

贫困与性别差异

——来自中国高考的证据

宗一博 郑新业 韩奕*

摘要: 已有研究表明高压环境下女性相比男性决策质量更差,这在依赖考试等高压场景的劳动力市场中造成性别不平等。本文研究了贫困对这一性别差异的放大作用。基于中国某县的贫困人口和高考数据,本文发现相比男生,同等平时表现的女生在高考中表现相对于平时有所下降,贫困将该性别差异放大三倍。贫困女生进入重点大学的概率比贫困男生显著降低 10.3%。本文为理解发展中国家的性别不平等以及贫困陷阱的成因提供了新证据。

关键词: 贫困;性别不平等;高压环境

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.02.10

一、引言

性别不平等是一个遍及全球的现象。在劳动力市场中,女性在就业机会和薪酬方面常处于劣势,尤其是在一些高收入领域和高级职位上(李实等,2014;郭凯明和颜色,2015)。为探究职业选择与发展中的性别差异,经济学领域已经从生产效率、性格特质、个人偏好以及生育角色分配差异等多个角度展开了细致研究。(Gneezy et al., 2003; Niederle and Vesterlund, 2007; 何浩然和陈叶烽,2012;Buser et al., 2014)。

性别不平等在不同经济层面的人群中普遍存在,但是其与贫困的关系仍无共识。发达国家的研究显示贫困对男性影响较大,表现为较高的辍学率和较差的考试成绩(Autor et al., 2019)。相反,在发展中国家,贫困似乎对女性不利影响更甚,贫困女性面临更严重的性别歧视和职业障碍(Duflo, 2012; Rose, 1999; Jayachandran, 2015)。因此,本研究假设在发展中国家,贫困可能加重女性的不利处境并扩大性别不平等,并通过实证研究来验证这一假设。

关于贫困如何影响性别不平等,本文提出假设:贫困可能通过压力扩大男女的决策质量差异。研究指出,高压环境下女性的决策质量可能会受到更大的负面影响,包括运动竞赛、学业表现、职场等场合(Shurchkov, 2012; Azmat et al., 2016; Cai et al., 2019)。一个重要的研究问题是,贫困群体中这一性别差异是否会加剧。一般而言,激励

* 宗一博、郑新业、韩奕,中国人民大学应用经济学院。通信作者及地址:韩奕,北京市海淀区中关村大街 59 号,100872;电话:18201646803;E-mail:yihanecon@ruc.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金(72403243、72141308)的资助。感谢期刊主编和匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

可以促使人们提高生产效率和绩效；然而，激励过高反而可能导致表现下降(Ariely et al., 2009)。贫困会放大外部激励，增加压力。这种过度压力可能影响决策质量，但这种影响对男性和女性是不同的。对于男性而言，这种压力可能不会产生明显的负面影响；对于女性而言，则可能产生更显著的负面影响。

某县建档立卡贫困家庭学生的高考表现，为研究贫困与性别不平等之间的关系提供了独特的实证条件。首先，高考包括一个复杂的决策过程，这些决策直接影响学生的最终表现。其次，在探讨贫困和决策质量关联这一问题时存在反向因果的内生性问题。我们的研究对象为高中生，他们无法影响其家庭的贫困状态，因此可以在一定程度上排除内生性。需要强调的是，本研究旨在探索贫困、性别和决策质量之间的关联，而非建立严格的因果关系。尽管如此，这些相关性发现为理解贫困如何影响性别不平等提供了重要的实证证据。

本文首先发现，在相同能力水平下，女生在高考中的表现不如男生，即女生的实际高考分数比模拟考试分数的平均降幅相比男生多0.036个标准差。基于独特的贫困人口追踪数据库，我们进一步发现，贫困显著加剧了这一性别差异。在非贫困生群体中，女生的高考分数相对于模拟考试分数的下降幅度要比男生多0.028个标准差，而在贫困生群体中，这种性别间的分数下降差距则扩大到了0.089个标准差。这意味着与相同平时成绩的贫困男生相比，贫困女生的高考分数平均比模考成绩低6分。根据《普通高招分数段统计表》进行推算，与相同能力的贫困男生比较，贫困女生在高考中的表现相对于其平时水平出现更大幅度的下降，使得她们在全省中的排名平均后退15 000位。

