

非认知能力发展差距中的机会不平等研究

——基于“环境—努力”视角的分析

薛远康*

内容提要 以往研究发现，中国存在显著的认知能力发展机会不平等。本文基于2019年经济合作与发展组织（OECD）青少年社会情感能力调查数据和Roemer机会平等理论框架，分析了非认知能力发展的机会不平等。结果发现，中国非认知能力机会不平等程度达31.48%，显著高于文献中认知能力的机会不平等程度，且位居所有调查地之首，其中家庭藏书量、教养方式、学校氛围是影响最大的三个因素。排除环境影响作用后，个体可控的努力对非认知能力贡献约30%，说明环境因素在非认知能力发展中占主导地位。

关键词 非认知能力 机会不平等 努力不平等

一 引言

近年来，“寒门难出贵子”现象引发了众多关于社会流动的讨论。人们往往从家庭背景差异、教育资源配置不均等方面分析环境对学生学业成就的影响。与此同时，即使是脱颖而出的“小镇做题家”，也有很多自嘲是“除了成绩外一无是处”的“985废物”（张文静，2021）。成长过程中非认知能力的缺乏，可能成为禁锢弱势群体的一大障碍。在劳动经济学领域，教育一直被视为人力资本理论的核心内容，但近期新人力资本理论更加强调认知与非认知能力的重要性（李晓曼、曾湘泉，2012）。大量研究发现非认知能力对个体的学校教育和工资都有显著影响（Heckman et al., 2006；王春超、张承莎，

* 薛远康，华东师范大学教育经济研究所、华东师范大学国家教育宏观政策研究院，电子邮箱：yuankang95@foxmail.com。

2019), 且近些年非认知能力的回报呈上升趋势 (Edin et al., 2022)。与认知能力相似的是, 非认知能力的形成同样受到家庭背景等因素的显著影响 (Cunha & Heckman, 2007), 因此非认知能力发展的不平等很可能会加剧经济不平等, 阻碍共同富裕目标的实现。

近些年在不平等研究领域, 大量文献从结果的不平等转向关注机会的不平等 (Roemer & Trannoy, 2016; 吕光明等, 2014), 即并非所有的不平等都是不正义的。例如由个人努力导致的结果不平等通常被认为是合理的, 而由外部环境 (例如城乡户籍、家庭背景) 导致的不平等通常被认为是不太合理的, 后者即政治哲学中的“机会不平等” (inequality of opportunity)。当结果变量均由努力决定而摒除环境的影响时, 就实现了机会平等。不同于此前方法大多通过环境变量与结果变量的显著联系来证明不平等的存在与变迁, 机会不平等提供了一种独特的视角, 可以分离出结果不平等中不合理的部分, 进而对不平等程度进行测度, 是当前较为前沿的一种分析方法。

在此背景下, 本研究试图探讨的问题为, 中国青少年非认知能力发展差距中的机会不平等占比有多大? 相比于其他地区, 中国机会不平等程度是否严重? 各类环境因素对机会不平等的贡献程度如何? 个体可控的努力因素对非认知能力发展的不平等有多大影响? 在非认知能力愈发重要的背景下, 本研究将有助于为促进各类人力资本投资的均等化提供经验证据。

本文基于 2019 年经济合作与发展组织 (OECD) 在包括中国在内多个国家采集的青少年社会情感能力调查数据, 结合“环境—努力”视角, 探讨了青少年非认知能力发展差距中的机会不平等。相较此前研究, 本文边际贡献体现在: 第一, 基于收入分配领域较前沿的 Roemer 机会不平等理论, 分析非认知能力形成过程的不平等现象, 扩展了机会不平等理论的研究边界。第二, 研究发现非认知能力机会不平等程度较认知能力更大, 且中国城市非认知能力机会不平等较其他国家城市更大, 这丰富了人力资本积累过程中机会不平等研究的基本事实。第三, 将努力变量引入非认知能力形成过程中, 探讨了环境与努力对非认知能力形成不平等的贡献。本文余下内容安排如下: 第二部分是文献综述, 第三部分是研究设计, 第四部分是数据来源与变量说明, 第五部分是实证结果分析, 第六部分是结论与建议。

二 文献综述

与本文相关的文献主要有两类, 第一类是对机会不平等的测度。Roemer (1998) 在探讨政治哲学中的分配正义问题时, 构建了“环境—努力”二元分析框架, 将社会经济

地位的不平等看作环境和努力共同作用的结果。环境（circumstances）是个人无法改变的部分，如种族、性别等，由环境导致的不平等是不合理的“机会不平等”，而努力（efforts）是个人可以改变的部分，由努力导致的不平等是合理的（图1）。机会不平等首先被广泛应用于收入分配的研究中，Roemer et al. (2003) 率先在此框架下评估了美国财税政策对收入机会不平等的影响。此后测度方法不断发展，从 Bourguignon et al. (2007) 提出经典的参数法测度框架，到近年来已有学者将前沿的机器学习方法用于机会不平等测度（Brunori & Neidhöfer, 2021）。现有测度方法可分为事前法（ex-ante）与事后法（ex-post）（Fleurbaey & Peragine, 2013），区别在于是否需要努力变量的信息，以及参数法与非参数法（Ferreira & Gignoux, 2011），区别在于是否需要设定具体的收入函数形式。机会不平等研究领域也不断扩展，一方面从方法测度到关注机会不平等的成因与经济社会影响，例如教育因素的贡献（Palomino et al., 2019）、对经济增长的影响（Marrero & Rodríguez, 2013）等，另一方面机会不平等研究逐渐从收入分配领域扩展到教育和健康等领域。

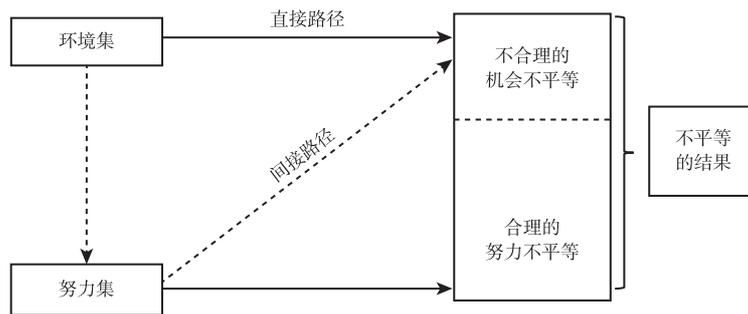


图1 环境—努力二元因素的机会不平等理论

在 Roemer 理论框架下，现有文献对教育机会不平等的探讨主要集中在教育成就（如学业成绩）与教育获得（如入学机会）两方面（Gamboa & Waltenberg, 2015）。教育成就机会不平等研究大多集中在基础教育领域，如 Lasso De La Vega et al. (2020) 分析了 20 个欧洲国家学业成绩的机会不平等，发现芬兰、挪威等国家最为平等。教育获得机会不平等研究更多关注高等教育，Brunori et al. (2012) 按照机会平等理论定义的公平标准，发现 2001 年意大利大学改革后，高等教育的机会公平性有所改善；Palmisano et al. (2021) 分析了 31 个欧洲国家高等教育机会不平等，同样发现北欧国家不平等程度更低，而东欧国家更高，且机会不平等与人均 GDP 显著负相关。在国内，张楠等 (2020) 利用中国教育追踪调查（CEPS）数据，发现学校教育质量、影子教育

支出和学生成绩的机会不平等分别达到约 15%、30% 和 18%。靳振忠等 (2019) 利用中国综合社会调查 (CGSS) 2008 年数据发现, 与努力因素相比, 环境因素对高等教育获得的数量和质量的贡献都相对更大, 且其中家庭文化因素的影响最大。

与本文相关的另一类文献聚焦于非认知能力发展的不平等。Cunha & Heckman (2007) 提出的技能形成模型中, 个体在周期 ($t+1$) 中的认知和非认知技能向量 (θ) 是个体在前一时期 (t) 的认知和非认知技能存量、个体和父母在前一时期对技能形成的投资 (I_t)、父母的认知和非认知技能以及其他父母或环境特征 (h) 的函数。在此模型推动下, 家庭因素对非认知技能形成的不平等受到很多关注 (Grönqvist et al., 2017)。此外, 学校层面因素对塑造非认知能力也至关重要, 其中学前教育经历 (Cornelissen & Dustmann, 2019; 龚欣、李贞义, 2018) 与同伴效应 (Neidell & Waldfogel, 2010; 王春超、钟锦鹏, 2018) 受到最多关注, 但鲜有研究基于 Roemer 的理论分析非认知能力形成过程的机会不平等。

总体来看, 机会不平等作为政治哲学领域新近发展的理论之一, 已经被收入分配领域学者广泛应用, 其对教育人力资本积累不平等的研究亦有深刻影响。然而, 教育领域机会不平等研究主要集中在学业成就与教育获得两方面, 而对非认知能力鲜有关注, 这为本研究提供了切入点。

三 研究设计

(一) 机会不平等测度的基础框架

机会不平等测度的参数法由 Bourguignon et al. (2007) 在分析收入机会不平等时首先提出。本文借鉴其方法, 构建非认知能力机会不平等测度的基础框架。

第一步, 建立非认知能力的决定方程:

$$y_i = \alpha C_i + \beta E_i + u_i \quad (1)$$

其中 y_i 是个体非认知能力, C_i 是个体的环境变量向量, E_i 是个体的努力变量向量, u_i 是随机误差项。Roemer 认为, 根本而言, 努力也与一系列环境因素相关, 因此可得:

$$E_i = HC_i + v_i \quad (2)$$

将 (2) 代入 (1) 中, 可得简约形式 (reduced form) 的方程:

$$y_i = \psi C_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中 $\psi = \alpha + \beta H$, $\varepsilon_i = \beta v_i + u_i$ 。对式 (3) 估计, 可得非认知能力的拟合值。

