

个人禀赋、学业表现与教育不平等

何 凡 张克中*

摘 要 本文探讨了个人禀赋外在特征对学生学业表现的影响。结果显示,个人禀赋更好的学生获得了更高的成绩回报。教师态度是影响二者关系的重要机制,相比禀赋较差的学生,个人禀赋更好的学生受到更多的教师关注与表扬,导致教育资源分配不平等。进一步发现,女生和家庭经济条件较差学生受到的影响更大,但公共教育资源投入的增加能够缓解个人禀赋带来的影响。本文结论对完善青少年人力资本积累干预措施和促进教育公平具有重要的现实意义。

关键词 个人禀赋, 学业表现, 教育不平等

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.05.11

一、引 言

人力资本积累不但影响个体终生成就,而且对国家经济发展具有重要意义(Heckman and Masterov, 2007; Squicciarini and Voigtländer, 2015)。认识和理解人力资本积累的形成机制是发挥其作用的关键,受到经济学家和政策制定者的广泛关注。其中,个人禀赋被认为是决定人力资本积累的重要原因(Behrman *et al.*, 1994; 杨娟等, 2015)。大量经验证据显示,种族、民族、性别等个人禀赋会显著影响个体学业表现与教育成就(Dee, 2005; Almond and Currie, 2011; Lavy and Sand, 2018)。然而,鲜有文献从相貌和身材等外在特征的角度探讨个人禀赋对学生学业表现的影响。少量对二者关系的研究结论尚未达成一致,且内在影响机制仍处在理论分析阶段,缺乏实证支持(Kaestner and Grossman, 2009; Cipriani and Zago, 2011; Zavodny, 2013; Hernández-Julián and Peters, 2017; Krawczyk, 2018; Chen *et al.*, 2019)。

* 何凡, 华中科技大学管理学院; 张克中, 中南财经政法大学财政税务学院, 收入分配与现代财政学
科创新引智基地。通信作者及地址: 张克中, 湖北省武汉市东湖新技术开发区南湖大道 182 号中南财
经政法大学财政税务学院; 电话: 13971208257; E-mail: zkzdr@zuel.edu.cn。本文得到国家社会科学
基金一般项目(20BJY058)、高等学校学科创新引智计划(B20084)和教育部人文社科基金项目
(19YJC790090)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 感谢黄炜、鲁元平、王军鹏、江求川以
及华中科技大学-中南财经政法大学 567 Seminar 全体成员提出的宝贵建议。同时, 本文曾在第四届中
国劳动经济学者论坛年会上做过汇报, 感谢雷晓燕、邓卫广、孙文凯等与会者对本文的精彩点评。当
然, 文责自负。

为此,本文基于相貌和身材,详细考察了个人禀赋外在特征对学生学业表现的影响及其内在机制。与其他个人禀赋相比,相貌和身材不仅包含遗传因素,还会因先天-后天的交互效应受到家庭环境和其他个人特征的影响(Rutter, 2006)。就个人禀赋外在特征自身而言,可能通过以下渠道影响学生学业表现:(1)影响教师态度。教师会严格定义不同禀赋个体的能力和角色,并在教育和交往过程中给予不同禀赋学生差别化的教学态度(Dee, 2005; Burgess and Greaves, 2013; Fairlie *et al.*, 2014; Lavy and Sand, 2018)。例如,教师往往认为外表禀赋更好的学生更聪明,更具学术潜力,在教育过程中对其给予更多的关注和积极的评价,从而导致外表禀赋更好的学生获得更多的教育资源(Landy and Sigall, 1974; Hernández-Julián and Peters, 2017)。¹(2)影响父母投资与人际关系。父母对不同禀赋子女可能采取差异化的投资策略(Adhvaryu and Nyshadham, 2016),同时,形象较差的学生还可能遭受同伴欺凌与歧视(Cawley, 2004),导致外表禀赋更差的学生学业表现下降。(3)影响个体能力。少量研究认为选型匹配(assortative mating)使得外表禀赋更好的个体能力也更强(Kanazawa and Kovar, 2004)。

利用中国教育追踪调查数据,本文对以上分析进行了实证检验。为识别个人禀赋外在特征对学生学业表现的影响,我们根据学生相貌和身材将个人禀赋进行分类,通过比较个人禀赋较好学生相对禀赋较差学生的成绩差异,估计个人禀赋外在特征对学生学业表现的影响。基准结果显示,个人禀赋外在特征对学生学业表现具有显著的促进作用,这一效应体现在两个方面:第一,在不考虑家庭背景、个人健康和自信等因素的情况下,相貌禀赋一般、较好和身材禀赋较好学生的学习成绩分别比禀赋较差学生高0.213、0.316和0.137个标准差。第二,在考虑以上所有因素后,相貌禀赋一般、较好和身材禀赋较好系数分别下降了10%、21%和9%,但依然保持显著。换言之,家庭背景、个人健康和自信对个人禀赋与学生学业表现关系具有重要影响,但在控制一系列可能影响个人禀赋外在特征的个体属性和家庭背景后,更高水平的个人禀赋依然可以显著提高学生学习成绩。这一结论在采用不同核心变量衡量方式以及遗漏变量检验等稳健性测试中保持了高度的稳健性。

进一步,本文详细检验了个人禀赋外在特征影响学生学业表现的各项传导机制。结果发现,个人禀赋外在特征对教师态度、父母投资策略与人际关系具有显著影响。相反,不同个人禀赋外在特征学生间的能力并不存在显著差异,说明能力机制并不会影响个人禀赋与学生学业表现间的关系。渠道效应分析结果表明,教师态度大约能够解释个人禀赋外在特征对学生学业表现影响的21%—47%,而父母投资策略与人际关系仅能解释5%—14%左右。

¹ 此外,刻板印象威胁理论(stereotype threat theory)认为,长期遭受刻板印象偏见的学生可能屈服于外界评价,降低自己的努力,从而导致学业表现较差(Steele and Aronson, 1995)。

以上结果说明，教师态度是影响个人禀赋外在特征与学生学业表现关系的重要机制，禀赋更好的学生获得更多教师关注并非其能力更强，而是因为其外表更加出众，从而导致教育资源分配不平等。

教育是改善阶层流动、阻断代际贫困的重要工具。由于个人禀赋外在特征包含遗传因素，这意味着在缺乏有效人力资本干预政策的情况下，个人禀赋差异会加剧贫困的代际传递。因此，分析个人禀赋外在特征对不同学生影响差异，探讨如何缓解由外在特征导致的教育不平等对推动我国教育公平，促进人力资本积累具有重要的现实意义。本文结合个人禀赋外在特征特点，考察了其对学业表现影响的异质性。结果显示，个人禀赋外在特征对受形象偏见更大的女生学业表现影响更大；同时，由于先天禀赋与后天资源的互补性，家庭经济条件更差学生的学业表现更易受外在特征的影响，但对公共教育资源投入较多学校学生的学业表现影响较小。说明个人禀赋外在特征虽然扩大了不同阶层间的教育鸿沟，但增加公共教育资源投入能够缓解个人禀赋导致的教育不平等。