我们基于录取数据库来量化高考表现下降对贫困女生造成的实质影响。通过比较有机会考入“985工程”和“211工程”院校(以下简称985/211大学)的学生的实际录取概率，我们可以简单推算高考表现相对平时下降会如何影响他们的未来收入。结果显示，贫困女生比贫困男生最终进入重点大学的概率显著降低10.3%，对于有能力考入985/211大学的学生来说，这一差异扩大为35.9%。

为了探究贫困影响高压环境下决策质量性别差异的机制，我们提出三种可能的解释。第一，贫困女生较少获得复读机会，这可能增加首次高考的压力；第二，贫困女生的平均高考年龄较大，可能面临更多的社会期望和婚姻压力，从而影响决策质量；第三，贫困女生在高考期间的住校比例最高，这可能使她们更容易受到同伴效应的影响。这三个机制共同阐述了贫困如何通过影响家庭资源分配，进而影响女性在高压环境下的决策质量。

本研究的贡献主要体现在以下方面：首先，我们为了解决当前文献关于贫困对不同性别的影响的争议提供了新视角。现有研究结论存在分歧，有研究发现贫困对男性影响更大(Autor et al., 2019; Bertrand and Pan, 2013)，而另一些研究则认为女性受到的影响更严重(Jayachandran, 2015; 郑筱婷和陆小慧, 2018)。然而，这些影响的具体机制尚未得到充分解释。我们的研究通过聚焦于高压环境下的决策质量，提供了一个潜在的解释机制。这不仅有助于理解为什么贫困对不同性别产生异质性影响，还为解释这种影响在不同社会经济背景下的变化提供了新思路。

其次,本研究的发现揭示了长期被视为“公平”和“精英制”的高考制度下存在的隐性不平等。尽管高考为所有学生提供了相同的考试内容和环境,但我们发现贫困学生,特别是贫困女生,在这种高压环境下更容易表现不佳。这表明现行考试制度可能会放大已有的性别不平等。我们的研究强调了非认知能力(如在高压下的决策能力)在教育成果中的重要作用,这些能力可能受到家庭背景的显著影响。此外,作为单一的、高风险的评价方式,高考可能无法全面反映学生的真实能力,特别是对于某些易受压力影响的群体。这些发现为重新评估和改进现有的教育评价体系提供了重要的实证基础。

在政策含义方面,我们的研究结果与中国当前的教育改革方向高度契合,同时也为进一步的政策优化提供了新的思路。新高考改革通过引入多元评价体系,有效分散了单一考试的压力;而针对贫困地区的招生倾斜政策则降低了贫困学生的总体录取压力。这些改革可能会减弱贫困造成的性别不平等,我们的研究为这些政策提供了额外的实证支持。

二、经验与文献基础

本部分将回顾与本文密切相关的已有文献,主要包括性别不平等的形成原因及贫困与性别不平等的交互作用。

(一) 性别不平等

教育和劳动力市场中的性别差异日益成为学术界关注的焦点(Buser et al., 2014; Cai et al., 2019)。随着行为经济学的发展,研究者们发现,除生理差异外,个体的非认知特征、态度和行为模式的性别差异,如竞争意愿、风险规避和自信水平等,是解释性别差距的关键因素(Croson and Gneezy, 2009; Buser et al., 2014)。例如,Niederle and Vesterlund(2007)设计的实验发现,在工作能力相同的群体中,73%的男性选择参与竞争,而只有35%的女性选择参与竞争。在中国,周业安等(2013)开展的实验研究也表明,男性群体中风险中性的比例高于女性。

