能力以及校级层面

的固定效应， R^2 由方程(1)中的 0.0176，上升到了方程(4)中的 0.3816，表明通过逐项回归的方式，通过纳入影响学龄儿童认知能力的家庭因素与个体因素，提高了方程对于学龄儿童义务教育结果表现的解释力度。

β_1 的参数估计值由方程中的 0.276 下降到了方程(4)中的 0.062($p < 0.01$)，表明遗漏变量将会高估学前教育经历对于学龄儿童义务教育结果表现的积极作用。根据方程(4)的估计结果对核心变量的估计情况做简要汇报：接受学前教育的学龄儿童比未接受学前教育的学龄儿童在认知能力测试上高出 0.062 个标准分，基期认知能力正向影响当期认知能力的发展；家庭经济资本、文化资本与义务教育结果表现呈正相关，估计结果通过了 1%—5% 的显著性检验；父亲与母亲受教育程度每上升一个学历教育层级，能将学龄儿童的认知能力分别提升 0.015 与 0.011 个标准分；父母对子女未来教育期望每上升一个学历教育层级能将学龄儿童认知能力测试的标准化得分提高 0.082，对现阶段学业压力感知越强则能够推动认知能力的提升，自评健康状况与认知能力发展呈负相关，自评健康状况越差则在认知能力测试中的表现越差。

表 2 基准估计结果

变量	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)
学前教育经历	0.276 *** (0.024)	0.107 *** (0.021)	0.062 *** (0.019)	0.062 ** (0.028)
基期认知能力	—	—	0.380 *** (0.010)	0.380 *** (0.020)
家庭经济资本	—	0.065 ** (0.026)	0.055 ** (0.023)	0.055 * (0.028)
家庭文化资本	—	0.123 *** (0.018)	0.081 *** (0.017)	0.081 *** (0.020)
父亲受教育程度	—	0.024 *** (0.006)	0.015 *** (0.005)	0.015 *** (0.005)
母亲受教育程度	—	0.019 *** (0.006)	0.011 ** (0.005)	0.011 ** (0.005)
教育期望	—	0.125 *** (0.007)	0.082 *** (0.006)	0.082 *** (0.008)
学业要求	—	0.364 *** (0.021)	0.283 *** (0.019)	0.283 *** (0.023)
对压力的感知	—	0.125 *** (0.017)	0.076 *** (0.016)	0.076 *** (0.016)

续表

变量	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)
自评健康状况	—	-0.069*** (0.019)	-0.062*** (0.017)	-0.062*** (0.019)
家庭规模	—	0.066*** (0.018)	0.027* (0.016)	0.027 (0.026)
性别	—	0.031* (0.016)	0.012 (0.015)	0.012 (0.017)
民族	—	0.025 (0.030)	-0.023 (0.027)	-0.023 (0.051)
年龄	—	-0.153*** (0.013)	-0.103*** (0.011)	-0.103*** (0.014)
户籍	—	-0.013 (0.019)	-0.011 (0.017)	-0.011 (0.026)
固定效应	×	×	×	√
截距项	0.111*** (0.021)	0.952*** (0.205)	0.778*** (0.183)	0.778*** (0.220)
R ²	0.0176	0.2450	0.3816	0.3816

注：(1)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ；(2)括号内为稳健标准误。

2. 均值分解

在基准回归的基础上，本文以学前教育经历为二分变量，采用 Blinder-Oaxaca 分解，进一步分解由学前教育经历造成的义务教育结果不平等，表 3 提供了分解结果。从总差异上看，具有学前教育经历的青少年在认知能力测试上的表现为 0.384，显著高于未接受学前教育的 0.113，总差异为 -0.271 ($p < 0.01$)。其中，能够被解释的差异达到了 -0.204 ($p < 0.01$)，在总差异中的占比达到了 75.3%；不能被解释的“歧视”为 -0.068 ($p < 0.01$)，在总差异中的占比则为 24.7%。均值分解的估计结果表明：能够被解释的差异主导了学龄儿童的义务教育结果不平等。

可解释因素方面，基期能力(-0.107)、父母对子女未来的教育期望(-0.026)、年龄(-0.018)以及父母对子女现阶段学业要求(-0.015)等因素造成了学龄儿童义务教育结果表现的均值差异，四要素在个体特征中的占比分别达到了 52.5%、12.7%、8.8% 以及 7.4%，合计占比更是达到了 81.4%。宏观经济制度与教育制度的趋同性、家庭教育支出的阶层异质性等“遗漏变量”，则可能是不可解释的“歧视”影响学龄儿童义务教育结果不平等