第二步，通过均值平滑构建消除环境差异的反事实分布，即将所有个体的环境变量取均值，得到反事实的非认知能力分布：

$$\tilde{y}_e = \widehat{\psi}\overline{C} + \varepsilon_i \quad (4)$$

类似地，通过均值平滑构建消除努力差异的反事实非认知能力的分布，即将所有个体的努力变量取均值，得到反事实非认知能力分布，即环境影响下的条件期望，为式 (3) 非认知能力的拟合值：

$$\tilde{y}_c = \widehat{\psi}C \quad (5)$$

第三步，测算机会不平等指数。计算反事实非认知能力分布的不平等指数 $I(\tilde{y})$ ， I 表示不平等指标，文献中常用的有平均对数离差 (MLD)、泰尔指数等。

\tilde{y}_c 的不平等归因于个体努力的差异，即努力不平等， \tilde{y}_e 即环境带来的机会不平等，由此可计算机会不平等的绝对值 (IOA)，也可计算机会不平等占总体不平等的相对比重 (IOR)：IOA = $I(\tilde{y})$ ；IOR = $I(\tilde{y}) / I(y)$ 。

此外，非参数法由 Checchi & Peragine (2010) 提出，其将某类环境下的样本均值作为 $E(y)$ 的估计值，然后通过计算均值分布的不平等程度估计机会不平等。因此，参数法的精确性取决于参数方程设置是否合理，而非参数法精确性取决于是否有足够大的样本，以平滑努力对收入的影响。需要说明的是，模型中环境集是真实环境集的子集，因此所测度的机会不平等是真实值的下界 (Ferreira & Gignoux, 2011)。

(二) 努力变量的构建

在事后法的框架中，测度机会不平等的关键在于努力变量的构建。在现实中，个体努力往往与环境息息相关，例如当下中产阶层教育焦虑背景下的“鸡娃”现象，学生的努力程度与家庭教养密切相关，这为测度“干净”的努力变量带来了困难。

由于式 (3) $\ln(y_i) = \psi C_i + \varepsilon_i$ 中遗漏了努力变量，其影响全部归入随机干扰项 ε_i 中。若此时努力变量与模型中的环境变量相关，则随机干扰项 ε_i 就与环境变量相关，从而形成遗漏变量导致的内生性，使得式 (3) 的系数估计结果有偏，最终测算的机会不平等程度也是有偏的。

Jusot et al. (2013) 和 Carpentier & Sapata (2013) 通过提取努力决定方程的残差，剥离环境与努力变量的相关性，以获得“净努力”变量，方法如下。

第一步，以努力变量为被解释变量，以环境变量为解释变量，构建努力决定方程：

$$E_i^k = \lambda^k + \delta^k C_i + e_i^k \quad (6)$$

其中 $k=1, 2, 3 \dots K$ ， $i=1, 2, 3 \dots N$ 。努力决定方程得到的残差项即为剥离掉与

环境相关部分后剩余的“净努力”。

第二步，以“净努力”（即上式中残差项）和环境变量为解释变量，收入的对数为被解释变量，构建收入决定方程：

$$\ln(y_i) = \alpha C_i + \beta \hat{e}_i + u_i \quad (7)$$

当努力变量是连续变量时，“净努力”就是努力决定方程的残差；当努力变量是分类变量时，以广义残差来代表“净努力”，即：

$$E(e^k | E^j) = \frac{\phi(\delta^k C)}{\Phi(\delta^k C) [1 - \Phi(\delta^k C)]} [E^k - \Phi(\delta^k C)] \quad (8)$$

其中 ϕ 和 Φ 分别是标准正态分布的概率密度函数（pdf）和累积分布函数（cdf），通过相应计算可得到广义残差。虽然文献中常以排除环境影响的残差项作为“净努力”的代理变量，但由于努力的主观性及环境因素的测度不完全，“残差项”必然包含遗漏的环境变量，这往往导致高估努力的影响而低估环境的影响。

（三）因素贡献度的分解

在经验研究中，除测算总体机会不平等程度外，评估各个环境变量的偏效应同样重要，这有助于明晰各环境因素的作用效应，进而提出更具针对性的政策建议。一种测量偏效应的方法是构建两个反事实分布，一个即为式（5），另一个仅平滑各种环境变量中的一类，即 $\tilde{y}_i^J = C_i^{j \neq J} \beta_i + \bar{C}^{j=J} \beta_i$ ，然后据此计算出两类反事实分布不平等的差值，即为该类环境变量 J 对机会不平等的边际贡献（江求川、任洁，2020）。另外一种测度各因素贡献的方法是 Shapley 分解。Shapley 方法常用来对回归方程的 R 方进行分解。在回归方程中，每个变量有包含或不包含两种选择，因此 k 个自变量会有 2^k 个不同的回归方程，针对每一个自变量，依次比较包含此变量与不包含此变量回归的 R 方的差距，这种对每个自变量的比较会产生 2^{k-1} 个结果，然后对所有结果取均值即为此变量的贡献度。Shapley 方法也被用来对机会不平等进行分解（Deutsch et al., 2018）。此方法计算量巨大，研究中需要分别进行回归并计算不平等程度 $k * 2^k$ 次，然后计算 $k * 2^{k-1}$ 次不平等程度的差值和取 k 次均值，但可以做到不受变量剔除顺序的影响，具有良好的统计性质。本研究将该方法应用于对不平等程度贡献的分解。

四 数据来源与变量说明

（一）数据来源

本研究数据为 2019 年 OECD 在世界范围内开展的青少年社会与情感能力研究（Study

for Social and Emotional Skills, SSES) 测评数据。该数据主要涵盖 10 岁和 15 岁两个年龄组样本。OECD 在成功完成多轮针对学科素养的国际学生评估项目 (PISA) 后, 于 2019 年首次开展社会与情感能力研究项目, 共 9 个国家的 10 个城市参与, 分别是波哥大 (哥伦比亚)、马尼萨雷斯 (哥伦比亚)、大邱 (韩国)、赫尔辛基 (芬兰)、休斯敦 (美国)、伊斯坦布尔 (土耳其)、莫斯科 (俄罗斯)、渥太华 (加拿大)、辛特拉 (葡萄牙)、苏州 (中国)。在中国, OECD 通过两阶段分层的抽样设计, 在华东师范大学与苏州市教育局的协作下, 入样学生参与率达 96.26% (袁振国等, 2021), 最终在苏州市下辖全部 6 个区和 4 个县级市的 387 所符合条件的学校中, 抽取了 151 所中小学校的 7268 名学生完成测评, 包括 3647 名 10 岁组学生和 3621 名 15 岁组学生, 除此之外还有 7136 名家长、3732 名教师和 151 名校校长分别填写了问卷。数据包含丰富的学生、家庭和学校层面的信息。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

OECD 依据“大五人格”模型 (big five model) 测量学生的非认知能力 (社会与情感能力), 包括尽责性、情绪稳定性、亲和性、开放性和外向性 5 个维度, 每个维度又包含 3 项子能力 (如尽责性包含毅力、责任感和自控力 3 项)。初始问卷中, 5 个维度的 15 项子能力各有 8 个题项测量, OECD 在测试后删除了不符合测量学要求的部分题项, 最终共采用 65 个问题 (15 岁组 68 个问题) 进行测量, 各子能力保留的题项数见表 1。

SSES 项目记分方式与 PISA 项目类似, 初始题目均采用 5 点量表。OECD 基于项目反应理论 (Item Response Theory, IRT), 通过重新赋分、利用广义分步计分模型 (GPCM) 进行参数估计得到非认知能力初始值、校正默认反应风格获得能力校正值和经线性变换为均值 500 分和标准差 100 分 (所有地区样本 10 岁组学生) 的标准分, 得到能力最终估计值 (OECD, 2021)。本研究被解释变量即为非认知能力的 IRT 最终估计值, 不同于传统 5 点量表所测量的非认知能力多为分类变量, SSES 数据中此变量为连续变量。

表 1 OECD 非认知能力测评框架

5 个维度(大五人格量表)	15 项子能力(括号中为测量的题项数量)
任务能力(尽责性)	毅力(7)、责任感(6)、自控力(6)
协作能力(亲和性)	共情(6)、合作(7)、信任(6)
开放能力(开放性)	包容度(7)、好奇心(6)、创造性(6)
交往能力(外向性)	乐群(6)、果敢(7)、活力(7)
情绪调节能力(情绪稳定性)	抗压力(6)、乐观(7)、情绪控制(7)

2. 环境变量

环境变量的选取，分个体、家庭、学校三个层面。个体层面变量包括：性别（0 = 女）；是否具有本地户籍（0 = 否），流动会影响个体的非认知能力（魏东霞、陆铭，2021）；学前教育经历（3 岁及以前是否参加学前教育，0 = 否），学前教育对个体非认知能力有显著正向且长期的影响（Cornelissen & Dustmann, 2019）。