本文边际贡献主要体现在三个方面：第一，已有对个人禀赋与学业表现和教育资源分配的研究主要关注学生种族、民族和性别等因素的作用（Dee, 2005; Lavy, 2008; Fryer and Levitt, 2010; Burgess and Greaves, 2013; Lavy and Sand, 2018; Carlana, 2019），本文基于个人禀赋外在特征进行分析，丰富了个人禀赋对人力资本积累与不平等影响的研究。第二，深化了对个人禀赋外在特征影响后果和内在机制的认识。早期对个人外表经济效应的研究主要集中在劳动力市场（Hamermesh and Biddle, 1994; Mobius and Rosenblat, 2006; 江求川和张克中, 2013; 郭继强等, 2016），本文从教育领域出发检验了个人禀赋外在特征的影响后果和各项传导机制，对文献作了有益补充。第三，为理解我国教育不平等提供了新的视角。以往对我国教育不平等的研究主要从制度、地区、学校和家庭等层面进行分析（李煜, 2006; 唐俊超, 2015; 邹薇和马占利, 2019），本文从个体微观层面拓展了我国教育不平等研究。

本文余下部分结构安排如下：第二部分为数据与模型，第三部分是实证结果分析，第四部分是稳健性检验，最后是研究结论与政策建议。

二、数据及模型

（一）数据来源

本文使用的数据源于中国人民大学中国调查与数据中心设计与实施的中国教育追踪调查（China Education Panel Survey, CEPS）。CEPS在2013—2014学年首次对全国28个县级单位112所学校的七年级和九年级学生进行调

查,并在2014—2015学年对七年级学生进行第一次追访。由于CEPS 2014—2015学年调查首次收集了学生相貌信息,我们在此仅使用CEPS 2014—2015学年调查数据进行研究。在数据整理中,除剔除关键变量缺失样本外,由于家庭信息主要源于父母调查问卷,为确保数据质量,我们删除了在父母调查中受访者不是学生父母的样本,最终获得6 877个观测值。需要说明的是,在实证分析中,由于不同回归使用的变量缺失程度不同,样本量将有所差异。

(二) 核心变量定义

1. 学业表现

我们主要采用学生学习成绩衡量学业表现。CEPS依靠学校成绩单提供了所有受访学生上学期中考试语文、数学、英语的官方成绩。但由于不同地区、学校和年级在考试内容、难易程度和评判标准等方面存在差异,如果不加处理而直接使用原始成绩进行分析将导致严重的估计偏误。参考王军鹏等(2020)的做法,我们对学生语文、数学和英语平均原始成绩在学校、年级层面进行标准化处理,克服不同学校、年级成绩不可比带来的估计偏误。

2. 个人禀赋

我们主要采用相貌和身材衡量个人禀赋外在特征。与种族、民族、性别、教育水平等个人禀赋类似,外表也是个人的重要属性与特征。CEPS 2014—2015学年调查询问了每一位学生对自己相貌的评价,其问题为:“你觉得自己的长相怎么样?”。受访学生回答信息包括:“很丑”“比较丑”“一般”“比较美”和“很美”。由于回答“很丑”和“很美”的样本较少,我们将“很丑”和“比较丑”合并,“比较美”和“很美”合并,分别命名为“较丑”和“较美”。从而获得学生相貌“较丑”“一般”和“较美”数据,并以此表示学生外表禀赋“较差”“一般”和“较好”,依次对其赋值1—3。此外,我们还参照教育部发布的《国家学生体质健康标准(2014年修订)》文件,依据年级、性别和身体质量指数(BMI),将学生身材划分为“超重或肥胖”和“正常或偏瘦”两类,分别赋值0和1。相比身材超重或肥胖学生,正常或偏瘦学生的个人外表禀赋更好。因此,无论是相貌还是身材,数值越大,个人禀赋外在特征质量越好。

需要注意的是,CEPS提供的是个体主观相貌评价,可能导致不同个体缺乏可比性。²但多项研究已经证实,人们对美的定义并非是主观的,在一个共同的社会环境中,不同评价者的审美非常接近(Patzer, 2007),相关性甚至高达0.96(Marwit *et al.*, 1978)。一份针对中国大学生的调查也显示,自评

² CEPS中的学生身高和体重也是自我报告的,可能导致数据偏差,但以往研究表明,自我报告和客观测量的身材之间存在高度的相关性(Cawley, 2004)。

与他评容貌信息高度接近，相关系数达 0.835（谭远发和付晓珊，2018）。换言之，虽然 CEPS 提供的是受访者主观报告的外表信息，但依然能够客观地反映个人禀赋的外在特征。

实证分析前，我们绘制了个人禀赋外在特征与学业表现的关系图。图 1A 和图 1B 分别展示了相貌禀赋和身材禀赋与学生学业表现的关系。正如我们所预期的，个人禀赋外在特征与学生学业表现呈正相关关系，学生禀赋越好，学业表现也越高。当然，这只能提供一些启发性信息，更加严格的证据需控制其他影响学业表现的因素后得出。

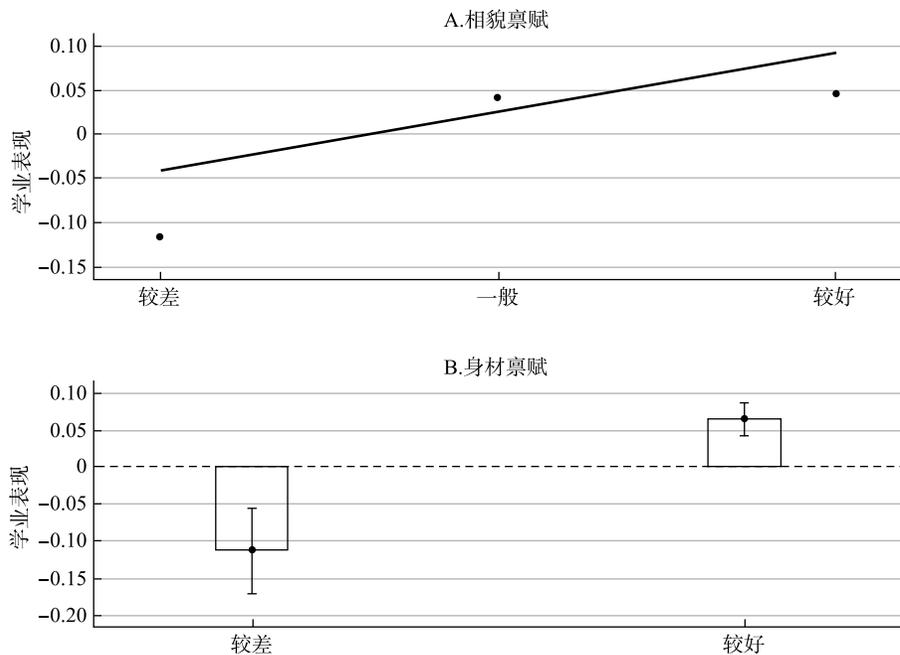


图 1 个人禀赋外在特征与学业表现直观关系

注：图 1B 汇报的是 95% 置信区间。

（三）实证模型

为探讨个人禀赋外在特征对学生学业表现的影响，我们建立如下计量模型进行识别：

$$Performance_i = \beta_0 + \beta_1 Endow_i + \beta_2 X_i + \beta_3 W_i + \beta_4 H_i + \beta_5 C_i + Class_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