的主要因素。

表 3 Blinder-Oaxaca 分解结果

变量	总差异	可解释差异	不可解释差异
接受过学前教育	0.384*** (0.010)	—	—
未接受过学前教育	0.113*** (0.022)	—	—
总差异	—0.271*** (0.024)	—	—
可解释部分	—0.204*** (0.017)	—	—
不可解释部分	—0.068*** (0.021)	—	—
基期认知能力	—	—0.107*** (0.011)	0.002(0.003)
家庭经济资本	—	0.004(0.003)	0.037(0.057)
家庭文化资本	—	—0.011* (0.006)	0.001(0.018)
父亲受教育程度	—	—0.009(0.008)	—0.006(0.063)
母亲受教育程度	—	—0.011(0.010)	0.020(0.060)
教育期望	—	—0.026*** (0.005)	—0.070(0.092)
学业要求	—	—0.015*** (0.004)	—0.016(0.035)
对压力的感知	—	—0.003(0.002)	—0.017(0.029)
自评健康状况	—	—0.005* (0.003)	—0.005(0.010)
家庭规模	—	—0.001(0.007)	—0.010(0.022)
性别	—	0.001(0.001)	0.015(0.020)
民族	—	0.002(0.003)	—0.014(0.059)
年龄	—	—0.018*** (0.006)	0.462(0.376)
户籍	—	—0.004(0.005)	—0.010(0.019)
截距项	—	—	—0.456(0.423)

注：(1)*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ ；(2)括号内为标准误。

(二)条件分位数回归及其分解

1. 有条件分位数回归

普通最小二乘法仅能为研究者提供学前教育经历影响学龄儿童义务教育结果表现的均值效应，但却无法回答影响效应是否具有异质性特征的问题，即学前教育经历对于不同认知分位点的影响是否存在差异。鉴于此，本小节进一步采用条件分位数回归，通过 Bootstrap 自举法抽样 500 次后得到回归结果，其中，QR_10(0.1 分位点)、QR_25(0.25 分位点)、QR_50(0.5 分位

点)、QR_75(0.75 分位点)以及 QR_90(0.90 分位点)表示低、中低、中等、中高以及高分位点上的义务教育结果表现,表 4 汇报了条件分位数回归的估计结果。

学前教育经历参数估计值 β_1 在各认知分位点上均通过了统计显著性检验,表明对于可观测特征相同的学龄儿童来说,接受学前教育显著提高了其在学期间的义务教育结果表现。从 β_1 的参数估计值上看,学前教育经历在各分位点上分别为 0.075、0.084、0.069、0.050 以及 0.061,表明相对于未接受学前教育的儿童来说,接受学前教育能将学龄儿童认知能力测试的标准化得分提高 0.075、0.084、0.069、0.050 以及 0.061 分。

表 4 条件分位数(CQR)估计结果

变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90	QR_90—QR_10
学前教育经历	0.075** (0.034)	0.084*** (0.025)	0.069*** (0.022)	0.050** (0.024)	0.061** (0.027)	-0.014 (0.041)
基期认知能力	0.557*** (0.016)	0.488*** (0.015)	0.376*** (0.014)	0.288*** (0.014)	0.217*** (0.014)	-0.340*** (0.020)
家庭经济资本	0.107*** (0.038)	0.070** (0.030)	0.032 (0.026)	0.022 (0.031)	0.004 (0.029)	-0.103** (0.048)
家庭文化资本	0.065** (0.028)	0.059*** (0.023)	0.083*** (0.021)	0.087*** (0.022)	0.097*** (0.023)	0.032 (0.035)
父亲受教育程度	0.015 (0.010)	0.022*** (0.007)	0.009 (0.006)	0.009 (0.007)	0.015** (0.006)	-0.0004 (0.010)
母亲受教育程度	0.017 (0.010)	0.014* (0.007)	0.020*** (0.006)	0.013** (0.006)	-0.003 (0.007)	-0.021* (0.011)
教育期望	0.078*** (0.011)	0.071*** (0.008)	0.092*** (0.007)	0.077*** (0.008)	0.076*** (0.009)	-0.003 (0.013)
学业要求	0.303*** (0.035)	0.289*** (0.024)	0.282*** (0.023)	0.260*** (0.025)	0.204*** (0.026)	-0.099** (0.039)
对压力的感知	0.065** (0.027)	0.060*** (0.021)	0.086*** (0.018)	0.092*** (0.021)	0.092*** (0.022)	0.027 (0.033)
自评健康状况	-0.062* (0.034)	-0.032 (0.021)	-0.038** (0.019)	-0.058*** (0.020)	-0.049** (0.025)	0.013 (0.042)
家庭规模	0.029 (0.028)	0.013 (0.022)	0.013 (0.019)	0.024 (0.023)	-0.017 (0.023)	-0.046 (0.035)