家庭层面变量包括：父母最高受教育程度，OECD 通过国际教育标准分类（ISCED）将受教育程度变量分为 3 类，分别是 ISCED 3、ISCED 4 和 ISCED 5、ISCED 6 及以上，大致对应中国高中及以下、高职大专、本科及以上水平；父母最高职业地位，利用国际社会经济指数 ISEI 衡量，仅保留一位数，数值越大代表职业地位越高；家庭藏书量，原始为 6 分类变量，分别表示 0 ~ 10、11 ~ 25、26 ~ 100、101 ~ 200、201 ~ 500、500 本以上，本文通过在各类别中随机赋值的方法将其转为连续变量，例如将类别 3 即“26 ~ 100”随机赋予 26 ~ 100 之间的整数；家庭教养类型，家庭教养方式对子女非认知能力有重要影响（Deng & Tong, 2020；吴贾等，2020），本文在此加入两个家庭教养类型变量，惩罚型教养利用题项“父母对自己严厉要求的程度”衡量，理解型教养利用题项“父母对自己理解包容的程度”衡量，这两个变量均为 4 点量表，值越大代表程度越深。

学校层面变量包括：学校社会经济地位（SES）（某学校所有学生家庭 SES 的均值），其中学生家庭 SES 变量是 OECD 根据学生家庭资产、父母教育和职业变量等生成的综合变量；班级规模（原始数据中为 1 ~ 9 分类变量，分别表示 15 及以下、16 ~ 20、21 ~ 25、26 ~ 30、31 ~ 35、36 ~ 40、41 ~ 45、46 ~ 50、51 及以上，本文通过类别中取均值，将其转为连续变量，如“16 ~ 20”计为 18），较小的班级规模对学生非认知能力有正向影响（Peter et al., 2013）；学校氛围变量，主要指学校对于合作文化的重视程度，Wang et al. (2022) 通过随机实验发现，团队合作对学生的学业成绩和非认知技能都会有显著影响，学校氛围在学生问卷中以 4 点量表测量，询问学生学校重视合作（value cooperation）的程度，值越大表示学校越重视合作氛围，反之则表示学校越重视其他方面（如竞争氛围）。

3. 努力变量

努力变量的构建是本文十分重要且可能具有创新性的一部分，在机会不平等研究中，针对被解释变量的差异，努力变量的选取有很大不同。在收入相关研究中，个体的受教育程度和职业往往作为努力变量（Roemer & Trannoy, 2016）；在健康相关研究中，生活方式（如是否吸烟、体育锻炼频率等）是最常用的努力变量（Jusot & Tubeuf,

2019)；在学业成就研究中，学习时长、课堂表现等常作为努力变量 (Asadullah et al., 2021)。努力变量设置秉持的一大原则是个体是否可控，政治哲学称之为是否对其“负有责任” (hold responsibility)。鉴于此，努力变量至少需满足三个条件：对结果变量有显著影响、个体对其具有一定控制力、环境变量对其存在影响作用。

依据以上讨论，本研究将努力变量分为学业努力和人际交往努力两部分。前者用以探究传统的“努力学习”是否有助于提高非认知能力，而同伴效应 (Xu et al., 2022) 与师生关系 (Gong et al., 2018) 对学生非认知能力发展均有显著影响，因此后者用以探索作为“软实力”的“交往努力”对非认知能力的影响效应。学业努力包括学业成绩和学习时间两方面，学业成绩采用数学和阅读成绩 (连续变量) 衡量，学习时间采用平均每天学习时间、平均每天娱乐时间衡量 (4 点量表测度)；人际交往努力采用师生交往 (5 点量表测度与最喜欢的教师交往程度)、朋友交往 (5 点量表测度与朋友的亲密程度) 和班级活动参与 (5 点量表测度班级活动参与程度) 衡量，此 3 个变量均为值越大表示程度越高。学生数据中原始观测值有 7268 个，本文综合学生问卷、家长问卷和校长问卷对缺失值进行处理，最终获得各变量完整的观测值有 6544 个，占比超 90% (表 2)。

表 2 变量的描述性统计

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
非认知能力	593.2	76.96	341.7	876.7
环境变量				
性别	0.526	0.499	0	1
学前教育参与	0.438	0.496	0	1
是否本地户籍	0.388	0.487	0	1
父母职业	4.862	1.590	1	8
父母教育	1.957	0.814	1	3
家庭藏书量	183.7	164.2	0	500
惩罚型教养	2.586	0.771	1	4
理解型教养	2.359	0.785	1	4
学校 SES	0.305	0.420	-0.510	1.521
班级规模	40.13	11.97	12	52
学校氛围	2.808	0.808	1	4
努力变量				
数学成绩	36.39	12.19	1	50

续表

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
阅读成绩	35.61	11.45	1	50
学习时间	2.734	0.720	1	4
娱乐时间	1.726	0.804	1	4
师生交往	3.134	1.171	1	5
朋友交往	3.715	1.033	1	5
班级参与	3.468	1.285	1	5
观测值 N	6544			

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

各变量描述性统计如表 2 所示。值得一提的是，苏州市学生非认知能力均值是所有 10 个参与测评地区中最高的，高于全部测评样本均值（572.6 分）约 0.2 个标准差；但苏州的标准差也是所有测评地区最高的，高于标准差均值（62.5）约 23%。需要说明的是，调查地苏州是中国经济较为发达的地区，2021 年苏州市人均 GDP 达 17.82 万元，略高于上海的 17.36 万元。苏州下辖 6 区 4 县级市，其 4 个县级市（昆山、太仓、张家港、常熟）2021 年均位列全国经济百强县前 10 位。在这样的背景下，苏州部分指标必然高于全国均值。例如学生父亲具备大学本科及以上学历占比达 23.97%，而基于中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算发现，35~45 岁（SSES 数据中大部分学生父亲年龄范围）男性样本大学本科及以上学历占比仅 6.08%。

在上述背景下，基于苏州市的数据很难具有全国代表性，但苏州的基础教育体系与中国其他地区并无本质区别，本文重点在于分析非认知能力形成过程中家庭和学校的影响，或许样本不具有普适性，但机会不平等形成过程应具有一定的普适性。未来中国不少地市可能都会经历苏州当前的发展阶段，其面临的问题很可能具有相似性，苏州的经验事实可供借鉴。

五 实证结果分析

（一）基准回归结果

在进行机会不平等测度之前，首先需要明晰各环境变量对非认知能力的影响，即对式（4）进行估计，回归在学校层面进行聚类。回归结果见表 3。

表 3 环境变量对非认知能力的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
性别	4.196 (1.949)	3.802 (1.826)	-0.270 (-0.129)	-0.038 (-0.018)	1.142 (0.611)
学前教育参与	9.338 *** (3.427)	2.924 (1.177)	2.489 (1.079)	1.301 (0.581)	1.719 (0.864)
是否本地户籍	2.547 (0.921)	7.488 ** (2.975)	5.701 * (2.513)	5.525 * (2.487)	7.429 *** (3.612)
父母职业		0.180 (0.257)	0.201 (0.310)	-0.282 (-0.441)	-0.476 (-0.800)
父母教育(参照: ISCED 3)					
ISCED 4 和 5		15.216 *** (5.749)	12.188 *** (4.975)	10.932 *** (4.562)	10.229 *** (4.538)
≥ISCED 6		22.792 *** (6.720)	16.460 *** (5.232)	13.098 *** (4.680)	12.443 *** (4.918)
家庭藏书量		0.101 *** (13.015)	0.074 *** (10.853)	0.068 *** (10.377)	0.053 *** (9.021)
惩罚型教养			28.130 *** (21.140)	27.484 *** (20.203)	19.551 *** (16.524)
理解型教养			16.588 *** (13.166)	16.077 *** (12.626)	11.528 *** (9.635)
学校 SES				9.390 (1.629)	4.215 (0.765)
班级规模				0.503 *** (4.232)	0.516 *** (4.254)
学校氛围					34.912 *** (21.009)
常数	585.881 *** (156.500)	555.352 *** (121.709)	454.349 *** (75.067)	439.630 *** (67.565)	376.356 *** (54.250)
观测值	6544	6544	6544	6544	6544
R ²	0.005	0.080	0.185	0.194	0.315

注：括号内为 t 值；*、** 和 *** 分别代表在 5%、1% 和 0.1% 水平上显著。
资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

在个体层面，仅有是否本地户籍变量对因变量有显著影响，相比于非本地户籍，本地户籍学生非认知能力的期望高约 7 分。学前教育经历对学生非认知能力无显著影响，可能与样本中有很高比例学生接受学前教育有关（3 岁及以前接受学前教育约

44%，5 岁及以前接受学前教育约 95%)，这远高于 2010 年《全国教育事业发展统计公报》所载的学前教育入园率 56.6% (样本学生大致的入园年份)，高比例的入园率会导致此变量区分性不足。

在家庭层面，父母职业地位对非认知能力无显著影响，但父母教育、家庭藏书量和家庭教养方式等变量均存在显著影响，说明非认知能力的形成路径与认知能力存在一定区别，文化资本类变量更能够解释学生非认知能力发展的差异，这与社会学相关研究发现一致 (Weininger et al., 2015)。在学校层面，与父母职业地位类似，学校社会经济地位对学生非认知能力无显著影响，说明学校间的经济隔离并不会扩大学生非认知能力的差距，但班级规模和学校氛围均有显著影响。

在表 4 中，对连续变量进行 OLS 回归，而对分类变量进行有序 Probit 回归，回归均在学校层面进行聚类。结果显示，大部分环境变量对努力变量均存在一定程度的影响，这也在一定程度上证明了 Roemer 的看法，即努力并非完全是个体意志的体现，而是会受到环境的影响。环境变量对学习努力与交往努力的影响机制有所区别，例如理解型教养、班级规模对学生交往努力有显著影响，而对学习努力并无影响，可初步证明本文选取两类努力变量的有效性。