其中， $Performance_i$ 是学生学业表现，采用学生语文、数学和英语三科标准化平均成绩衡量。 $Endow_i$ 是个人禀赋外在特征，分别采用相貌和身材衡量。在采用相貌衡量时， $Endow_i$ 表示个人禀赋外在特征“一般”和“较好”两个变量；而在使用身材衡量时， $Endow_i$ 仅表示个人禀赋外在特征“较好”变

量,基准组都是外在特征“较差”样本。诚然,学生学业表现受到除外表外众多因素的影响,我们希望尽可能控制住其他因素对回归结果的干扰。为此,模型中加入了大量学生和家庭层面的控制变量。 X_i 是学生基本人口特征变量,包括:性别、民族、户口、年龄、年龄平方、是否独生子女、户口是否在本县。 W_i 表示家庭背景变量,包括:家庭收入水平、父母教育水平、父母是否为精英人士。³由于自我报告的相貌和身材可能反映学生健康和心理状态,为此我们还控制了学生自评健康 H_i 和自信程度 C_i 。为消除班级层面不随时间变化混淆因素(如班级规模、重点班、重点学校、师资力量和班级氛围等)的干扰,我们还加入班级固定效应 $Class_i$, ϵ_i 为误差项。我们一律在班级层面对标准误进行聚类估计。

(四) 描述性统计

表1报告了主要变量描述性统计结果,样本中学生学业表现范围为一5.230到2.777,不同学生间学业表现差异较大。学生相貌禀赋均值为2.058,处于“一般”水平较多,但在不同学生间仍然存在一定的差异。身材禀赋均值为0.856,表示样本中绝大多数学生的身材禀赋较好,但仍有超过14%学生的身材禀赋较差。

表1 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
A. 学生层面变量				
学业表现	0.074	0.947	-5.230	2.777
相貌禀赋	2.058	0.458	1	3
身材禀赋	0.856	0.351	0	1
是否男性	0.507	0.500	0	1
是否汉族	0.914	0.280	0	1
是否非农户口	0.286	0.452	0	1
年龄	13.904	0.856	12	19
年龄平方/100	1.941	0.243	1.44	3.61
是否独生子女	0.471	0.499	0	1
户口是否在本县	0.821	0.384	0	1
健康较好	0.656	0.475	0	1
自信程度较高	0.315	0.465	0	1

³ 我们将职业类别为政府机关领导/干部、事业单位、公司(企业)领导/干部、科学家、工程师、大学教师、医生、律师、中小学教师、会计、护士、软件程序员等人员定义为精英群体。

(续表)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
B. 家庭层面变量				
家庭收入较高	0.046	0.209	0	1
父亲教育水平初中以上	0.449	0.497	0	1
母亲教育水平初中以上	0.396	0.489	0	1
父亲是否属于精英群体	0.192	0.394	0	1
母亲是否属于精英群体	0.157	0.364	0	1

三、实证分析

(一) 基准结果

相貌和身材作为个人重要属性，除表示个人禀赋外在特征外，还可能反映个体其他特征和家庭禀赋的差异。为此，在基准回归前，我们首先考察个体特征、家庭背景与学生外表禀赋的关系，表 2 汇报了回归结果。⁴其中前 3 列的因变量是学生相貌禀赋，后 3 列是身材禀赋。回归中我们依次加入学生基本人口特征 [列 (1)、列 (4)] 和家庭背景变量 [列 (2)、列 (5)]。此外，健康和自信也可能影响外表禀赋，为此，我们进一步在列 (3)、列 (6) 中加入学生健康和自信变量。结果显示，学生性别、民族、是否独生子女、健康状态、自信程度等个体特征和家庭收入水平、母亲教育程度及其是否属于精英群体等家庭背景与学生相貌禀赋显著相关。而学生身材禀赋也与性别、是否独生子女、户口是否在本县、健康状态和家庭收入水平显著相关。这一结果说明，个人外表不仅受基因遗传影响，而且还体现了个人基本特征和家庭背景的差异，如果在相貌和身材禀赋与学生学业表现的回归中不考虑个体和家庭变量，将导致我们无法真正分离出个人禀赋外在特征的效应。

表 2 个人特征、家庭背景与外表禀赋关系

因变量：	相貌禀赋			身材禀赋		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
男性	0.122***	0.122***	0.113***	-0.052***	-0.052***	-0.053***
	(0.013)	(0.013)	(0.012)	(0.008)	(0.008)	(0.008)

⁴ 表 2 报告的是 OLS 回归结果，由于相貌和身材禀赋分别为有序变量和分类变量，我们还分别使用 Ordered probit 和 Probit 模型进行回归，发现结论不变。

(续表)

因变量:	相貌禀赋			身材禀赋		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
汉族	0.072** (0.030)	0.074** (0.030)	0.073*** (0.027)	0.012 (0.017)	0.012 (0.017)	0.012 (0.017)
非农户口	0.017 (0.016)	-0.013 (0.016)	-0.021 (0.015)	-0.011 (0.012)	-0.010 (0.012)	-0.012 (0.012)
年龄	0.027 (0.149)	-0.028 (0.146)	-0.103 (0.144)	-0.150 (0.104)	-0.142 (0.103)	-0.155 (0.103)
年龄平方/100	-0.148 (0.531)	0.061 (0.520)	0.333 (0.514)	0.497 (0.361)	0.467 (0.358)	0.513 (0.361)
独生子女	0.074*** (0.013)	0.037*** (0.012)	0.029** (0.012)	-0.060*** (0.010)	-0.059*** (0.010)	-0.060*** (0.010)
户口在本县	0.007 (0.015)	0.004 (0.015)	0.007 (0.014)	0.023** (0.012)	0.023** (0.012)	0.024** (0.012)
家庭收入较高		0.116*** (0.030)	0.089*** (0.028)		-0.047** (0.024)	-0.052** (0.024)
父亲教育初中以上		0.016 (0.015)	0.013 (0.014)		0.008 (0.010)	0.008 (0.010)
母亲教育初中以上		0.062*** (0.015)	0.054*** (0.015)		-0.016 (0.013)	-0.016 (0.013)
父亲属于精英群体		0.026 (0.016)	0.020 (0.016)		0.016 (0.014)	0.015 (0.014)
母亲属于精英群体		0.046** (0.020)	0.034* (0.019)		-0.002 (0.017)	-0.003 (0.017)
健康较好			0.114*** (0.011)			0.027*** (0.009)
自信程度较高			0.164*** (0.013)			0.009 (0.010)
常数	1.803* (1.042)	2.141** (1.015)	2.543** (1.007)	2.009*** (0.740)	1.953*** (0.734)	2.022*** (0.738)
观测值	6 877	6 877	6 877	6 877	6 877	6 877
Adj. R-squared	0.031	0.044	0.090	0.014	0.015	0.016