续表						
变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90	QR_90—QR_10
性别	-0.045	-0.015	0.011	0.046**	0.095***	0.140***
	(0.028)	(0.020)	(0.018)	(0.019)	(0.021)	(0.034)
民族	-0.074	-0.067**	-0.054	-0.005	0.026	0.10*
	(0.050)	(0.028)	(0.038)	(0.033)	(0.038)	(0.060)
年龄	-0.104***	-0.105***	-0.096***	-0.108***	-0.105***	-0.0004
	(0.022)	(0.016)	(0.015)	(0.014)	(0.018)	(0.026)
户籍	0.003	0.026	-0.020	-0.027	-0.030	-0.033
	(0.032)	(0.021)	(0.020)	(0.020)	(0.022)	(0.039)
截距项	0.008	0.450*	0.668***	1.370***	1.735***	1.728***
	(0.329)	(0.254)	(0.241)	(0.232)	(0.290)	(0.40)
R ²	0.2868	0.2742	0.2082	0.1644	0.1525	—

注：(1)*** p<0.01,** p<0.05,* p<0.1；(2)括号内为自举标准误。

从异质性特征上看，学前教育经历对于义务教育结果表现的影响随分位点的上升，表现出先上升再下降的非线性趋势，这一趋势类似于“倒 N”型曲线(图 1 第 2 副图)，学前教育对于中低分位点上认知能力的促进作用最强，其次是低分位点与中位数。由于学前教育经历对于低分位点上认知能力的促进作用(0.075)高于高分位点(0.061)，对于可观测特征相同的学龄儿童来说，当其他因素被充分控制后，接受学前教育能够消弭学龄儿童在学前期间的义务教育结果不平等，而 QR_90 与 QR_10 的差值也能证明这一论断(表 4 第 7 列)。

2. 条件分位数回归分解

从表 5 报告的 MM 分解结果上看，学龄儿童义务教育结果不平等由两部分构成：(1)特征效应，不平等中能够被解释的差异；(2)系数效应，不平等中不能被解释的差异，即“歧视”。具体看来，低分位点上的总差异为 0.302，高于高分位点上的 0.205，显示出学前教育经历引致的义务教育结果不平等具有“黏地板效应”的鲜明特征，并且总差异的异质性特征随认知分位点的上升呈单调下降的趋势；特征效应在各分位点上的估计结果分别是 0.277、0.228、0.211、0.187 以及 0.150，高于系数效应中的 0.075、0.081、0.082、0.067 以及 0.055，特征效应的参数估计结果高于系数效应表明，接受与未接受学前教育的学龄儿童在义务教育结果不平等中的差异是由能够被个体特征所解释的因素所决定的，而不可观测的“歧视”仅占小部分比重，这一趋势与均值分解提供的估计结果基本一致。