表 4 环境变量对努力的影响

	(1) 数学成绩	(2) 阅读成绩	(3) 学习时间	(4) 娱乐时间	(5) 师生交往	(6) 朋友交往	(7) 班级参与
性别	-0.510 (-1.495)	-3.133 *** (-10.014)	-0.104 * (-2.041)	0.255 *** (4.870)	0.152 ** (2.856)	0.107 * (2.106)	-0.056 (-1.060)
学前教育参与	0.015 (0.040)	-0.202 (-0.547)	-0.024 (-0.394)	-0.064 (-1.164)	-0.012 (-0.215)	-0.004 (-0.065)	0.101 (1.873)
是否本地户籍	0.812 * (2.018)	1.004 * (2.482)	-0.126 * (-2.140)	-0.287 *** (-5.080)	0.084 (1.813)	-0.208 *** (-4.334)	0.099 (1.935)
父母职业	0.301 * (2.317)	0.416 *** (3.373)	0.044 * (2.462)	0.002 (0.111)	-0.036 * (-2.376)	-0.007 (-0.412)	0.012 (0.790)
父母教育(参照: ISCED 3)							
ISCED 4 和 5	-0.048 (-0.118)	-0.396 (-1.063)	-0.236 *** (-4.132)	-0.174 ** (-3.040)	0.240 *** (4.063)	0.083 (1.469)	0.208 *** (3.671)
≥ISCED 6	0.282 (0.595)	0.152 (0.303)	-0.380 *** (-5.625)	-0.340 *** (-5.065)	0.307 *** (4.030)	0.089 (1.370)	0.281 *** (4.073)
家庭藏书量	0.005 *** (5.017)	0.007 *** (6.150)	-0.000 (-0.103)	-0.001 *** (-4.244)	0.001 ** (3.185)	0.001 *** (4.896)	0.002 *** (9.622)

续表

	(1) 数学成绩	(2) 阅读成绩	(3) 学习时间	(4) 娱乐时间	(5) 师生交往	(6) 朋友交往	(7) 班级参与
惩罚型教养	0.919 *** (3.973)	0.818 *** (3.591)	0.011 (0.305)	-0.152 *** (-4.614)	0.357 *** (9.702)	0.218 *** (6.161)	0.407 *** (13.201)
理解型教养	0.344 (1.589)	0.170 (0.835)	-0.101 ** (-3.039)	-0.109 *** (-3.610)	0.278 *** (8.482)	0.122 *** (4.070)	0.195 *** (5.872)
学校 SES	2.797 ** (2.971)	1.014 (1.059)	0.512 ** (2.848)	-0.546 *** (-4.481)	0.003 (0.029)	0.123 (1.814)	0.028 (0.278)
班级规模	0.036 (0.873)	0.076 (1.754)	-0.006 (-0.931)	-0.017 *** (-4.501)	0.009 *** (3.521)	-0.001 (-0.265)	0.006 * (2.268)
学校氛围	0.879 *** (3.991)	1.000 *** (4.261)	-0.020 (-0.488)	-0.088 ** (-2.675)	0.548 *** (14.233)	0.523 *** (13.961)	0.640 *** (16.005)
常数项	25.865 *** (13.432)	25.079 *** (13.187)					
cut1			-3.879 *** (-10.438)	-2.187 *** (-10.711)	0.871 *** (5.714)	-1.544 *** (-9.167)	1.454 *** (8.156)
cut2			-1.037 ** (-2.971)	-0.263 (-1.293)	2.895 *** (16.570)	0.392 * (2.496)	2.824 *** (16.004)
cut3			1.478 *** (4.204)	1.499 *** (7.443)	4.259 *** (23.259)	2.071 *** (12.865)	4.054 *** (22.773)
cut4					5.509 *** (28.972)	3.555 *** (21.143)	5.157 *** (27.265)
观测值	6544	6544	6544	6544	6544	6544	6544
R ²	0.046	0.068	0.009	0.035	0.048	0.035	0.064

注：括号内为 t 值；*、** 和 *** 分别代表在 5%、1% 和 0.1% 水平上显著。

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

(二) 机会不平等测度

1. 机会不平等存在的随机占优分析

在正式测度机会不平等之前，可利用一阶随机占优方法（first order stochastic dominance）直观证明机会不平等的存在。设环境 c_1 影响下非认知能力 y 的条件分布为 $F(y|c_1)$ ，若对任意的 y ，都有 $F(y|c_1) \leq F(y|c_2)$ ，即说明环境 c_1 随机占优于环境 c_2 ，因此随机占优存在可检验不同环境间的机会不平等。

随机占优结果如图 2 所示，按照父母教育水平和家庭社会经济地位分类，不同学生非认知能力分布呈现出明显的差异性，父母教育水平（或家庭社会经济地位）较高的学

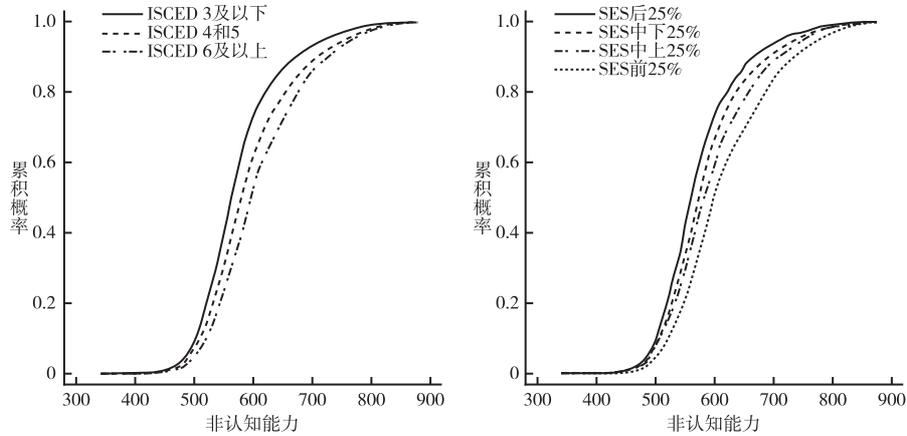


图 2 基于父母教育水平（左）和家庭社会经济地位（SES）（右）的因变量累积分布函数

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

生占优于父母教育水平（或家庭社会经济地位）较低的学生。此外，利用父母职业地位变量进行随机占优分析，其结果与基于父母教育和家庭 SES 变量相似，限于篇幅不再展示。

2. 机会不平等测度及异质性分析

因变量为连续变量时，文献中常利用平均对数偏差（MLD）测度机会不平等（Marrero & Rodríguez, 2013; Brunori et al., 2019; 李莹、吕光明, 2019），但 Ferreira & Gignoux（2014）发现，在进行跨国比较时，面对经过 IRT 调整的标准化 PISA 测试分数，很多常用的不平等指数计算出的国家间排名可能有误，其提出使用方差作为 PISA 测试中教育成就不平等的测量标准。此方法也在后来研究中被广泛使用（Lasso De La Vega et al., 2020），因此本文利用方差进行不平等测度，之后通过 MLD 指数检验稳健性（表 5）。

表 5 分样本机会不平等测度与分解

	全样本	男性	女性	10 岁组	15 岁组
Gini	0.071	0.070	0.072	0.073	0.055
IOR	31.48%	30.69%	32.67%	32.01%	24.33%
分解(%)					
个体层面	0.95	1.06	0.65	0.85	3.30
父母职业	0.57	0.36	0.94	0.99	0.45
父母教育	4.20	2.95	5.75	0.88	2.88
家庭藏书量	9.18	8.06	10.43	8.20	5.87

续表

	全样本	男性	女性	10岁组	15岁组
教养方式	28.19	26.78	29.54	19.56	30.55
学校 SES	2.76	2.96	2.60	2.32	2.41
班级规模	3.46	2.80	4.15	0.13	0.09
学校氛围	50.70	55.03	45.95	67.03	54.45
观测值	6544	3441	3103	3289	3255

注：分类变量 Shapley 值为所有 $(k-1)$ 个哑变量贡献度之和；由于本研究涉及变量较多，且分类变量计算 Shapley 值时需转为 $(k-1)$ 个哑变量，导致分解过程计算量巨大，因此本文将贡献度较小（个体层面）的和部分较类似的（教养方式）变量进行分组计算贡献度。

资料来源：根据 SSES 评测数据计算得到。

结果表明，全样本机会不平等相对值 IOR 达 31.48%，即学生非认知能力发展的差距至少有 31.48% 来源于不合理的机会不平等，这显著高于基础教育学习成绩机会不平等的 18.10%（张楠等，2020），说明相较于学习成绩，非认知能力的机会不平等程度更为严重。由于学校之间的不平等程度往往小于家庭之间的不平等程度，因此学校常被称为“伟大的均衡器”（great equalizer），有助于缓解经济社会原有的不平等（Agostinelli et al., 2022）。但在当前中国教育体系中，基础教育阶段学校更加注重对学生认知能力的培养，而相对忽视了非认知能力的发展，这可能使得非认知能力的发展更多受到家庭背景的影响，而受学校影响程度更小，进而导致其机会不平等程度更大。

分群体来看，女性机会不平等略高于男性，但 10 岁组学生机会不平等显著高于 15 岁组，即人力资本积累前期机会不平等程度更大，原因可能在于 10 岁组学生具有更强的“可塑性”，受环境变量的影响更大，这与“赫克曼曲线”的发现相似之处（Heckman & Carneiro, 2003）。在非认知能力方面，同样应倡导政府加大对（弱势群体）儿童发展早期的投资，早期干预将更有助于缓解机会不平等。按贡献分解发现，个体层面特征贡献很小，机会不平等主要来自于家庭和学校层面，家庭层面贡献主要来自藏书量、教养方式等文化资本相关的变量，而学校层面贡献主要来自学校氛围变量，而班级规模和学校 SES 贡献不大。