注: 括号内为在班级层面聚类估计的稳健标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

表 3 报告了模型 (1) 的回归结果, 对所有结果我们分相貌禀赋和身材禀赋两类主体在 Panel A 和 Panel B 中汇报。列 (1) 仅控制班级固定效应和学生基本人口特征变量, 随后, 我们依次在列 (2)–(4) 中加入家庭背景、健康和自信变量。结果显示, 表示个人禀赋外在特征变量的系数始终在 1% 水平上显著为正, 但系数值逐步下降。在控制家庭背景、个人健康和自信变量后, 相貌禀赋一般、较好和身材禀赋较好变量系数分别下降了 10%、21% 和 9%。这一结果说明: (1) 相比个人禀赋较差学生, 禀赋更好学生获得了更高的成绩回报; (2) 家庭背景、个人健康和自信对学生个人禀赋与学业表现关系具有重要影响, 但仍然存在其他可能影响二者关系的机制。

如何解释个人禀赋外在特征与学生学业表现关系的经济含义呢? 以列 (4) 为例, 相貌禀赋一般和较好学生成绩分别比相貌禀赋较差学生高 0.191 个和 0.25 个标准差, 而身材禀赋较好学生比身材禀赋较差学生高 0.125 个标准差。这一影响是巨大的, 相比禀赋较差学生, 身材禀赋较好学生获得的成绩回报大致相当于非农户口对学生学业表现的影响, 而相貌禀赋一般和较好学生获得的成绩回报分别是户籍效应的 1.8 倍和 2.3 倍。⁵

表 3 基准结果

因变量: 学业表现	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A. 相貌禀赋				
禀赋一般	0.213*** (0.048)	0.213*** (0.048)	0.207*** (0.048)	0.191*** (0.048)
禀赋较好	0.316*** (0.058)	0.307*** (0.058)	0.297*** (0.058)	0.250*** (0.058)
观测值	6 877	6 877	6 877	6 877
Adj. R-squared	0.054	0.060	0.060	0.065
Panel B. 身材禀赋				
禀赋较好	0.137*** (0.037)	0.132*** (0.037)	0.129*** (0.037)	0.125*** (0.037)
观测值	6 877	6 877	6 877	6 877
Adj. R-squared	0.051	0.057	0.057	0.064
班级固定效应	是	是	是	是
基本人口特征	是	是	是	是

⁵ 列 (4) Panel A 和 Panel B 中非农户口变量系数分别为 0.108 和 0.106, 均在 1% 水平上显著为正。

(续表)

因变量: 学业表现	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭背景	否	是	是	是
健康变量	否	否	是	是
自信变量	否	否	否	是

注: 括号内为在班级层面聚类估计的稳健标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

(二) 机制检验

基准结果表明, 个人禀赋外在特征对学生学业表现具有重要影响, 但家庭背景和个人属性并不能完全解释二者关系。由于早期人力资本积累对个人未来福利和经济繁荣具有重要意义, 揭开个人禀赋与青少年学业表现关系背后的机制对制定有效的人力资本积累干预措施具有重要的现实意义, 本小节我们便对可能的机制逐一进行检验。

1. 教师态度

为检验教师态度机制, 我们构建了 3 个反映教师态度的指标进行分析: (1) 对学生的注意; (2) 对学生的提问; (3) 对学生的表扬。CEPS 对以上 3 个指标分语文、数学和英语老师进行了仔细询问。就教师对学生注意而言, CEPS 的提问为“数学(语文、英语)老师在课堂上常常注意我”; 对学生提问的问题为“数学(语文、英语)老师经常提问我”; 对学生表扬的问题为“数学(语文、英语)老师经常表扬我”。学生回答信息包括: 完全不同意、比较不同意、比较同意和完全同意, 我们将每道题回答内容依次赋值 1—4, 并将 3 个指标下不同老师对学生态度的得分加总, 得到教师对每个学生注意、提问和表扬频次的总分。⁶ 数值越大, 教师对学生注意(提问、表扬)的频率越高, 即越关注该学生。由于班主任对学生学习也具有重要影响, 我们还整理了班主任对学生的表扬信息。

如果个人禀赋外在特征与学生学业表现间关系是教师态度导致的, 那么我们应该看到个人禀赋外在特征越好的学生得到教师注意、提问和表扬的频率越高。表 4 结果显示, 无论采取何种方式衡量个人禀赋外在特征, 表示个人禀赋外在特征的变量均显著为正, 说明学生禀赋越好, 教师对其注意、提问和表扬的频率越高。意味着教师态度确实会受学生个人禀赋外在特征的影响, 禀赋更好学生获得了更多的教育资源。⁷

⁶ 我们还单独使用单科教师的 3 个态度指标分析, 发现结果保持稳健。

⁷ 教师可能对成绩好的学生更加偏爱, 本文传导机制检验存在潜在的反向因果问题。但本文控制学生成绩后仍然发现禀赋越好学生获得教师关注越多, 反向因果问题并未得到支持。

表 4 教师态度机制检验

因变量：	注意总分 (1)	提问总分 (2)	表扬总分 (3)	班主任表扬得分 (4)
Panel A. 相貌禀赋				
禀赋一般	0.374*** (0.110)	0.522*** (0.103)	0.590*** (0.116)	0.134*** (0.046)
禀赋较好	0.619*** (0.132)	0.804*** (0.129)	0.895*** (0.145)	0.247*** (0.055)
观测值	6 930	6 908	6 911	6 924
Adj. R-squared	0.141	0.186	0.152	0.122
Panel B. 身材禀赋				
禀赋较好	0.154** (0.073)	0.151** (0.076)	0.157* (0.089)	0.069** (0.031)
观测值	6 930	6 908	6 911	6 924
Adj. R-squared	0.138	0.181	0.146	0.118

注：本表 Panel A 和 Panel B 除自变量差异外，均已控制班级固定效应、学生基本人口特征、家庭背景、健康和自信变量。括号内为在班级层面聚类估计的稳健标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