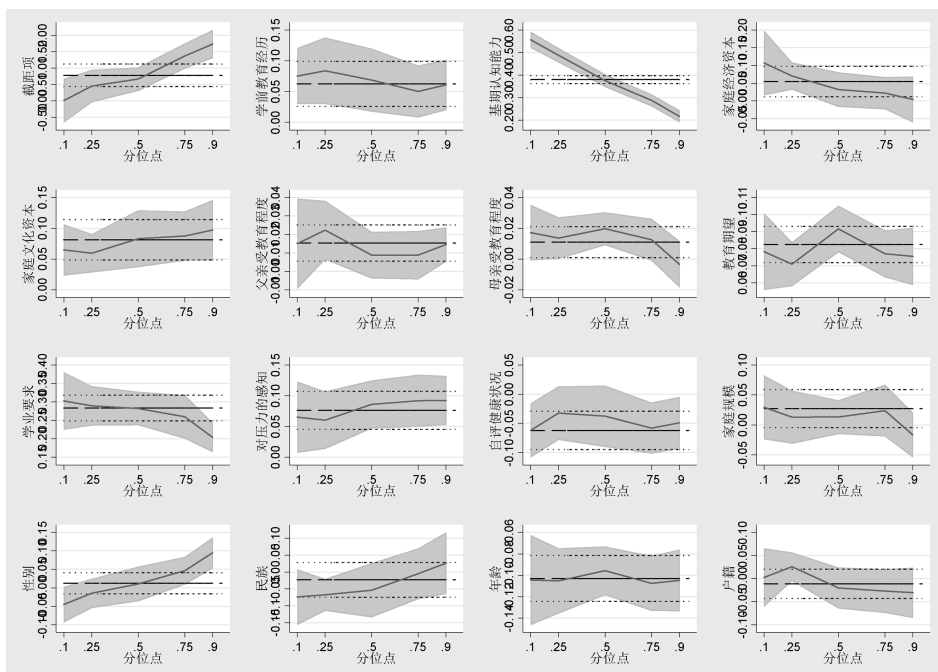


图1 协变量的变化趋势

上述反事实分解结果为我们深入理解学龄儿童的义务教育结果不平等提供了两条推论：(1)学龄儿童在低分位点上的义务教育结果表现存在较大差异(0.302)，包括基期能力、家庭经济资本、文化资本以及人口统计学特征在内的特征效应主导了低分位点上的总差异，系数效应(“歧视”)的占比相对较小(24.83%)；(2)随着分位点的上升，学龄儿童在高分位点上的义务教育结果不平等逐步收窄(0.205)，但系数效应对总差异的贡献值却呈现出上升趋势(26.83%)，相比低分位点上的参数估计结果高出了2个百分点。

“歧视”对于高分位点上义务教育结果表现的影响效应高于低分位点，一个可能的解释在于学前教育机会获得在高分位点上具有非均衡性。从宏观层面上看，学前教育资源分布具有区域非均衡性(方超等，2018)，这就导致“老、少、边、贫”地区的学龄儿童在获得优质学前教育资源方面与发达地区存在一定的差异，从而导致总差异在高分位点上不断收敛的同时，系数效应却呈现出不断扩大的局面。从微观家庭层面上看，由于学前教育并非学历教育的组成部分，也并不构成义务教育的组成体系，这就造成不具有经济资本、文化资本、人力资本的劣势家庭在获得优质学前教育资源时存在一定的困难，进而导致特征效应对高分位点上义务教育结果表现的贡献值有所提升。

表 5 MM 分解结果

分位点	总差异	特征效应		系数效应	
		系数	百分比 (%)	系数	百分比 (%)
QR_10	0.302	0.227	75.17	0.075	24.83
QR_25	0.309	0.228	73.79	0.081	26.21
QR_50	0.293	0.211	72.01	0.082	27.99
QR_75	0.254	0.187	73.62	0.067	26.38
QR_90	0.205	0.150	73.17	0.055	26.83

(三)无条件分位数回归及其分解

1. 无条件分位数回归

由于条件分位数回归只能刻画学前教育经历的异质性特征，但该方法在实际运用中面临着诸多限制，譬如要求学龄儿童在可观测特征上具有一定的相似性，而这在现实世界中很难实现，因而估计结果存在一定的局限性。鉴于此，本节采用无条件分位数回归估计学前教育经历对于学龄儿童义务教育结果表现的无条件影响。从表 6 提供的估计结果上看，学前教育经历在 0.1、0.25、0.5、0.75 以及 0.9 分位点上的回归系数均为正，绝大多数估计值具有统计学上的显著意义，接受学前教育的学龄儿童在各分位点上的义务教育结果表现相对与未接受学前教育的学龄儿童要分别高出 0.050、0.109、0.035、0.055 以及 0.048 个标准分。

异质性特征方面，随着分位点的上升，学前教育的回归系数呈现出“上升—下降—再上升—再下降”的变动趋势，该趋势类似于“M”型曲线，而这一异质性特征与有条件分位数回归所捕捉的“倒 N”型曲线略有不同。同时，学前教育经历对低分位点上义务教育结果表现的促进作用(0.050)略高于高分位点(0.048)，在控制其他因素相同时，接受学前教育能够缩小学龄儿童在学期间的义务教育结果不平等。

最后，对核心协变量的参数估计结果做简要汇报：基期认知能力正向影响当期认知能力的发展，但随着分位点的上升，基期能力的影响效应逐步减弱，一方面显示出认知能力发展具有延续性，另一方面则表明高分位点上学龄儿童的当期认知能力开发对于基期能力的依附性相对较小。家庭文化资本正向影响学龄儿童的当期认知能力发展，并且对于高分位点上的干预效应最为明显(0.141)。父亲受教育程度对子女认知能力发展的影响高于母亲受教育程度，并对 0.25 和 0.9 分位点上的认知能力发展具有较强的促进作用。教育期望、学业要求同样正向影响学龄儿童的认知能力发展，影响效应的异质性