本文发现非认知能力的机会不平等可能较认知能力更高，但另一方面，对非认知能力机会不平等贡献更大的是学校氛围、教养方式等因素，而非学校 SES 或者父母职业和教育程度。这或许对缓解机会不平等是一个好消息，因为从教育改革和政策干预角度看，学校氛围和教养方式更容易干预，而父母职业和教育程度等难以改变。

在分维度测度中，各维度的机会不平等程度均小于总体非认知能力的不平等，但

各维度基本特征与总体很相近，即机会不平等主要来自于家庭藏书量、教养方式和学校氛围三个变量。但三个变量对各维度的影响有一定差异，如开放性和外向性受家庭藏书变量影响更大，而亲和性和情绪稳定性受家庭藏书变量影响更小（表 6）。

表 6 分维度机会不平等测度与分解

	尽责性	亲和性	开放性	外向性	情绪稳定性
Gini	0.081	0.083	0.078	0.072	0.090
IOR	22.87%	27.91%	26.51%	24.47%	21.14%
分解(%)					
个体层面	0.45	0.93	1.72	2.25	1.95
父母职业	0.52	0.30	1.42	0.70	0.38
父母教育	5.05	3.47	4.93	4.29	3.42
家庭藏书量	8.61	5.33	13.72	13.41	6.95
教养方式	29.75	25.88	25.60	29.54	29.44
学校 SES	3.37	1.91	4.09	2.31	2.30
班级规模	3.35	4.30	4.14	2.53	2.63
学校氛围	48.89	57.87	44.39	44.97	52.92

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

3. 机会不平等的国际比较

测度出 IOR 值后，一个自然的问题是机会不平等程度是否严重呢？对此需要进行跨国比较。在数据中，加拿大、芬兰和哥伦比亚（马尼萨雷斯）部分变量严重缺失（如班级规模变量马尼萨雷斯超 70% 缺失），在此不纳入分析；美国和葡萄牙部分变量存在一定程度缺失（25% 左右），本文通过线性插补法进行填补后纳入分析。环境变量对机会不平等测度结果如表 7 所示。

表 7 机会不平等的国际比较（按全样本 IOR 值升序排列）

国家	全样本(%)	男性(%)	女性(%)	10 岁组(%)	15 岁组(%)	样本量
美国	13.01	13.62	12.59	13.07	12.60	5787(90%)
葡萄牙	13.99	14.49	14.45	14.57	11.70	3575(93%)
哥伦比亚	15.20	14.35	16.43	13.59	15.57	5873(87%)
土耳其	16.90	17.19	17.15	19.16	13.92	5126(87%)
俄罗斯	20.72	20.57	20.77	21.89	18.66	5443(80%)
韩国	28.03	28.92	27.29	32.90	21.49	5204(82%)
中国	31.48	30.69	32.67	32.01	24.33	6544(90%)

注：最后一列括号中为分析样本占原始样本量的比例。

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

结果显示，中国苏州是所有城市样本中非认知能力机会不平等程度最高的，并且是唯一一个高于 30% 的城市。在相关文献中，张楠等人利用 CEPS 数据测度得到的学业成绩机会不平等为 18.10%，其与已有研究比较发现，中国的机会不平等程度高于美国、德国、法国、土耳其、韩国、日本、马来西亚、越南等大部分国家，且显著高于发展中国家均值（13.13%）和发达国家均值（12.24%）水平（张楠等，2020）。这在印证本文结果可信性的同时，也说明在中国人力资本积累过程中，认知能力与非认知能力均存在高度的机会不平等。此外，机会不平等性别差距在不同国家并不一致，但绝大部分国家 10 岁组样本机会不平等高于 15 岁组样本，同样体现了早期干预的重要性。

需要注意的是，上述城市样本并不能代表国家整体情况，例如美国整体的不平等程度虽然较高，但休斯敦地区（SSES 数据样本区）的不平等程度并非如此，其代际流动性在美国 50 个大都市区中排名第 15，具有较高的社会流动性（Chetty et al., 2014）。另一方面，根据市场机制理论视角，经济发展与城镇化率的提高均有助于提高社会流动性，针对中国的研究也发现，东部地区与一线城市职业的社会流动性最高（张延吉等，2022），且东部地区收入的机会不平等程度显著低于中西部（Zhou et al., 2022）。据此可合理推断，中国非认知能力机会不平等的整体水平很可能高于本文的测度结果。

（三）努力的作用

1. 努力变量对非认知能力的影响

表 8 展示了原始努力变量和净努力变量（即分离环境影响作用后的努力，通过式（6）和式（8）得到）对非认知能力的回归结果。限于篇幅，环境变量分别列出个体、家庭和学校其中一个。结果显示，努力变量对非认知能力均有显著影响，但学习努力中的学习时间变量对非认知能力的影响为负向，可能由于非认知能力形成过程中需要人际互动，而减小课外活动与社交等方面的时间，对非认知能力的发展有“挤出”作用，尤其是对于弱势群体学生，过度注重书本学习可能导致认知能力与非认知能力发展的不均衡。原始努力变量替换为净努力变量后，环境变量系数均会增大，说明原始努力变量“吸收”了部分环境变量的影响效果，即环境变量会影响努力变量。相比于原始努力变量，采用净努力变量回归方程的 R^2 有一定降低，但幅度不大（约 5%），这也可以说明，式（6）中由于可能遗漏环境变量进而导致对净努力变量高估的问题并不严重。

表 8 不同努力变量对非认知能力的影响

非认知能力	原始努力	净努力	原始努力	净努力
数学成绩	0.251 ** (2.673)	0.281 ** (2.850)	0.170 * (2.214)	0.251 ** (3.039)
阅读成绩	0.378 *** (3.738)	0.406 *** (3.799)	0.283 ** (3.243)	0.304 ** (3.344)
学习时间	-15.818 *** (-11.416)	-13.451 *** (-10.255)	-12.058 *** (-10.038)	-11.064 *** (-9.696)
娱乐时间	-11.996 *** (-10.043)	-6.249 ** (-2.692)	-9.661 *** (-8.963)	-8.357 *** (-3.918)
师生交往			10.566 *** (13.824)	14.975 *** (10.932)
朋友交往			3.751 *** (5.072)	32.178 *** (27.858)
班级参与			18.973 *** (27.444)	6.780 *** (6.449)
环境变量				
是否本地户籍	4.698 * (2.410)	7.434 *** (3.672)	4.096 * (2.453)	7.391 *** (4.509)
父母教育(参照: ISCED 3)				
ISCED 4 和 5	8.199 *** (3.802)	10.190 *** (4.579)	4.278 * (2.291)	9.699 *** (5.001)
≥ISCED 6	8.669 *** (3.631)	12.381 *** (4.944)	4.222 * (1.981)	12.664 *** (5.734)
学校氛围	33.839 *** (21.915)	34.908 *** (21.794)	22.273 *** (17.583)	34.905 *** (28.063)
其他环境变量	√	√	√	√
常数项	435.909 *** (49.746)	376.386 *** (57.319)	386.771 *** (48.119)	376.504 *** (66.428)
观测值	6544	6544	6544	6544
R ²	0.361	0.338	0.493	0.469

注: 括号内为 t 值; *、** 和 *** 分别代表在 5%、1% 和 0.1% 水平上显著。
资料来源: 根据 SSES 测评数据计算得到。

2. 环境变量与努力变量对非认知能力影响的因素分解

不同于很多文献采用 MLD 指数或基尼系数进行的不平等测度, 本文采用方差进行

不平等测度，这与 OLS 回归中计算拟合优度的逻辑相似，即

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y}_i)^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} = \frac{\text{var}(\alpha + \beta X_i)}{\text{var}(Y_i)} (n \rightarrow \infty) = IOR \quad (9)$$

因此可以通过对回归模型的 R^2 进行分解，进而分析环境和努力对非认知能力不平等（方差）的贡献度（表 9）。

表 9 环境变量与原始努力变量对非认知能力影响的因素分解

	全样本	男性	女性	10 岁组	15 岁组
IOR	31.48%	30.69%	32.67%	32.01%	24.33%
贡献分解 - 环境 (%)					
个体层面	0.42	0.40	0.26	0.31	1.23
父母职业和教育	1.70	1.30	2.17	0.82	1.15
家庭藏书量	3.58	3.28	3.92	3.54	2.30
教养方式	10.99	11.27	10.66	9.41	11.11
学校 SES 和班级规模	2.33	2.40	2.27	1.20	1.01
学校氛围	20.07	23.66	16.73	30.82	21.03
小计	39.09	42.31	36.01	46.10	37.83
贡献分解 - 努力 (%)					
语数成绩	2.94	2.65	3.38	3.50	0.05
学习娱乐	7.71	6.23	9.31	3.47	2.64
师生交往	14.29	12.05	16.44	10.34	11.68
朋友交往	5.56	5.34	5.76	7.73	6.35
班级参与	30.41	31.42	29.11	28.86	41.45
小计	60.91	57.69	63.99	53.90	62.17
总计 (R^2)	0.493	0.458	0.535	0.445	0.418

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

环境变量与原始努力变量的 Shapley 分解显示，在回归方程可解释的全部 R^2 中，环境变量大约贡献了 40%，而努力变量贡献了约 60%，但在 Roemer 机会不平等理论框架下，这并不能说明环境贡献作用小于努力，因为努力变量会受到环境的影响。环境变量贡献的 40% 可认为是环境变量对非认知能力不平等的直接效应，而努力变量贡献的 60% 中既包括努力变量的直接效应，还包括环境变量通过影响努力，进而导致非认知能力不平等的效应（即图 1 中的间接效应）。