2. 父母投资与人际关系

除教师态度机制外，个人禀赋影响学生学业表现的机制还包括父母投资策略和人际关系渠道。关心子女总体福利最大化的父母可能将资源更多地投向禀赋更好的子女，以增强他们的初始禀赋（加强型策略）；相反，在相同投资边际回报下，出于平等性考虑，父母可能更多地投资禀赋较低的子女，以弥补他们较差的初始禀赋（补偿型策略）（Adhvaryu and Nyshadham, 2016）。同时，外表禀赋更好的学生往往还拥有更好的人际关系，能够避免因形象遭受同学的欺凌与歧视（Cawley, 2004），从而影响学生学业表现。

为检验父母投资与人际关系机制，我们构建 4 个衡量父母对孩子投资行为的指标：（1）父母平均每天陪伴孩子时间；（2）父母与孩子沟通频率；（3）父母对孩子管教严格程度；（4）父母主动联系老师频率。⁸ 并采用学生在校最好

⁸ 对家长每天陪伴孩子总时长的询问详见家长问卷 A14、A15、A16 题，我们将家长平均每天照顾孩子日常生活起居、辅导功课和陪伴娱乐玩耍时长加总得到父母陪伴孩子时间。对家长与孩子沟通程度的询问详见家长问卷 A26 题，我们将三项回答得分加总衡量家长与学生的沟通得分。对父母管教子女的询问详见家长问卷 A17 题，我们将六项回答得分加总衡量父母对子女管教得分。对父母主动联系老师的频率的询问详见家长问卷 B2 题。以上信息来自 CEPS 2014—2015 学年调查，调查问卷可直接从 CEPS 官网下载，感兴趣的读者亦可直接向作者索要。

朋友数量度量人际关系。表 5 前 5 列报告了个人禀赋外在特征对父母投资和人际关系的影响。就 Panel A 相貌禀赋结果而言, 父母总体上表现出加强型策略投资倾向, 更加重视相貌禀赋更好学生的培养。相反, Panel B 身材禀赋结果显示, 尽管大部分指标不显著, 但禀赋更好学生获得的父母投资相对较少, 与补偿型策略相似。但二者结果均表明, 个人禀赋外在特征更好学生的人际关系更好。以上结果说明个人禀赋确实会影响父母投资策略与人际关系。

表 5 父母投资策略与人际关系机制检验

因变量:	父母投资策略机制				人际关系机制	能力机制
	陪伴时间 (1)	沟通得分 (2)	管教总分 (3)	联系老师 (4)	朋友数量 (5)	认知能力 (6)
Panel A. 相貌禀赋						
禀赋一般	0.436** (0.206)	0.229** (0.098)	0.135 (0.116)	0.015 (0.044)	0.461 (0.732)	0.049 (0.031)
禀赋较好	0.292 (0.251)	0.403*** (0.116)	0.198 (0.139)	0.101* (0.053)	4.195*** (1.207)	0.058 (0.036)
观测值	6 265	6 884	6 785	6 912	6 669	6 900
Adj. R-squared	0.091	0.168	0.067	0.121	0.089	0.431
Panel B. 身材禀赋						
禀赋较好	0.002 (0.142)	-0.165** (0.078)	-0.028 (0.083)	-0.032 (0.035)	1.315** (0.622)	0.028 (0.025)
观测值	6 265	6 884	6 785	6 912	6 669	6 900
Adj. R-squared	0.090	0.167	0.067	0.120	0.084	0.429

注: 本表 Panel A 和 Panel B 除自变量差异外, 均已控制班级固定效应、学生基本人口特征、家庭背景、健康和自信变量。括号内为在班级层面聚类估计的稳健标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

3. 个体能力

少部分学者还认为选型匹配将最聪明和社会地位更高的男性与最漂亮的女性匹配, 从而生育出既好看又聪明的后代, 意味着外表禀赋更好的个体能力也更强。但我们有理由相信能力机制并不会影响我们的结论: 一方面, 模型 (1) 加入了父母教育年限、职业类别和家庭收入水平等变量, 已经捕捉到父母能力和社会地位信息, 能够在一定程度上消除遗传能力因素对学生学业表现的影响。另一方面, 我们还检验了外表禀赋与认知能力的关系。我们的思路是, 虽然认知能力无法完全代表学生能力, 但如果选型匹配确实使外表

禀赋更好的孩子更加聪明，那么我们应该看到外表更好学生的认知能力更高，因为在一个父母更加出色且家庭条件也更好的环境中，外表更好的孩子获得的基因和培养环境都更加优秀。但表 5 列 (6) 结果显示，不同外表禀赋学生间的认知能力并不存在显著差异，说明能力因素不会对外表禀赋与学生学业表现关系产生显著影响。

4. 解释力分析

前文我们发现个人禀赋外在特征对教师态度、父母投资策略和人际关系具有显著影响，那么以上两类渠道是否能够解释其与学生学业表现间的关系呢？如果能，解释力度如何呢？这里我们将采用渠道效应进行检验。

表 6 Panel A 和 Panel B 分别报告了相貌禀赋和身材禀赋对学生学业表现影响的机制解释力检验结果，其中，列 (1) 是基准回归结果，列 (2) 和列 (3) 分别是加入表示教师态度机制和父母投资与人际关系机制变量后的回归结果。列 (2) 结果显示，在加入教师态度变量后，表示相貌禀赋和身材禀赋的变量系数大小都出现了明显下降。从解释力大小来看，教师态度分别能够解释相貌禀赋一般、较好和身材禀赋较好学生学业表现差异的 46.6%、47.2% 和 20.8%。⁹ 列 (3) 父母投资与人际关系机制检验结果显示，表示个人禀赋的变量系数大小仅有略微下降。解释力大小计算表明，父母投资与人际关系机制仅能解释相貌禀赋一般和较好学生学业表现差异的 14.4% 和 8.4%，对身材禀赋较好学生学业表现差异的解释力也只有 4.8%。以上结果说明教师态度是影响个人禀赋与学生学业表现关系的重要原因。

表 6 机制解释力

因变量：学业表现	(1)	(2)	(3)
Panel A. 相貌禀赋			
禀赋一般	0.191*** (0.048)	0.102* (0.054)	0.167*** (0.057)
禀赋较好	0.250*** (0.058)	0.132* (0.068)	0.229*** (0.068)
教师态度变量	否	是	否
父母投资与人际关系变量	否	否	是
观测值	6 877	6 776	5 740
Adj. R-squared	0.065	0.102	0.080

⁹ 渠道效应解释力度计算公式为 $1 - \hat{\alpha} / \hat{\beta}$ ， $\hat{\beta}$ 是基准回归中个人禀赋回归系数， $\hat{\alpha}$ 是加入机制变量后的个人禀赋回归系数。

(续表)

因变量：学业表现	(1)	(2)	(3)
Panel B. 身材禀赋			
禀赋较好	0.125*** (0.037)	0.099*** (0.038)	0.119*** (0.040)
教师态度变量	否	是	否
父母投资与人际关系变量	否	否	是
观测值	6 877	6 776	5 740
Adj. R-squared	0.064	0.102	0.079