越来越多的文献聚焦于压力承受能力方面的性别差异。来自竞技体育、学业表现、工作市场等多个领域的证据普遍发现,在高压环境下,女性更容易表现失常,决策质量降低(Gneezy et al., 2003; Shurchkov, 2012)。Azmat et al.(2016)的研究指出,在西班牙高中,女生在重要性较低的考试中表现通常优于男生,但这一优势在高风险高利害的考试中消失。Cai et al.(2019)使用中国某县的高考及模考数据,发现女生应对高压力的表现不如男生,在高考中相对于模考成绩的降幅更大。

(二) 贫困和性别不平等的交互作用

性别不平等与贫困之间存在交互作用。研究表明,经济发展对男性和女性的福利有不同影响,大多文献基于地区聚类数据。如Rose(1999)研究了印度农村地区,当家庭在面临经济冲击时,女孩相对于男孩的死亡率会显著上升。同时,经济发展带来的技术进

步和经济结构变化也有助于减少性别不平等(Greenwood et al., 2005; Duflo, 2012)。

在微观层面,发达国家和发展中国家的情况存在差异。发达国家的研究表明,在低社会经济地位家庭中,女孩在学校成果方面(如纪律问题、考试分数和高中毕业率等)的优势更明显(Autor et al., 2019; Bertrand and Pan, 2013)。相比之下,中国的研究显示了不同的模式。在资源有限情况下,尤其是农村地区,家庭往往倾向于优先投资男生的教育,女生的教育投资则受到限制(郑筱婷和陆小慧,2018;李磊等,2021)。

基于已有文献,本研究在以下三个方面作出了重要贡献。首先,我们聚焦于贫困影响性别不平等的一个具体微观机制——高压环境下的决策质量。前期研究主要关注宏观层面的经济发展与性别平等的关系,或者家庭层面的资源分配决策。我们通过分析高考这一关键时刻的表现,揭示了贫困如何在个体层面上影响男女学生的决策能力,从而导致教育成果的性别差异。这一发现为理解贫困与性别不平等之间的联系提供了新的微观视角。

其次,我们使用官方的贫困户数据,这是对以往研究中贫困测量的重要改进。先前的研究,如 Rose(1999)使用干旱程度作为经济困境的代理变量,或者郑筱婷和陆小慧(2018)使用农村户口作为贫困的替代指标,这些方法可能存在测量误差。相比之下,我们使用的官方贫困户数据提供了更为准确和直接的贫困衡量。这种精确的测量不仅提高了研究结果的可靠性,还允许我们更精确地识别贫困对性别差异的影响。通过减少测量误差,我们的研究为理解贫困与教育成果之间的关系提供了更可靠的实证证据。

最后,我们的研究提供了一个新的视角来理解贫困与性别不平等之间的关系。我们的研究从学生自身出发,探讨了贫困如何影响男生和女生在高压环境下的表现。我们发现,贫困不仅通过家庭资源分配影响教育结果,还会通过增加压力导致女生在关键时刻的决策质量更大程度地下降。这一发现揭示了贫困影响性别差异的一个新机制,即贫困通过影响个体的心理和认知过程,而不仅仅是通过家庭资源分配,来加剧教育领域的性别不平等。这种视角的转变对理解和应对教育不平等提供了新的思路。

三、样本与数据

本文的研究对象为某县高级中学2014—2022年参加高考的学生^①,使用的行政数据主要包括学生的模拟考试成绩、高考成绩、个人特征、录取结果以及贫困生身份信息。为确保数据准确性,我们排除了同年级的重名样本(占2.9%),并将样本限制在模考和高考两场考试均参加的学生。最终的样本包括8496人。

高考是中国学生进入大学的主要途径,每年六月举行。模考在高考前一个月举行,两场考试均由教育部门统一命题和组织。本研究使用经标准化处理的高考成绩和模考成绩之间的差值来衡量考生在高考中的决策质量。首先,高考表现可视为一系列决策的结果,涉及知识运用、时间管理、解题策略选择和情绪调控等方面,这些决策直接影响学生的最终表现。其次,模考和高考在内容和难度上高度相似,主要区别在于压力和后果