为进一步分离出真实的努力变量对非认知能力的影响效果，本文接下来通过估计式 (6) 和式 (8)，得到剔除环境影响后的“净努力”变量，再度对式 (7) 进行 Shapley 分解（表 10）。环境与净努力变量对非认知能力影响的因素分解发现，净努力变量的贡献度大幅下降，此时在回归方程可解释的全部 R^2 中，环境变量大约贡

献了 70%，而净努力变量仅贡献了约 30%，说明非认知能力不平等大部分来源于环境因素。

表 10 环境与净努力变量对非认知能力影响的因素分解

	全样本	男性	女性	10 岁组	15 岁组
IOR	31.48%	30.69%	32.67%	32.01%	24.33%
贡献分解 - 环境%					
个体层面	0.65	0.69	0.46	0.55	1.94
父母职业和教育	3.02	2.27	3.82	1.24	2.36
家庭藏书量	6.24	5.64	6.92	5.75	4.55
教养方式	19.01	18.64	19.34	15.18	21.82
学校 SES 和班级规模	4.05	3.96	4.14	1.61	2.09
学校氛围	34.12	37.83	30.21	46.62	39.42
小计	67.09	69.03	64.89	70.95	72.18
贡献分解 - 净努力%					
语数成绩	1.60	1.24	2.05	2.30	0.47
学习娱乐	2.67	2.02	3.36	0.93	1.69
师生交往	5.67	4.06	7.78	4.64	1.08
朋友交往	2.36	1.92	2.84	2.96	2.06
班级参与	20.61	21.73	19.08	18.22	22.51
小计	32.91	30.97	35.11	29.05	27.81
总计 (R ²)	0.469	0.448	0.495	0.442	0.355

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

首先，可分析环境变量影响非认知能力不平等的直接效应、间接效应与总效应。基于方差的不平等测度与回归方程拟合优度的计算过程较为一致，即表 10 环境因素占可解释的因变量方差约为 $0.469 * 67.09\% = 31.47\%$ ，这与机会不平等的 IOR 值相当，由于表 10 排除了努力变量中的环境影响，因此 31.47% 可看做环境影响机会不平等的总效应。表 9 没有排除努力变量中的环境影响，因此环境因素占可解释的因变量方差 ($0.493 * 39.09\% = 19.27\%$) 可视为环境影响机会不平等的直接作用。故通过对比表 9 和 10 可计算环境间接影响，即环境通过影响努力进而影响非认知能力不平等的部分 ($0.469 * 67.09\% - 0.493 * 39.09\% = 12.20\%$)，即机会不平等 IOR 值中有约 39% (12.02% 与 31.47% 之比) 属于间接影响 (即图 1 中间接路径)，约 61% (19.27% 与 31.47% 之比) 属于直接影响 (即图 1 中直接路径)。

其次，在环境变量影响非认知能力不平等中，家庭教养方式与学校氛围变量贡献

最大，显著高于其他变量。这说明非认知能力作为社会情感能力，其形成与家庭和学校“软实力”密切相关。温和、民主的家庭教养方式有助于培育子女的亲和性和情绪稳定性等非认知能力，而严厉、专制的教养方式可能导致青少年问题行为的产生（Piquart, 2017）。虽然本文发现非认知能力与父母教育和职业地位关系不大，但由于教养方式存在阶层差异（田丰、静永超，2018），政策干预更应该推动弱势背景家庭教养方式的改善。

在学生发展早期，若学校善于营造合作而非竞争的氛围，学生的精力将不会过度用于学业。相比之下，仅仅缩小班级规模而不注重对学校氛围的营造，可能很难对学生的非认知能力形成正向影响。另一方面，现有的教育生产函数研究主要聚焦于学业成就等认知能力，然而能够提高学生认知能力的投入（如学校基础设施等“硬件”投入）可能对非认知能力发展作用有限（Hanushek, 2020）。如何更好地协调认知能力与非认知能力两种教育产出，使得不同形式人力资本积累过程相互促进，可能需要教育学、心理学、经济学等领域更深入的研究。

最后，努力变量影响非认知能力主要通过班级参与变量实现。相比于师生交往、朋友交往等努力变量，班级活动参与更需要在公开场合进行，多人互动更为频繁，在此过程可以习得更多社交、协作等能力，有效促进作为“社会情感”的非认知能力的发展。通过对比表9和表10可发现，净努力变量与原始努力相比，班级参与和师生交往变量贡献度下降了很多，说明环境变量对此类变量有显著影响，有待进一步分析。

3. 环境通过何种努力渠道对非认知能力影响最大

Palomino et al. (2019) 首次从中间渠道的角度，对环境通过影响个体教育与就业而导致的收入不平等进行了定量分析。李莹和吕光明（2019）将此方法用于分析中国机会不平等的作用渠道。本文借鉴其方法，分析环境通过影响各类努力进而导致不平等的渠道作用。计算过程如下，假设 D_k 代表学生的班级参与程度，环境通过班级参与渠道影响非认知能力可表示为：

$$\tilde{y}_k = \eta D_k + v_k \quad (10)$$

其中， $\tilde{y}_k = \hat{\psi}C$ ，即式（3）拟合值。类似地，构造反事实收入 $\tilde{y}_k^D = \hat{\eta}D_k$ ，将式（3）拟合值再度平滑，即具有相同班级参与程度的学生赋予了相同的（环境相关）非认知能力，因此通过班级参与渠道导致不平等的绝对量就为 $I(\tilde{y}_k^D)$ 。未被此渠道解释的反事实部分为 $\tilde{y}_k^{\bar{D}} = \hat{\eta}\bar{D}_k + \hat{v}_k$ ，机会不平等可被分解为班级参与和其他渠道两部分。

$$I(\tilde{y}_k) = I(\tilde{y}_k^D) + I(\tilde{y}_k^{\bar{D}}) \quad (11)$$

同样地，利用方差依次估计环境通过各努力变量的作用渠道，即可得到由该渠道导致非认知能力不平等的程度。通过渠道分解，可分析环境通过影响努力而间接影响非认知能力中，各渠道占比情况（表 11）。结果表明，学习努力的渠道作用很小，环境主要通过影响交往努力进而影响非认知能力，且交往努力中，班级参与变量效应最强，这也与表 9 中结果相似。环境变量可能通过多种途径影响班级参与等努力变量，例如优势背景群体可能具有更紧密的家校联系，或者其子女在文体技能上更加突出，从而有助于广泛参与班级活动。有教育学相关研究显示，相比于一般学生，班干部群体能够获得更多学习机会（包括提问机会、讨论机会等），且班干部学生家庭社会经济地位往往更高（柯政、李昶洁，2020）。最后需要说明的是，各努力变量往往不独立，即渠道变量间通常存在相关性，例如师生交往程度可能影响学生的班级参与，导致各渠道作用的合计值（14.58%）大于间接影响的 12.20%。

表 11 环境影响非认知能力的中间渠道分解

	全样本	男性	女性	10 岁组	15 岁组
IOR	31.48%	30.69%	32.67%	32.01%	24.33%
努力变量(%)					
数学成绩	2.88	2.67	3.22	3.12	0.83
语文成绩	3.04	3.13	3.67	4.17	0.11
学习时间	0.01	0.06	0.26	0.05	1.51
娱乐时间	3.32	2.79	4.44	0.86	1.78
师生交往	12.84	11.97	13.85	10.37	10.93
朋友交往	7.68	7.33	8.08	9.63	6.61
班级参与	16.54	17.14	15.97	16.81	11.47
合计	46.31	45.09	49.49	45.01	33.24

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

（四）稳健性检验

1. 剔除不显著的环境变量

为排除无关变量的影响，本文在此去掉基准回归中对非认知能力影响不显著的部分环境变量，即性别、学前教育、父母职业和学校 SES 变量，仅保留影响显著的 7 个变量进行测度。结果如表 12 所示，与更换环境变量前差别不大，且分群体同样呈现出女性和 10 岁组 IOR 值更大，分维度中亲和性 IOR 最大而情绪稳定性 IOR 最小的特点。

表 12 剔除不显著环境变量的测度结果

分样本 - 各群体	全样本	男性	女性	10 岁组	15 岁组
更换后 IOR	31.42%	30.54%	32.65%	31.63%	23.79%
更换前 IOR	31.48%	30.69%	32.67%	32.01%	24.33%
分维度 - 全样本	尽责性	亲和性	开放性	外向性	情绪稳定性
更换后 IOR	22.78%	27.74%	26.29%	24.38%	20.86%
更换前 IOR	22.87%	27.91%	26.51%	24.47%	21.14%

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

除了剔除不显著环境变量外，本文还通过更换自变量测量方式进行稳健性检验，例如将连续变量学校 SES 转换成分类变量（替换后全样本 IOR 为 31.50%）；将家庭层面的父母职业、父母教育和家庭藏书量变量统一用家庭 SES 变量替换（全样本 IOR 为 30.26%），发现结果依旧稳健。限于篇幅不再赘述。

2. 更换非参数法测度：传统的分组法与探索性的聚类法

非参数法经典的做法为根据不同变量取值的组合进行分组，如父母是否受高等教育和是否本地户籍两个哑变量的组合可产生 4 个组别，当变量数量增加时，分组数将呈指数增长，故此方法需较大的样本量。实践中，环境变量间往往不独立，难以避免一些组别个体很少，如父母均受过高等教育，但职业地位较低的组，这可能导致测算过程产生误差（Brunori et al., 2019）。近些年非参数法在不断发展，如潜在类别（LCA）分组（Carrieri et al., 2020）、机器学习的回归树方法（Brunori & Neidhöfer, 2021）等多种方法得到应用。