注：本表 Panel A 和 Panel B 除自变量差异外，均已控制班级固定效应、学生基本人口特征、家庭背景、健康和自信变量。括号内为在班级层面聚类估计的稳健标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

(三) 异质性分析

1. 学生性别和家庭经济条件的差异

已有研究表明，女性受外表形象规范的要求更加严格，相比男性，外表更差的女生更容易受到歧视 (Cawley, 2004)。因此，有理由相信，外表禀赋对面临形象偏见更严重的女生影响更大。未报告的结果显示，与预期分析一致，在女生样本中，表示个人禀赋外在特征的变量无论是系数还是显著性水平均大于男生样本。¹⁰

虽然个人禀赋较差学生在教育资源和机会的竞争中处于劣势，但研究表明，后天资源能够有效弥补个人初始禀赋不足对人力资本积累的消极影响 (秦雪征, 2014)。为此，我们进一步考察不同家庭经济条件学生的学业表现如何对个人禀赋外在特征做出反应。我们采用家庭收入水平衡量家庭经济条件，并将样本划分为家庭经济条件较差和中等及以上两类分别进行回归。未报告的结果显示，个人禀赋外在特征只对家庭经济条件较差学生的学业表现具有显著作用，家庭收入中等及以上学生的学业表现则不受影响。这一结果说明，由于后天资源不足，弱势家庭学生面临的由个人禀赋外在特征导致的教育不平等更加严重，这可能进一步拉大他们与其他家庭学生的教育差距，阻碍社会阶层流动。因此，从公共政策角度探讨缓解个人禀赋外在特征导致的教育不平等的干预措施具有重要的现实意义。

2. 公共教育资源投入的差异

我们从生师比和生均财政拨款两个角度分析公共教育资源投入的作用。

¹⁰ 限于篇幅，学生性别和家庭经济条件差异的异质性分析结果未予报告，感兴趣的读者可向作者索要。

在一个学生多而教师少的环境中，教师教学任务相对更重，可能减少与学生的交流。而在一个缺乏交流的环境中，相比内在能力，人际评价对外表的依赖更重 (Ritts *et al.*, 1992)。因此，我们认为，加大师资配置，降低生师比能够缓解个人禀赋对教育资源分配的影响。在表 7 前 2 列中，我们根据生师比中位数将样本划分为生师比较大和较小两类分别回归。结果显示，与预先分析一致，相对生师比较小学校学生而言，个人禀赋对生师比较大学校学生的学业表现影响更大。

此外，生均财政拨款的增加将有助于学校聘请更高质量的教师，缓解教育资源分配因学生外表禀赋存在差异。在表 7 后 2 列中，我们依据生均财政拨款中位数将样本划分为生均财政拨款较少和较多两类分别回归。结果显示，生均财政拨款较少学生的学业表现受个人禀赋外在特征的影响更大，而在生均财政拨款较多的样本中，这一效应相对较小。以上结果说明，尽管个人禀赋外在特征对弱势家庭学生影响更大，但加大公共教育资源投入能够有效缓解二者间的关系，弥补因个人禀赋不足导致的教育不平等。这一结论为我们设计更加完善的人力资本积累干预措施提供了重要的政策启示。

表 7 异质性分析：公共教育资源投入差异

因变量：学业表现	不同生师比子样本		不同生均财政拨款子样本	
	较大 (1)	较小 (2)	较少 (3)	较多 (4)
Panel A. 相貌禀赋				
禀赋一般	0.217*** (0.065)	0.162** (0.072)	0.254*** (0.063)	0.127* (0.073)
禀赋较好	0.302*** (0.074)	0.185** (0.093)	0.334*** (0.079)	0.168* (0.086)
观测值	4 014	2 863	2 951	3 926
Adj. R-squared	0.069	0.066	0.076	0.056
Panel B. 身材禀赋				
禀赋较好	0.140*** (0.052)	0.112** (0.051)	0.157*** (0.048)	0.079 (0.058)
观测值	4 014	2 863	2 951	3 926
Adj. R-squared	0.067	0.066	0.071	0.058

注：本表 Panel A 和 Panel B 除自变量差异外，均已控制班级固定效应、学生基本人口特征、家庭背景、健康和自信变量。括号内为在班级层面聚类估计的稳健标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

四、稳健性检验

(一) 更换外在特征衡量方式

我们在此使用其他几个外在特征进行稳健性检验。一是客观相貌评价。我们使用与本文数据调查时间相近的CFPS 2014年数据重新对本文基本结论进行检验,由表8列(1)结果可知,表示相貌禀赋的2个虚拟变量均显著为正,相貌禀赋越好,学生排名越高。¹¹二是学生BMI。一般而言,BMI越高,身材越差,个人禀赋越低。表8列(2)结果显示,BMI系数显著为负,进一步验证了本文基本结论。三是使用父母报告的子女身高体重信息衡量学生身材禀赋。表8列(3)结果显示,身材禀赋较好系数依然在1%水平上显著为正。以上结果说明本文基本结论不受个人禀赋外在特征衡量方式改变的影响。

表8 稳健性检验:更换个人禀赋外在特征衡量方式

因变量: 学业表现	客观相貌评价	BMI	父母回答的子女身材信息
	(1)	(2)	(3)
相貌禀赋一般	0.205*		
	(0.112)		
相貌禀赋较好	0.274**		
	(0.135)		
BMI		-0.011***	
		(0.004)	
身材禀赋较好			0.157***
			(0.034)
观测值	2 128	6 877	6 700
Adj. R-squared	0.296	0.063	0.064

注:本表除因变量差异外,均已控制班级固定效应、学生基本人口特征、家庭背景、健康和自信变量。列(1)是根据CFPS 2014年数据的回归结果,以班级排名衡量学生学业表现,由于数据没有学生班级信息,回归中以区县固定效应替代,同时加入访员固定效应消除不同访员相貌评价偏好,其他控制变量选取与模型(1)一致。列(1)括号内为普通稳健标准误,列(2)、列(3)括号内为在班级层面聚类估计的稳健标准误。*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平下统计显著。

¹¹ CFPS 2014 样本包含了小学、初中和高中学生,平均年龄14岁,回归中的控制变量与模型(1)一致。需要说明的是,CFPS数据并没有提供学生成绩,但询问了学生班级排名,报告内容为:后24%、51%—75%、26%—50%、11%—25%和前10%,我们依次赋值1—5,数值越大,学生学业表现越好。参考已有做法,我们对CFPS相貌评分数据重新进行了整合:较丑(1—4)、一般(5)、较好(6)和很好(7),依次赋值1—4,并以较丑样本作为基准组进行回归。此外,CFPS数据无法控制班级固定效应,在此我们加入了区县固定效应和访员固定效应。