特征随分位点的上升呈“倒 V”型变动趋势。自评健康状况越差、对压力的感知越强则不利于学龄儿童在各分位点上的认知能力发展。

表 6 无条件分位数(UQR)回归结果

变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
学前教育经历	0.050 (0.048)	0.109*** (0.042)	0.035 (0.022)	0.055*** (0.019)	0.048* (0.025)
基期认知能力	0.545*** (0.031)	0.563*** (0.025)	0.331*** (0.013)	0.237*** (0.012)	0.265*** (0.019)
家庭经济资本	0.114** (0.051)	0.073* (0.043)	-0.005 (0.025)	0.020 (0.026)	-0.001 (0.039)
家庭文化资本	0.040 (0.036)	0.046 (0.032)	0.083*** (0.021)	0.105*** (0.021)	0.141*** (0.028)
父亲受教育程度	0.021* (0.011)	0.025*** (0.010)	0.011* (0.006)	0.012** (0.006)	0.019** (0.009)
母亲受教育程度	0.006 (0.011)	0.008 (0.010)	0.016** (0.006)	0.012* (0.006)	-0.0004 (0.008)
教育期望	0.125*** (0.017)	0.137*** (0.014)	0.065*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.036*** (0.007)
学业要求	0.419*** (0.053)	0.558*** (0.048)	0.226*** (0.021)	0.146*** (0.017)	0.109*** (0.022)
对压力的感知	0.015 (0.041)	0.010*** (0.035)	0.077*** (0.018)	0.091*** (0.018)	0.119*** (0.023)
自评健康状况	-0.116*** (0.044)	-0.098*** (0.035)	-0.042** (0.020)	-0.047** (0.019)	-0.034 (0.025)
家庭规模	0.022 (0.038)	0.052 (0.033)	0.036* (0.019)	0.032* (0.018)	-0.003 (0.025)
性别	-0.048 (0.035)	-0.010 (0.029)	0.007 (0.018)	0.019 (0.017)	0.10*** (0.024)
民族	0.002 (0.071)	-0.065 (0.059)	-0.030 (0.030)	-0.029 (0.027)	-0.059 (0.039)
年龄	-0.094*** (0.030)	-0.150*** (0.024)	-0.097*** (0.013)	-0.068*** (0.012)	-0.065*** (0.016)

续表					
变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
户籍	0.085**	0.008	-0.039**	-0.034*	-0.016
	(0.041)	(0.036)	(0.019)	(0.019)	(0.024)
截距项	-0.874*	0.332	1.030***	1.282***	1.649***
	(0.468)	(0.388)	(0.208)	(0.191)	(0.254)
R ²	0.1683	0.2627	0.2575	0.1641	0.1028

注：(1)*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ ；(2)括号内为自举标准误。

2. 无条件分位数回归分解

在无条件分位数回归的基础上，本节进一步采用 RIF Blinder-Oaxaca 分解学前教育经历引致的义务教育结果不平等，表 7 提供了包括 Panel A、Panel B 以及 Panel C 三部分分解结果：Panel A 汇报的是义务教育结果不平等的总差异(Overall Decomposition)；Panel B 汇报的则是由特征效应引致的义务教育结果不平等，即构成效应(Explained)；Panel C 汇报的则是由系数效应(“歧视”)引致的义务教育结果不平等，即结构效应(Unexplained)。

从 Panel A 中可以看出，接受学前教育的学龄儿童在各分位点上的当期认知能力均高于未接受学前教育的学龄儿童，总差异在各分位点上分别为 -0.286、-0.350、-0.218、-0.177 以及 -0.239，估计结果在 1%水平上统计显著，低分位点上的认知能力差异高于高分位点，表明学龄儿童的义务教育结果不平等主要集中在低分位点上，因而具有“黏地板效应”的鲜明特征，该特点与条件分位数回归所捕捉的变动趋势大致相同。

构成效应随分位点的上升而下降，低分位点的参数估计值为 -0.248($p<0.01$)，在总差异中的贡献值为 86.71%，高于高分位点上的 -0.131($p<0.01$)与 54.81%，表明能够被学龄儿童可观测特征所解释的构成效应主导了低分位点的义务教育结果不平等。结构效应随分位点的上升呈现出先上升后下降再上升“N”字型变动趋势，低分位点的参数估计值为 -0.038，在总差异中的贡献值为 13.29%，低于高分位点上的 -0.108($p<0.01$)与 45.19%，表明不能被学龄儿童可观测特征所解释的“歧视”主导了高分位点上的义务教育结果不平等。

相对于条件分位数回归的 MM 分解，无条件分位数回归的 RIF 分解还能 为研究者提供协变量的分解结果。从 Panel B 提供的构成效应上看，基期认知能力、教育期望以及父母对子女的学业要求是决定学龄儿童义务教育结果 不平等的主要因素。具体看来，基期认知能力对于两组学龄儿童义务教育结果 不平等的影响效应随分位点的上升而下降，低分位点上的参数估计值为