上述方法的一个缺陷是无法指定分组个数，因此结果难以与传统分组法做比较，例如 LCA 分组数常在 5 个左右，而传统分组法常常产生数十乃至数百组。另外一种值得关注的分组法为聚类法，聚类法的基本思想为尽可能缩小类别中差异而扩大类别间差异，因此对环境变量进行聚类，每个类别个体可视为拥有相同的环境，进而可运用非参数法对机会不平等进行测度。当前文献中虽然很少用聚类法直接进行非参数测度，但已有利用聚类区别环境或努力的做法，例如 Aizawa（2019）在分析儿童营养不良的机会不平等问题时，利用多个环境变量对个体进行聚类，然后对最好环境与最差环境的差异进行 Oaxaca-Blinder 分解。龚锋等（2017）按照受教育程度、就业状况和相对收入分位三个努力变量，利用两步聚类法，将每个年代样本分为 30 个群组，定义同一群组付出同样的努力程度。

本文在此采用传统分组法和聚类法两种非参数法进行稳健性检验。由于分组法需要较大的样本量，本文仅利用回归中显著的环境变量进行分组，即是否本地户籍、父

母教育、家庭藏书量、惩罚型教养、理解型教养、班级规模和学校氛围等 7 个变量，除了是否本地户籍外，将父母教育（是否受高等教育）以及其他变量（是否大于均值）转换为属性变量，然后进行组合得到 127 组；聚类采用 Kmeans 算法，同样聚类 127 组后进行测度（表 13）。

表 13 两种非参数法测度组别情况

	组别数	组均个体	小于 5 的组别占比	最小组包含个体	最大组包含个体
分组法	127	52	11.02% (14 组)	3	268
聚类法	127	52	0	16	117

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

两种非参数法测度结果如表 14 所示。全样本中采用参数法、分组法和聚类法测度得到 IOR 值分别为 31.48%、31.26% 和 32.59%，结果十分相近。

表 14 两种非参数法测度结果

单位：%

分样本 - 各群体	全样本	男性	女性	10 岁组	15 岁组
分组法	31.26	32.05	34.09	30.02	24.70
聚类法	32.59	32.52	35.19	32.79	25.86
IOR(参数法)	31.48	30.69	32.67	32.01	24.33
分维度 - 全样本	尽责性	亲和性	开放性	外向性	情绪稳定性
分组法	24.12	27.34	27.97	23.23	20.73
聚类法	24.67	28.79	28.22	24.44	22.55
IOR(参数法)	22.87	27.91	26.51	24.47	21.14

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

3. 改变不平等测量方法

如前所述，在众多收入分配机会不平等研究文献中，常利用 MLD 指数进行不平等测度，计算方式如下：

$$MLD = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \frac{Y}{Y_i} \quad (12)$$

本文在此更换不平等测度方法为 MLD 指标后进行稳健性检验。结果如表 15 所示，依旧较为稳健。在分群体测度中，MLD 测度同样呈现出女性、10 岁组群体 IOR 相对更大的特征；在分维度测度中，MLD 测度同样呈现亲和性 IOR 最大而情绪稳定性 IOR 最小的特征。

表 15 利用 MLD 指数进行测度的结果

单位：%

分样本 - 各群体	全样本	男性	女性	10 岁组	15 岁组
IOR (MLD)	32.98	32.14	34.29	32.90	25.55
IOR (方差)	31.48	30.69	32.67	32.01	24.33
分维度 - 全样本	尽责性	亲和性	开放性	外向性	情绪稳定性
IOR (MLD)	23.80	28.95	27.95	25.17	21.77
IOR (方差)	22.87	27.91	26.51	24.47	21.14

资料来源：根据 SSES 测评数据计算得到。

六 结论与建议

本文基于 2019 年 OECD 对包括中国（苏州）在内的多个国家青少年社会情感能力调查数据，在 Roemer 机会平等理论框架下，结合“环境—努力”视角探讨了青少年非认知能力发展的机会不平等。需要说明的是，与代际流动研究中代际相关性（即父代收入对子代收入回归方程的估计系数）相似，机会不平等测度框架可看作后者的扩展，此两者均为衡量社会不平等的一类指标（Björklund & Jäntti, 2020）。此外与代际流动研究相似的是，机会不平等研究的关注重点并非因果关系，而侧重跨国比较与变迁趋势的分析（Chetty et al., 2020），且当前尚未有成熟的计量方法可分析多个（环境）变量对结果变量的因果关系，本文的机会不平等并非因果效应。

研究发现，中国（苏州）调查样本非认知能力机会不平等程度达 31.48%，显著高于以往文献发现的学习成绩的机会不平等程度（江求川、任洁，2020；张楠等，2020），且位居所有调查地的首位，机会不平等程度显著高于其他调查地。在环境变量中，对非认知能力机会不平等贡献最大的 3 个变量为家庭藏书量、教养方式与学校氛围，而父母教育与职业变量贡献度很小；此外，分年龄群体发现，10 岁组学生机会不平等程度较 15 岁组学生显著更大，说明机会不平等在学生发展早期影响更大。加入努力变量后发现，学生可控的净努力变量贡献度仅约 30%，说明非认知能力发展不平等中环境变量占主导地位。需要说明的是，由于环境变量的不完全，本文测度的机会不平等是真实值的下界，实际值不会低于本文测度结果。

基于以上结论，相关政策干预可考虑从以下几个方面入手。首先，在青少年非认知能力发展的早期进行干预。Cunha et al. (2010) 发现认知能力在儿童发展早期比较容

易受影响，而非认知能力的形成在儿童发展早期和晚期都很重要，中国样本中 10 岁组学生机会不平等较 15 岁组学生高约 30%，因此干预在更早时期或更有效。其次，在学校教育中更加重视非认知能力的培养。教育生产函数的目标应考虑学生各方面的能力发展，而非过度关注学业成绩，在学校教育中应合理促进各类人力资本发展，如本文发现相较于此前受到很多关注的班级规模（Connolly & Haeck, 2022），学校氛围对非认知能力发展更为重要。最后，家庭教养因素也是形塑学生非认知能力的重要途径，在 2022 年实施的《中华人民共和国家庭教育促进法》推动下，相关部门应进一步加快健全家庭教育指导服务体系。

参考文献：

- 龚锋、李智、雷欣（2017），《努力对机会不平等的影响：测度与比较》，《经济研究》第 3 期，第 76 - 90 页。
- 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，第 37 - 45 页。
- 江求川、任洁（2020），《教育机会不平等：来自 CEPS 的新证据》，《南开经济研究》第 4 期，第 165 - 184 页。
- 靳振忠、严斌剑、王亮（2019），《环境和努力孰重孰轻？——中国高等教育获得数量与质量不平等研究》，《财经研究》第 12 期，第 59 - 72 页。
- 柯政、李昶洁（2020），《班干部身份对学习机会获得的影响——基于 4026 位初中生的倾向值匹配法研究》，《教育研究》第 5 期，第 112 - 125 页。
- 李晓曼、曾湘泉（2012），《新人力资本理论——基于能力的人力资本理论研究动态》，《经济学动态》第 11 期，第 120 - 126 页。
- 李莹、吕光明（2019），《中国机会不平等的生成源泉与作用渠道研究》，《中国工业经济》第 9 期，第 60 - 78 页。
- 吕光明、徐曼、李彬（2014），《收入分配机会不平等问题研究进展》，《经济学动态》第 8 期，第 137 - 147 页。
- 田丰、静永超（2018），《工之子恒为工？——中国城市社会流动与家庭教养方式的阶层分化》，《社会学研究》第 6 期，第 83 - 101 页。
- 王春超、张承莎（2019），《非认知能力与工资性收入》，《世界经济》第 3 期，第 143 - 167 页。

- 王春超、钟锦鹏 (2018), 《同群效应与非认知能力——基于儿童的随机实地实验研究》, 《经济研究》第 12 期, 第 177 - 192 页。
- 魏东霞、陆铭 (2021), 《早进城的回报：农村移民的城市经历和就业表现》, 《经济研究》第 12 期, 第 168 - 186 页。
- 吴贾、林嘉达、韩潇 (2020), 《父母耐心程度、教育方式与子女人力资本积累》, 《经济学动态》第 8 期, 第 37 - 53 页。
- 袁振国、黄忠敬、李婧娟、张静 (2021), 《中国青少年社会与情感能力发展水平报告》, 《华东师范大学学报 (教育科学版)》第 9 期, 第 1 - 32 页。
- 张楠、林嘉彬、李建军 (2020), 《基础教育机会不平等研究》, 《中国工业经济》第 8 期, 第 42 - 60 页。
- 张文静 (2021), 《“小镇做题家”何以成为“985 废物”》, 《中国科学报》12 月 30 日, 第 6 版。
- 张延吉、唐杰、王洁晶 (2022), 《中国城镇居民代际流动的地区差异和理论解释》, 《社会学评论》第 3 期, 第 199 - 219 页。
- Agostinelli, Francesco, Matthias Doepke, Giuseppe Sorrenti & Fabrizio Zilibotti (2022). When the Great Equalizer Shuts Down: Schools, Peers, and Parents in Pandemic Times. *Journal of Public Economics*, 206, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2021.104574>.
- Aizawa, Toshiaki (2019). Ex-ante Inequality of Opportunity in Child Malnutrition: New Evidence from Ten Developing Countries in Asia. *Economics & Human Biology*, 35, 144 - 161.
- Asadullah, Niaz, Alain Trannoy, Sandy Tubeuf & Gaston Yalonetzky (2021). Measuring Educational Inequality of Opportunity: Pupil's Effort Matters. *World Development*, 138, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105262>.
- Björklund, Anders & Markus Jäntti (2020). Intergenerational Mobility, Intergenerational Effects, Sibling Correlations, and Equality of Opportunity: A Comparison of Four Approaches. *Research in Social Stratification and Mobility*, 70, <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2019.100455>.
- Bourguignon, François, Francisco Ferreira & Marta Menéndez (2007). Inequality of Opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, 53 (4), 585 - 618.
- Brunori, Paolo & Guido Neidhöfer (2021). The Evolution of Inequality of Opportunity in Germany: A Machine Learning Approach. *Review of Income and Wealth*, 67 (4), 900 - 927.
- Brunori, Paolo, Vito Peragine & Laura Serlenga (2012). Fairness in Education: The Italian