（二）替换学业表现衡量方式

本小节我们使用几个学业表现的替换指标进行检验：一是单科标准化成绩和原始总分；二是班级排名；三是父母对学生成绩在班级所处水平的评价。由于CEPS采访了选中班级所有学生，为我们计算学生排名提供了可能。我们首先计算每位学生语文、数学和英语成绩的平均分，然后根据25、50和75分位数将成绩划分为优、良、中、差4个等次，分别赋值4—1。在父母问卷中，CEPS询问了父母对孩子成绩在班级所处水平的评价，从“不好”到“很好”分为5等次，我们依次赋值1—5。未报告的结果显示，个人禀赋外在特征系数始终显著为正，说明替换成绩衡量方式不会改变本文基本结论。¹²

（三）学生心理因素的干扰

虽然我们在模型（1）中加入了学生自信指标，一定程度上控制了学生心理因素的干扰，但为增强本文结论稳健性，我们在此对心理因素进行详细检验。具体地，在模型（1）基础上，我们进一步加入学生害羞程度、喜欢独处程度、与朋友在一起讲话频率和心理健康等个体心理状态变量。¹³未报告的结果显示，主要变量系数大小和显著性水平基本不变，说明学生心理因素对本文结论影响较小。

（四）遗漏变量检验

本文识别策略面临的最大挑战是我们的模型可能面临遗漏变量的内生性问题。个人禀赋外在特征可能与影响学生学业表现不可观测因素相关。为此，我们采用两种方法进行检验。

一是参考Altonji *et al.* (2005) 方法，利用已控制的可观测变量估计系数变化测算不可观测因素的影响效应。具体地，我们分别对一个只加入受约束控制变量和另一个加入所有控制变量的模型进行回归，将其系数分别记为 β^R 和 β^F ，然后根据公式 $\beta^F/(\beta^R - \beta^F)$ 计算比率。一般而言，数值大于1即可认为模型不太可能受不可观测遗漏变量的影响。

我们分别考虑两组受约束模型和完整模型。其中两组受约束模型为：不

¹² 限于篇幅，稳健性检验二、三、四结果未予报告，感兴趣的读者可向作者索要。

¹³ 对学生害羞、喜欢独处和与朋友在一起讲话频率的询问详见学生问卷D3前3个问题。对学生心理健康的调查详见学生问卷C25题，我们对学生回答的每一个指标分别赋值1—5，并对分数进行加总，得到受访者心理健康得分，分值越大，学生心理健康越差。以上信息来自CEPS 2014—2015学年调查，调查问卷可直接从CEPS官网下载，感兴趣的读者亦可直接向作者索要。

加任何控制变量,仅加入学生层面控制变量。两组完整模型为:与模型(1)一致;在模型(1)基础上再加入可能同时影响学生个人禀赋和学业表现的控制变量,如学生心理健康、每天锻炼小时数和父母政治面貌。将四组回归系数按约束模型和完整模型组分类,两两组合计算比率。未报告的结果显示,12个比率均大于1,数值从2.574到56.154不等,均值为12.282。这表明,如果遗漏的不可观测因素要使OLS回归结果产生严重偏误,那么所需不可观测因素影响至少是已控制可观测因素的2.6倍,平均而言超过12倍。由此可见,个人禀赋外在特征与学生学业表现关系不太可能受不可观测遗漏变量影响。

二是通过非参置换检验测试遗漏变量的影响。具体地,我们对个人禀赋外在特征类别随机赋值进行回归,并将此过程重复1000次,获得1000个虚假回归系数。未报告的结果显示,虚假个人禀赋外在特征变量估计系数明显集中在0附近,且大于基准结果的概率为0。表明本文结论并非是偶然随机的,而是具有高度的可信度,且受不可观测遗漏变量影响较小(Li *et al.*, 2016)。

五、结论与政策建议

本文利用中国教育追踪调查数据,采用相貌和身材衡量个人禀赋外在特征,探讨了其对学生学业表现的影响。结果表明,个人禀赋外在特征不仅受基因遗传影响,而且反映了健康、自信等个体其他特征和家庭背景的差异。然而,在控制住一系列个人特征和家庭背景变量后,个人禀赋外在特征对学生学业表现依然具有显著的促进作用,禀赋更好的学生获得了更高的成绩回报,这一结论在替换主要变量衡量方式和遗漏变量检验等一系列稳健性检验后依然保持稳健。机制检验发现,教师态度是个人禀赋外在特征影响学生学业表现的重要原因。相比禀赋较差的学生,禀赋更好的学生获得教师注意、提问和表扬的频率更高,意味着个人禀赋外在特征导致教育资源分配不平等。进一步,我们还发现个人禀赋外在特征对女生、弱势家庭学生学业表现的影响更大,但通过加大公共教育资源投入能够有效缓解因个人禀赋外在特征导致的学生学业表现差异。

个人禀赋差异带来教育资源分配不平等导致的学生学业表现分化将长期影响个体的人力资本积累、劳动力市场表现和财富不平等(Lavy and Sand, 2018; Barth *et al.*, 2020)。理解个人禀赋外在特征差异对学生学业表现的影响有助于我们完善教育公平的政策和措施。基于本文结论,我们提出以下政策建议:第一,在教育政策设计中,政策制定者不仅应考虑地区、学校和家

庭差异，同时也需考虑学生个人特征，尤其是相貌和身材等个人外表禀赋对学生享受教育资源的影响。一方面，出台相关法规消除教育领域的个人禀赋歧视；另一方面，加强引导，增强学生自信，促进学生体育锻炼，并在校园中宣传正确待人理念，提高学生内在修养，弱化外表作用；第二，重视教师态度这一教育“软”资源作用，引导教师树立正确育人理念，消除对学生个人禀赋的主观偏见，并激励教师在教学过程中采取鼓励式教育，增加对学生的关注和表扬。改变教师教育态度和方法不但成本较低，而且能够有效激励学生学习，对个人成长和社会福利具有深远的意义。第三，政府和学校应在教育资源投入方面向弱势家庭倾斜，增强他们的后天资源，弥补个人禀赋不足，提高他们向上阶层流动的机会，让教育资源和社会公正惠及所有学生。

参 考 文 献

- [1] Adhvaryu, A., and A. Nyshadham, “Endowments at Birth and Parents’ Investments in Children”, *The Economic Journal*, 2016, 126 (593), 781-820.
- [2] Almond, D., and J. Currie, “Killing Me Softly: The Fetal Origins Hypothesis”, *Journal of Economic Perspectives*, 2011, 25 (3), 153-172.
- [3] Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (1), 151-184.
- [4] Barth, D., N. W. Papageorge, and K. Thom, “Genetic Endowments and Wealth Inequality”, *Journal of Political Economy*, 2020, 128 (4), 1474-1522.
- [5] Behrman, J. R., M. R. Rosenzweig, and P. Taubman, “Endowments and the Allocation of Schooling in the Family and in the Marriage Market: The Twins Experiment”, *Journal of Political Economy*, 1994, 102 (6), 1131-1174.
- [6] Burgess, S., and E. Greaves, “Test Scores, Subjective Assessment and Stereotyping of Ethnic Minorities”, *Journal of Labor Economics*, 2013, 31 (3), 535-576.
- [7] Carlana, M., “Implicit Stereotypes: Evidence from Teachers’ Gender Bias”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134 (3), 1163-1224.
- [8] Cawley, J., “The Impact of Obesity on Wages”, *Journal of Human Resources*, 2004, 39 (2), 451-474.
- [9] Chen, Q., X. Wang, and Q. Zhao, “Appearance Discrimination in Grading? — Evidence from Migrant Schools in China”, *Economics Letters*, 2019, 18 (1), 116-119.
- [10] Cipriani, G. P., and A. Zago, “Productivity or Discrimination? Beauty and the Exams”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2011, 73 (3), 428-447.
- [11] Dee, T. S., “A Teacher Like Me: Does Race, Ethnicity, or Gender Matter?”, *American Economic Review*, 2005, 95 (2), 158-165.