−0.150($p < 0.01$), 在构成效应中的占比为 60.48%, 高于高分位点上的 −0.052($p < 0.01$)与 39.69%; 教育期望对接受/未接受学前教育的学龄儿童义务教育结果表现的边际影响随分位点的上升而单调下降, 对于低分位点的影响效应与贡献值分别为 −0.047 与 18.95%, 高于高分位点上的 −0.016 与 12.21%; 学业要求对于义务教育结果表现的影响则表现出先上升再下降的“倒 V”型曲线, 低分位点上的参数估计值是 −0.114, 高于高分位点上的 −0.008, 但学业要求对高分位点上义务教育结果不平等的影响效应为 6.1%, 高于低分位点的 5.65%。

表 7 无条件分位数回归分解结果

变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
Panel A: 总差异					
接受学前教育	−0.728*** (0.017)	−0.086*** (0.018)	0.455*** (0.009)	0.925*** (0.011)	1.308*** (0.015)
未接受学前教育	−1.014*** (0.057)	−0.436*** (0.035)	0.237*** (0.027)	0.748*** (0.018)	1.069*** (0.024)
总差异	−0.286*** (0.060)	−0.350*** (0.039)	−0.218*** (0.028)	−0.177*** (0.020)	−0.239*** (0.029)
构成效应	−0.248*** (0.031)	−0.243*** (0.027)	−0.224*** (0.023)	−0.188*** (0.020)	−0.131*** (0.019)
结构效应	−0.038 (0.054)	−0.107*** (0.036)	0.006 (0.028)	0.011 (0.025)	−0.108*** (0.037)
Panel B: 构成效应					
基期认知能力	−0.150*** (0.021)	0.143*** (0.016)	−0.115*** (0.014)	−0.076*** (0.012)	−0.052*** (0.010)
家庭经济资本	0.011 (0.007)	0.009* (0.005)	0.004 (0.004)	0.002 (0.004)	−0.001 (0.005)
家庭文化资本	0.002 (0.013)	−0.005 (0.010)	−0.013 (0.009)	−0.024*** (0.009)	−0.007 (0.009)
父亲受教育程度	−0.010 (0.018)	−0.022* (0.013)	−0.008 (0.011)	−0.003 (0.011)	−0.007 (0.014)
母亲受教育程度	−0.010 (0.021)	−0.010 (0.017)	−0.009 (0.012)	−0.022 (0.014)	0.002 (0.017)

续表

变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
教育期望	-0.047*** (0.014)	-0.032*** (0.010)	-0.023*** (0.007)	-0.013** (0.005)	-0.016*** (0.006)
学业要求	-0.014* (0.007)	-0.025*** (0.007)	-0.018*** (0.006)	-0.009** (0.004)	-0.008** (0.003)
对压力的感知	-0.004 (0.006)	-0.001 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)
自评健康状况	-0.011 (0.007)	-0.008* (0.004)	-0.007** (0.004)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.003)
家庭规模	0.013 (0.017)	0.001 (0.012)	-0.013 (0.009)	-0.013 (0.009)	-0.017 (0.011)
性别	-0.001 (0.002)	0.0004 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.0003 (0.001)	0.001 (0.001)
民族	0.001 (0.009)	0.008 (0.005)	0.005 (0.004)	-0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
年龄	-0.026* (0.015)	-0.019* (0.010)	-0.023*** (0.008)	-0.020*** (0.007)	-0.017** (0.008)
户籍	-0.001 (0.013)	0.003 (0.009)	-0.002 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.007 (0.007)
Panel C: 结构效应					
基期认知能力	0.0003 (0.008)	-0.002 (0.006)	0.009** (0.004)	0.002 (0.004)	-0.008* (0.004)
家庭经济资本	0.131 (0.142)	0.112 (0.102)	0.074 (0.077)	0.022 (0.079)	-0.031 (0.093)
家庭文化资本	-0.022 (0.038)	-0.010 (0.031)	0.003 (0.026)	0.025 (0.025)	-0.031 (0.028)
父亲受教育程度	-0.005 (0.143)	0.060 (0.106)	0.003 (0.088)	-0.037 (0.086)	-0.040 (0.106)
母亲受教育程度	0.005 (0.133)	-0.002 (0.107)	-0.021 (0.078)	0.085 (0.087)	-0.003 (0.103)
教育期望	-0.027 (0.298)	-0.298 (0.193)	-0.065 (0.122)	-0.060 (0.109)	0.035 (0.116)