^① 本文样本缺失2018年参加高考的学生。

的严重程度。模拟考试成绩代表学生在相对低压力环境下的基准表现,而高考则反映高压环境下的表现。因此,高考与模拟考试成绩的差异主要反映了学生在面对高压环境时决策能力的变化。正面差异表示学生能在压力下作出更好的决策,负面差异则表示决策质量下降。

由于考试环境、试题难度及文理科差异等因素,不同届次和学科的考试分数不具有直接可比性。为了消除特定考试相关特征的干扰,我们将模考分数和高考分数进行标准化处理,即:

$$\widetilde{G}_{ipt} = \frac{G_{ipt} - \overline{G}_{pt}}{\delta_{G_{pt}}}; \quad \widetilde{M}_{ipt} = \frac{M_{ipt} - \overline{M}_{pt}}{\delta_{M_{pt}}}$$

这里, G 表示高考分数, M 表示模考分数, i 表示学生个体, p 表示文理科, t 表示高考年份。 G_{ipt} 和 M_{ipt} 分别为选择 p 学科的学生 i 在 t 年取得的高考分数和模考分数, \overline{G}_{pt} 和 \overline{M}_{pt} 为在 t 年所有 p 学科学生的高考分数均值和模考分数均值, $\delta_{G_{pt}}$ 和 $\delta_{M_{pt}}$ 为对应标准差。 \widetilde{G}_{ipt} 和 \widetilde{M}_{ipt} 表示均值为0、标准差为1的标准化高考分数和标准化模考分数。

贫困人口的数据来自贫困人口微观追踪数据库。该数据库于2014年由政府部门建立,精准识别并记录了国家级贫困县内所有贫困户的详细家庭与个人信息。本研究的样本中共有730名贫困生,占总样本的9.7%。^①

我们使用2014—2017年的高考录取结果数据量化贫困对性别不平等的实质影响。^②我国高校分为985/211大学、普通一本院校、二本院校和高职高专院校四类。研究表明,进入重点大学能够带来劳动力市场上的工资溢价(Li et al., 2012; Jia and Li, 2021)。这意味着考入985/211大学有望彻底改变贫困的命运,因此有能力进入重点大学的学生在高考中面临最大的激励,而其他子样本中考生面临的激励相对较小。本研究将进一步探讨贫困如何影响不同激励水平下的学生表现。

表1对本文的主要变量进行了描述性统计。总样本共计8496人,女生占49%;贫困生的比例为9.7%,女生中贫困生比例略高;男生的理科生和复读生的比例及平均年龄略高;大部分学生是本地户籍,没有显著性别差异。表中还分别报告了男生样本和女生样本的高考和模考的原始分数:女生在模考中的平均分数比男生低了3.5分,这一性别差距在高考中扩大至9.7分。

表1 描述性统计

	总样本	男生样本	女生样本	差值(女生-男生)
	(1)	(2)	(3)	(4)
贫困生所占比例(%)	9.7	9.1	10.4	1.3**
	(29.6)	(28.7)	(30.5)	(0.6)
理科生所占比例(%)	79.9	90.6	68.5	-22.1***
	(40.1)	(29.2)	(46.4)	(0.8)

① 贫困指标的界定详见附录I。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 受数据可获得性的影响,2019、2020、2021、2022年的录取数据缺失。

(续表)

	总样本	男生样本	女生样本	差值(女生-男生)
	(1)	(2)	(3)	(4)
复读生所占比例(%)	10.7 (30.9)	12.4 (32.9)	8.9 (28.5)	-3.5*** (0.007)
本地户口学生所占比例(%)	97.20 (16.4)	97.30 (16.1)	97.10 (16.7)	-0.20 (0.4)
高考时年龄	17.913 (0.855)	17.949 (0.858)	17.876 (0.851)	-0.073*** (0.019)
模考总分	485.146 (61.974)	486.821 (65.576)	483.368 (57.861)	-3.453** (1.345)
高考总分	503.222 (65.969)	507.924 (70.069)	498.230 (60.929)	-9.694*** (1.428)
观测值	8 496	4 375	4 121	