- University before and after the Reform. *Economics of Education Review*, 31 (5), 764 – 777.
- Brunori, Paolo, Vito Peragine & Laura Serlenga (2019). Upward and Downward Bias When Measuring Inequality of Opportunity. *Social Choice and Welfare*, 52 (4), 635 – 661.
- Carpantier, Jean-François & Christelle Sapata (2013). An Ex-post View of Inequality of Opportunity in France and Its Regions. *Journal of Labor Research*, 34 (3), 281 – 311.
- Carrieri, Vincenzo, Apostolos Davillas & Andrew Jones (2020). A Latent Class Approach to Inequality in Health Using Biomarker Data. *Health Economics*, 29 (7), 808 – 826.
- Checchi, Daniele & Vito Peragine (2010). Inequality of Opportunity in Italy. *The Journal of Economic Inequality*, 8 (4), 429 – 450.
- Chetty, Raj, John Friedman, Emmanuel Saez, Nicholas Turner & Danny Yagan (2020). Income Segregation and Intergenerational Mobility across Colleges in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 135 (3), 1567 – 1633.
- Chetty, Raj, Nathaniel Hendren, Patrick Kline & Emmanuel Saez (2014). Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129 (4), 1553 – 1623.
- Connolly, Marie & Catherine Haeck (2022). Nonlinear Class Size Effects on Cognitive and Noncognitive Development of Young Children. *Journal of Labor Economics*, 40 (S1), S341 – S382.
- Cornelissen, Thomas & Christian Dustmann (2019). Early School Exposure, Test Scores, and Noncognitive Outcomes. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11 (2), 35 – 63.
- Cunha, Flavio & James Heckman (2007). The Technology of Skill Formation. *The American Economic Review*, 97 (2), 31 – 47.
- Cunha, Flavio, James Heckman & Susanne Schennach (2010). Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation. *Econometrica*, 78 (3), 883 – 931.
- Deng, Lanfang & Tingting Tong (2020). Parenting Style and the Development of Noncognitive Ability in Children. *China Economic Review*, 62, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101477>.
- Deutsch, Joseph, María Alperin & Jacques Silber (2018). Using the Shapley Decomposition to Disentangle the Impact of Circumstances and Efforts on Health Inequality. *Social Indicators Research*, 138 (2), 523 – 543.

- Edin, Per-Anders, Peter Fredriksson, Martin Nybom & Björn Öckert (2022). The Rising Return to Noncognitive Skill. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14 (2), 78 – 100.
- Ferreira, Francisco & Jérémie Gignoux (2014). The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity. *The World Bank Economic Review*, 28 (2), 210 – 246.
- Ferreira, Francisco & Jérémie Gignoux (2011). The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, 57 (4), 622 – 657.
- Fleurbaey, Marc & Vito Peragine (2013). Ex Ante versus Ex Post Equality of Opportunity. *Economica*, 80 (317), 118 – 130.
- Gamboa, Luis & Fábio Waltenberg (2015). Measuring Inequality of Opportunity in Education by Combining Information on Coverage and Achievement in PISA. *Educational Assessment*, 20 (4), 320 – 337.
- Gong, Jie, Yi Lu & Hong Song (2018). The Effect of Teacher Gender on Students' Academic and Noncognitive Outcomes. *Journal of Labor Economics*, 36 (3), 743 – 778.
- Grönqvist, Erik, Björn Öckert & Jonas Vlachos (2017). The Intergenerational Transmission of Cognitive and Noncognitive Abilities. *Journal of Human Resources*, 52 (4), 887 – 918.
- Güell, Maia, Michele Pellizzari, Giovanni Pica & José Mora (2018). Correlating Social Mobility and Economic Outcomes. *The Economic Journal*, 128 (612), F353 – F403.
- Hanushek, Eric (2020). Education Production Functions. In Steve Bradley & Colin Green (eds.), *The Economics of Education: A Comprehensive Overview (Second Edition)*. London: Academic Press, pp. 161 – 170.
- Heckman, James & Pedro Carneiro (2003). Human Capital Policy. *NBER Working Paper*, No. 9495.
- Heckman, James, Jora Stixrud & Sergio Urzua (2006). The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. *Journal of Labor Economics*, 24 (3), 411 – 482.
- Jusot, Florence & Sandy Tubeuf (2019). Inequality of Opportunities in Health and Health Care. *Oxford Research Encyclopedia of Economics & Finance*, <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190625979.013.3>.
- Jusot, Florence, Sandy Tubeuf & Alain Trannoy (2013). Circumstances and Efforts: How Important Is Their Correlation for the Measurement of Inequality of Opportunity in Health?

- Health Economics*, 22 (12), 1470 – 1495.
- Lasso De La Vega, Casilda, Agurtzane Lekuona & Susan Orbe (2020). Reexamining the Inequality of Opportunity in Education in Some European Countries. *Applied Economics Letters*, 27 (7), 544 – 548.
- Marrero, Gustavo & Juan Rodríguez (2013). Inequality of Opportunity and Growth. *Journal of Development Economics*, 104, 107 – 122.
- Neidell, Matthew & Jane Waldfogel (2010). Cognitive and Noncognitive Peer Effects in Early Education. *The Review of Economics and Statistics*, 92 (3), 562 – 576.
- OECD (2021). Survey on Social and Emotional Skills-Technical Report. <https://www.oecd.org/education/cei/social-emotional-skills-study/sses-technical-report.pdf>.
- Palmisano, Flaviana, Federico Biagi & Vito Peragine (2021). Inequality of Opportunity in Tertiary Education: Evidence from Europe. *Research in Higher Education*, 63 (3), 514 – 565.
- Palomino, Juan, Gustavo Marrero & Juan Rodríguez (2019). Channels of Inequality of Opportunity: The Role of Education and Occupation in Europe. *Social Indicators Research*, 143 (3), 1045 – 1074.
- Peter, Fredriksson, Björn Öckert & Hessel Oosterbeek (2013). Long-term Effects of Class Size. *Quarterly Journal of Economics*, 128 (1), 249 – 285.
- Pinquart, Martin (2017). Associations of Parenting Dimensions and Styles with Externalizing Problems of Children and Adolescents: An Updated Meta-analysis. *Developmental Psychology*, 53 (5), 873 – 932.
- Roemer, John (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge: Harvard University Press.
- Roemer, John & Alain Trannoy (2016). Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, 54 (4), 1288 – 1332.
- Roemer, John, Rolf Aaberge, Ugo Colombino, Johan Fritzell, Stephen P Jenkins, Arnaud Lefranc, Ive Marx, Marianne Page, Evert Pommer, Javier Ruiz-Castillo, Maria Jesus, San Segundo, Torben Tranaes, Alain Trannoy, Gert Wagner & Ignacio Zubiri (2003). To What Extent Do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among Citizens? *Journal of Public Economics*, 87 (3 – 4), 539 – 565.
- Wang, Chunchao, Aiping Xiao & Yu Zhou (2022). Teamwork and Human Capital Development. *Journal of Human Resources*, <https://doi.org/10.3368/jhr.0121-11400R2>.
- Weininger, Elliot, Annette Lareau & Dalton Conley (2015). What Money Doesn't Buy: Class

Resources and Children's Participation in Organized Extracurricular Activities. *Social Forces*, 94 (2), 479 – 503.

Xu, Di, Qing Zhang & Xuehan Zhou (2022). The Impact of Low-ability Peers on Cognitive and Noncognitive Outcomes: Random Assignment Evidence on the Effects and Operating Channels. *Journal of Human Resources*, 57 (2), 555 – 596.

Zhou, Jiantao, Eddie Chi-Man Hui & Huiwen Peng (2022). Chasing Opportunity? Inequality of Opportunity and Educational Self-selection of Interprovincial Migrants in China. *The Annals of Regional Science*, 69, 281 – 309.

Inequality of Opportunity on the Development of Non-cognitive Ability: An Analysis from the Perspective of Circumstances and Efforts

Xue Yuankang^{1,2}

(Institute of Educational Economy, East China Normal University¹;

National Institutes of Educational Policy Research, East China Normal University²)

Abstract: Previous studies have found significant inequality of opportunity on cognitive ability in China. Based on 2019 OECD SSES data and Roemer's theoretical framework, this paper analyzes the inequality of opportunity on non-cognitive ability among adolescents. Results show that the share of inequality of opportunity in total inequality on non-cognitive ability is 31.48 percent, which is significantly higher than that on cognitive ability according to the literature, and putting China first in ranking. The amount of family books, parenting style, and school environment are the three most influential factors. After excluding the influence of circumstances, individual controllable efforts contribute about 30 percent to the inequality on non-cognitive ability. This study reveals the dominance of circumstances in the development of non-cognitive ability.

Keywords: non-cognitive ability, inequality of opportunity, inequality of efforts

JEL Classification: D63, I21, J24

(责任编辑：合羽)