- [12] Fairlie, R. W., F. Hoffmann, and P. Oreopoulos, "A Community College Instructor Like Me: Race and Ethnicity Interactions in the Classroom", *American Economic Review*, 2014, 104 (8), 2567-2591.
- [13] Fryer Jr, R. G., and S. D. Levitt, "An Empirical Analysis of the Gender Gap in Mathematics", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2 (2), 210-240.
- [14] 郭继强、费舒澜、林平, "越漂亮, 收入越高吗? ——兼论相貌与收入的‘高跟鞋曲线’", 《经济学》(季刊), 2017年第16卷第1期, 第147—172页。
- [15] Hamermesh, D. S. and J. E. Biddle, "Beauty and the Labor Market", *American Economic Review*, 1994, 84 (5), 1174-1194.
- [16] Heckman, J. J., and D. V. Masterov, "The Productivity Argument for Investing in Young Children", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 2007, 29 (3), 446-493.
- [17] Hernández-Julián, R., and C. Peters, "Student Appearance and Academic Performance", *Journal of Human Capital*, 2017, 11 (2), 247-262.
- [18] 江求川、张克中, "中国劳动力市场中的‘美貌经济学’: 身材重要吗?", 《经济学》(季刊), 2013年第12卷第3期, 第983—1006页。
- [19] Kaestner, R., and M. Grossman, "Effects of Weight on Children's Educational Achievement", *Economics of Education Review*, 2009, 28 (6), 651-661.
- [20] Kanazawa, S., and J. L. Kovar, "Why Beautiful People Are More Intelligent", *Intelligence*, 2004, 32 (3), 227-243.
- [21] Krawczyk, M., "Do Gender and Physical Attractiveness Affect College Grades?", *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 2018, 43 (1), 151-161.
- [22] Landy, D., and H. Sigall, "Beauty is Talent: Task Evaluation as a Function of the Performer's Physical Attractiveness", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1974, 29 (3), 299-304.
- [23] Lavy, V., "Do Gender Stereotypes Reduce Girls' or Boys' Human Capital Outcomes? Evidence from a Natural Experiment", *Journal of Public Economics*, 2008, 92 (10), 2083-2105.
- [24] Lavy, V., and E. Sand, "On the Origins of Gender Gaps in Human Capital: Short-and Long-Term Consequences of Teachers' Biases", *Journal of Public Economics*, 2018, 167 (1), 263-279.
- [25] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [26] 李煜, "制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)", 《中国社会科学》, 2006年第4期, 第97—109页。
- [27] Marwit, K. L., S. J. Marwit, and E. F. Walker, "Effects of Student Race and Physical Attractiveness on Teachers' Judgments of Transgressions", *Journal of Educational Psychology*, 1978, 70 (6), 911.
- [28] Mobius, M. M., and T. S. Rosenblat, "Why Beauty Matters", *American Economic Review*, 2006, 96 (1), 222-235.
- [29] Patzer, G. L., *Why Physically Attractive People Are More Successful: The Scientific Explanation, Social Consequences, and Ethical Problems*. New York: Edwin Mellen Press, 2007.
- [30] 秦雪征, "代际流动性及其传导机制研究进展", 《经济学动态》, 2014年第9期, 第115—124页。
- [31] Ritts, V., M. L. Patterson, and M. E. Tubbs, "Expectations, Impressions, and Judgments of

- Physically Attractive Students: A Review”, *Review of Educational Research*, 1992, 62 (4), 413-426.
- [32] Rutter, M., “Genes and Behavior: Nature-nurture Interplay Explained”, *New Jersey: Wiley-Blackwell Publishing*, 2006.
- [33] Squecciarini, M. P., and N. Voigtländer, “Human Capital and Industrialization: Evidence from the Age of Enlightenment”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2015, 130 (4), 1825-1883.
- [34] Steele, C. M., and J. Aronson, “Stereotype Threat and the Intellectual Test Performance of African Americans”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 1995, 69 (5), 797-811.
- [35] 谭远发、付晓珊, “颜值 VS 能力: 财经类硕士生就业机会的影响因素研究”, 《教育学术月刊》, 2018 年第 11 期, 第 87—95 页。
- [36] 唐俊超, “输在起跑线——再议中国社会的教育不平等 (1978—2008)”, 《社会学研究》, 2015 年第 3 期, 第 123—145 页。
- [37] 王军鹏、张克中、鲁元平, “近朱者赤: 邻里环境与学生学习成绩”, 《经济学》(季刊), 2020 年第 19 卷第 2 期, 第 521—544 页。
- [38] 杨娟、赖德胜、邱牧远, “如何通过教育缓解收入不平等?”, 《经济研究》, 2015 年第 9 期, 第 86—99 页。
- [39] Zavodny, M., “Does Weight Affect Children’s Test Scores and Teacher Assessments Differently?”, *Economics of Education Review*, 2013, 34 (2), 135-145.
- [40] 邹薇、马占利, “家庭背景, 代际传递与教育不平等”, 《中国工业经济》, 2019 年第 2 期, 第 82—100 页。

Individual Endowment, Academic Performance and Educational Inequality

FAN HE

(*Huazhong University of Science and Technology*)

KEZHONG ZHANG*

(*Zhongnan University of Economics and Law*)

Abstract This research explores the influence of external characteristics of individual endowments on students’ academic performance. The results show that students with better individual endowments get higher academic performance returns. Teachers’ attitude is an important mechanism that affects the relationship between the two. Compared with students

* Corresponding Author: Kezhong Zhang, School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, No. 182 Nanhu Avenue, East Lake High-tech Development Zone, Wuhan, Hubei, 430073, China, Tel: 86-13971208257; E-mail: zkzdr@zuel.edu.cn.

with poorer endowments, students with better endowments have received more attention and praise from teachers. Further research shows that girls and students with poorer family economic conditions are more affected, but public education resources can alleviate the impact of individual endowments. Our results provide suggestive evidence for promoting adolescent human capital accumulation and education equity.

Keywords individual endowment, academic performance, educational inequality

JEL Classification I21, I24, J71