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$;下同。第(1)一(3)列报告了总样本、男生样本和女生样本中关键变量的均值和标准差,第(4)列报告了女生样本与男生样本的关键变量均值的差值及其标准误。

四、研究设计与实证结果

(一) 高考表现存在性别差异

首先我们将检验女生在高考中的表现相对于其平时水平是否出现更大程度的偏离。图1展示了标准化模考总分和高考总分的分布图。在总样本中,女生的模考分数分布和高考分数分布均在男生分数分布的左边,并且高考中差距更大。在非贫困生中,女生成绩整体低于男生。相比之下,在贫困生中,我们观察到在模考分数的大多分布点上女生存在优势,但是这种优势在高考中消失了,女生的分数分布发生明显左移,甚至劣于男生。相对于模考,在高激励、高利害的高考中,性别差异更加突出。

接下来,我们构建正式的实证框架。我们将标准化高考分数和模考分数之间的差值作为衡量考生在关键时刻决策质量的指标,进行如下的实证估计^①:

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 Female_i + x_i \eta + \gamma_t + \alpha_c + \epsilon_{ict}, \quad (1)$$

其中,因变量 D_{it} 表示学生 i 的标准化高考分数减去标准化模考分数的差值,若该值为负,则表明考生在高考中的表现低于其模考水平,该值越小则说明考生在高考中的决策质量越低。 $Female_i$ 是一个性别虚拟变量,当学生 i 为女性时等于1。个人层面的控制向量 x_i 包括表示理科生的虚拟变量、表示复读生的虚拟变量、表示本地户口的虚拟变量和参加高考时的年龄。年份固定效应(γ_t)可以控制年份特定冲击,如每年试题难度不同、考试期间天气等。班级固定效应(α_c)可以控制不随时间变化、不可观测的班级特征的影响,

① 实证模型构建的具体过程见附录II。

如教学质量的差异、班级规模的不同等。年份固定效应和班级固定效应剔除了由于年份和班级层面的异质性导致的估计偏误。 ϵ_{it} 为误差项。我们重点关注性别变量 $Female_i$ 的系数 β_1 ，它衡量了当控制其他个人特征之后，女生相对男生的高考决策质量。