续表

变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
学业要求	-0.145 (0.098)	-0.078 (0.072)	0.061 (0.052)	0.016 (0.043)	0.048 (0.040)
对压力的感知	0.049 (0.073)	-0.082 (0.053)	-0.005 (0.040)	-0.039 (0.041)	-0.054 (0.044)
自评健康状况	-0.021 (0.028)	-0.016 (0.019)	-0.015 (0.013)	0.003 (0.012)	0.014 (0.014)
家庭规模	-0.058 (0.056)	-0.019 (0.040)	0.022 (0.031)	0.027 (0.029)	0.068* (0.037)
性别	0.011 (0.051)	0.027 (0.037)	0.045 (0.029)	-0.025 (0.026)	-0.042 (0.029)
民族	-0.052 (0.174)	-0.082 (0.116)	-0.071 (0.084)	0.040 (0.070)	0.025 (0.069)
年龄	-0.122 (1.065)	1.127 (0.739)	0.201 (0.504)	-0.240 (0.467)	-0.163 (0.521)
户籍	-0.042 (0.050)	-0.004 (0.036)	0.019 (0.027)	-0.002 (0.028)	-0.024 (0.029)
截距项	0.259 (1.297)	-0.839 (0.848)	-0.253 (0.571)	0.196 (0.513)	0.098 (0.598)

注：(1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; (2) 括号内为自举标准误。

五、结论与讨论

(一) 研究结论

本文利用中国人民大学提供的中国教育追踪调查追访数据(2014—2015), 通过均值回归与均值分解、条件分位数回归及其分解、无条件分位数回归及其分解的研究方法, 实证检验了学前教育经历对于学龄儿童在学期间义务教育结果表现的异质性影响, 得到如下研究结论:

第一, 利用普通最小二乘法在控制家庭、个体特征后, 发现学前教育经历对于学龄儿童义务教育结果表现具有正向影响, 影响效应为 0.062; 在此基础上利用 Blinder-Oaxaca 分解进一步发现个体特征决定了学龄儿童义务教

育结果表现。

第二,假定学龄儿童具有相同的可观测特征,利用条件分位数回归发现学前教育对于学龄儿童义务教育结果表现的异质性影响,随分位点的上升呈现出“倒N”型的变化趋势,而反事实的MM分解则发现了能够被可观测特征所解释的特征效应决定了接受/未接受学前教育的学龄儿童的义务教育结果不平等。

第三,当放宽可观测特征相同的假定后,利用无条件分位数回归发现,学前教育的异质性特征随分位点的上升呈现出“M”型曲线,并且对低分位点的影响效应高于高分位点,表明接受学前教育能够缩小学龄儿童的义务教育结果不平等;进一步采用RIF回归分解发现,接受/未接受学前教育的学龄儿童,义务教育结果不平等主要集中在低分位点上,具有“黏地板效应”的鲜明特征,构成效应随分位点的上升而下降,并且主导了低分位点的义务教育结果不平等,结构效应随分位点的上升呈现出“N”字型变动趋势,而“歧视”则主导了高分位点上的义务教育结果不平等。

(二) 延展讨论

本文通过检验学前教育经历对于学龄儿童在学期间义务教育结果表现异质性影响,对于推动学前教育发展、形成早期人力资本积累以及促进义务教育结果公平具有一定的政策意涵。

1. 发展普惠性幼儿园,扩大学前教育覆盖面

接受学前教育能够促进学龄儿童的认知能力发展,异质性特征也表明学前教育对于低认知分位点的促进作用高于高认知分位点,这就要求政府切实承担发展普惠性幼儿园的公共责任,扩大学前教育的覆盖面,提高适龄儿童的学前教育参与率,一方面通过学前教育加速学龄儿童的早期人力资本积累,另一方面做好学前教育与义务教育的有机衔接,促进义务教育的结果公平。

2. 增强学前教育经费投入

学前教育资源分布具有区域非均衡性,经费投入不足往往成为学前教育发展陷入瓶颈的最大掣肘,这就要求各级政府增强对“老、少、边、贫”地区学前教育经费投入力度,保障欠发达地区的学前教育基础设施建设以及高质量的学前教育师资引入,为提高欠发达地区学前教育入园水平奠定物质基础与人才储备。

3. 扩大学前教育机会供给,保障弱势群体入园机会

均值分解表明个体特征决定了学龄儿童的认知能力差异,分位数分解则显示出学前教育引致的认知能力差异具有“黏地板效应”的鲜明特征,这就要

求政府向不同家庭经济文化背景的家庭扩大学前教育机会供给,尤其是为低认知能力的适龄儿童提供高质量的学前教育机会,通过保障入园机会、延长教育年以及提高在园质量确保弱势群体的学前教育机会,缓解低—高认知分位点的组内差异,促进学龄儿童认知能力的均衡发展。

最后,需要指出的是,本文还存在着一定的不足。由于本文旨在检验学前教育经历对于学龄儿童认知能力的异质性影响,在研究方法上采用了包括有条件分位数回归及其分解与无条件分位数回归分解在内的异质性分析手段,虽然多种研究方法有助于检验研究结论的稳健性与可靠性,但异质性分析终究不是因果识别的有效手段,故研究结论无法提供严格的因果效应。