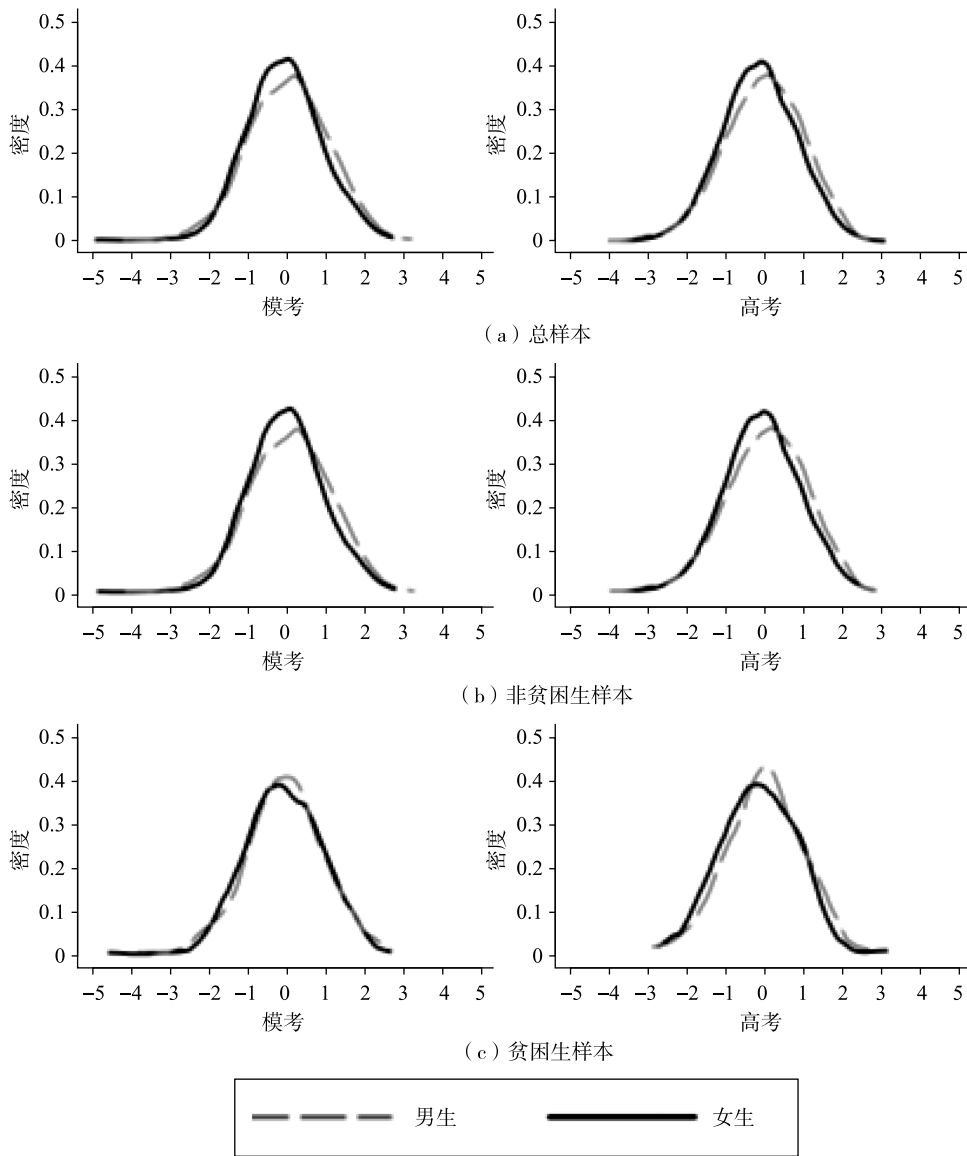


图1 模考和高考标准化分数分布图

表2 报告了具体回归结果。总样本的回归结果表明，与男生相比，女生的高考分数比模考分数平均多下降 0.036 个标准差，女生决策质量显著低于男生。第(3)—(6)列进一步分别讨论了在理科生和文科生样本中决策质量的性别差异。结果发现，理科生中性别差异为 0.023 个标准差，文科生中女生的高考与模考之间的分数差值比男生低了 0.108 个标准差。这表明女生在高压环境下的表现更易受影响，尤其是文科女生。

表 2 性别差异的回归估计

	被解释变量:(标准化)高考总分与(标准化)模考总分的差值					
	总样本		理科生样本		文科生样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Female_i</i>	-0.034**	-0.036**	-0.022	-0.023*	-0.101**	-0.108**
	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.048)	(0.049)
控制变量		是		是		是
年份、班级固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	8 496	8 496	6 788	6 788	1 708	1 708
<i>R</i> ²	0.025	0.027	0.025	0.026	0.029	0.032

注:所有回归均控制了年份固定效应、班级固定效应和个人层面的控制变量;回归中的控制变量包括表示理科生的虚拟变量、表示复读生的虚拟变量、表示本地户口的虚拟变量和参加高考时的年龄;下同。括号内为班级一级的聚类标准误。

(二) 贫困加剧性别差异

为了探究贫困状况与男生和女生决策质量之间的潜在相关性,检验贫困生与非贫困生中的性别不平等程度是否有显著差异,本文估计以下方程:

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 Female_{it} + \beta_2 Poor_{it} + \beta_3 Poor_{it} \times Female_{it} + x_{it}\eta + \gamma_t + \alpha_c + \varepsilon_{ict}. \quad (2)$$

方程(2)中变量设置和方程(1)保持一致。在此基础上,引入了虚拟变量 $Poor_{it}$,表示考生 i 的贫困生身份,并将它与性别变量 $Female_{it}$ 做交互。系数 β_1 表示在非贫困生中决策质量的性别差异。交互项的系数 β_3 则显示贫困生群体中的性别差异相对于非贫困生群体中的变化,捕捉贫困与性别不平等的相关性。负值的 β_3 表示在贫困生群体中,女生相对于男生的劣势比在非贫困生中更大。