[参考文献]

- 方超、黄斌,2020:《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》,《教育学报》第 1 期。
- 方超、王顾学、黄斌,2019:《信息技术能促进学生认知能力发展吗?——基于教育增值测量的净效应估计》,《开放教育研究》第 4 期。
- 方超、沈豪、熊筱燕,2018:《我国学前教育经费投入资源配置效率评价——基于空间计量经济学的实证检验》,《学前教育研究》第 8 期。
- 龚欣、李贞义,2018:《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》,《教育与经济》第 4 期。
- 郭磊、曲进,2019:《赫克曼曲线与人力资本投资——加大学前公共投入的思想与借鉴》,《经济学动态》第 1 期。
- 黄国英、谢宇,2017:《认知能力与非认知能力对青年劳动力收入回报的影响》,《中国青年研究》第 2 期。
- 贾晋、李雪峰、王慧,2018:《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》,《教育与经济》第 6 期。
- 乐君杰、胡博文,《非认知能力对劳动者工资收入的影响》,《中国人口科学》第 4 期。
- 李玲、蒋洋梅、孙倩文,《新人力资本理论下学前教育经历对初中生能力发展的影响》,《学前教育研究》第 1 期。
- 盛卫燕、胡秋阳,2019:《认知能力、非认知能力与技能溢价——基于 CFPS2010—2016 年微观数据的实证研究》,《上海经济研究》第 4 期。
- 王春超、张承莎,2019:《非认知能力与工资收入》,《世界经济》第 3 期。
- 袁玉芝、赵仪,2019:《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》,《教育科学研究》第 11 期。
- 郑磊、翁秋怡、龚欣,2019:《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》,《社会学研究》第 3 期。

- 郑磊、祁翔、候玉娜, 2018:《家庭对子女教育的代际影响效应: 理论、方法与证据》,《社会发展研究》第 3 期。
- 周金燕, 2015:《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》第 1 期。
- 周金燕, 2020:《非认知技能的概念及测量进展》,《全球教育展望》第 5 期。
- 周焱, 2020:《学前教育机会与义务教育结果不平等——来自 CEPS 的经验证据》,《学前教育研究》第 1 期。
- 朱平芳、张征宇, 2012:《无条件分位数回归: 文献综述与应用实例》,《统计研究》第 3 期。
- Blinder, A. S., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, 8(4): 436—455.
- Campbell, F., G. Conti, and J. J. Heckman et al., 2014, "Early Childhood Investments Substantially Boost Adult Health", *Science*, 343(343): 1478—1485.
- Elliott, D. S., S. S. Ageton, and R. J. Canter, 1979, "An Integrated Theoretical Perspective on Delinquent Behavior", *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 16(1): 3—27.
- Firpo, S., N. M. Fortin, and T. Lemieux., 2009, "Unconditional Quantile Regression", *Econometrica*, 77(3): 953—973.
- Koenker, R and G. Bassett, 1978, "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46 (1): 33—50.
- Machado, J. A. F., and J. Mata, 2005, "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distribution Using Quantile Regression", *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4): 445—465.
- Schultz, T. W., 1961, "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, 51 (1): 1—17.
- Spengler, J. J., 1977, "Adam Smith on Human Capital", *American Economic Review*, 67(1): 32—36.

Heterogeneity Test of Preschool Education Experience and Unequal Result of Compulsory Education of School-age Children

FANG Chao

(School of Public Administration,
Nanjing University of Finance and Economics)

Abstract: The heterogeneity of preschool education as well as impact on the inequality of compulsory education have become the focus of academic attention. Based on the data of CEPS(2014—2015), this paper analyzes the heterogeneous influence of preschool education

experience on the inequality of compulsory education result by using the method of OLS and Blinder-Oaxaca, CQR and MM decomposition, UQR and RIF decomposition. It is indicated that (1) Preschool education experience can improve the performance of compulsory education results of school-age children by 0.062 standard points, while individual characteristics determine the unequal results of compulsory education by using the method of OLS and its decomposition; (2) Preschool education experience shows the heterogeneity of “inverted n” curve, while the characteristic effect explained by observable features determines the results of performance of compulsory education by using the method of CQR and its decomposition, (3) Preschool education experience shows the heterogeneity characteristics of “m” curve, while the unequal results of compulsory education mainly focus on the low quantile, which has the distinct characteristics of “sticky floor effect” by using the method of UQR and its decomposition.

Key words: preschool education experience, unequal results of compulsory education, heterogeneity, ceiling effect, sticky floor effect

(责任编辑: 杨娟 责任校对: 杨娟 孙志军)