表 3 报告了方程(2)的回归结果。相比于非贫困男生,非贫困女生高考分数比模考分数多下降 0.028 个标准差。交互项系数 β_3 的估计值是 -0.089,说明贫困生中决策质量的性别差异较非贫困生中扩大了三倍。根据高考分数的标准差 66.0 分将交互项系数转换为实际分数,在贫困群体中,女生与男生之间的平均分数差距比非贫困群体大约 6 分。基于总样本的高考成绩均值为 503 分,意味着贫困女生由于高考表现不佳在全省中的排名平均后退 15 000 位^①,导致其进入优质大学的概率显著降低。

分文理科估计结果显示贫困对性别差异的影响在文科生中更为显著。对于文科生样本,交互项系数的估计值为 -0.391。考虑到文科生样本的高考分数的标准差为 53.6 分,贫困生中的决策质量的性别差异较非贫困生扩大了约 21 分。理科生样本中贫困对性别差异的影响相对较小,但交互项系数估计值的方向与文科生样本保持一致,增强了结果的可靠性。这种差异可能源于选择偏差,即选择理科的贫困女生可能本身更具韧性。同时,理科考试更客观的特性可能减少了压力和情绪的影响。

此外,我们还注意到,贫困生变量 $Poor_{it}$ 的系数在估计中均为正值,说明贫困男生比

① 根据《普通高招分数段统计表》计算,以 503 分为中点的上下 6 分区间内约有 15 000 名考生。

非贫困男生在高考中变现更好。这个结果可能源自贫困家庭更倾向于培养男孩的事业心与抱负,男生获得更多的关注和投资(郑筱婷和陆小慧,2018;李磊等,2021),激励贫困男生在高考中更充分地发挥实力,提高决策质量。

表3 贫困对于扩大性别差异的影响

	被解释变量:(标准化)高考总分与(标准化)模考总分的差值		
	总样本 (1)	理科生样本 (2)	文科生样本 (3)
$Poor_i \times Female_i$	-0.089** (0.039)	-0.050 (0.044)	-0.391*** (0.128)
$Poor_i$	0.051* (0.029)	0.021 (0.028)	0.333** (0.131)
$Female_i$	-0.028* (0.015)	-0.018 (0.014)	-0.069 (0.055)
个人控制变量	是	是	是
年份、班级固定效应	是	是	是
观测值	8 496	6 788	1 708
R^2	0.028	0.027	0.040

注:括号内为班级一级的聚类标准误。

(三) 异质性分析

1. 不同分数段

接下来,我们研究不同分数段的学生面临的激励差异,以及这种差异如何影响贫困与决策质量性别差异的相关性。已有研究证实,教育回报与高校质量呈正相关关系。Kang et al.(2021)和 Jia and Li (2021) 的研究发现,985/211 大学的毕业生在劳动力市场上获得了显著的工资溢价,高于一本院校的回报,而一本院校的回报率也高于二本院校。因此,如果有机会进入 985/211 大学,贫困生有望摆脱贫困,因此他们在高考中面对的激励最大。而对于其他只能进入普通本科或高职高专院校的考生来说,激励随相对排名下降而减小。

通过计算该县高中生在各类院校的历年录取率,即每类高校录取的人数占当年参加高考的学生总数的比例,我们得到各类院校录取的平均录取率及其录取学生的排名范围(附表 A3)。根据各类院校录取排名范围,我们将样本根据模考排名由高到低划分成四个子样本。具体而言,第一个子样本中包括每年模考排名在前 16% 的理科生和排名前 6% 的文科生,他们有能力考入 985/211 大学;模考排名分别在 16%—45% 的理科生和 6%—24% 的文科生属于第二个子样本,他们更有可能被普通一本院校录取;模考排名在 45%—93% 的理科生和 24%—86% 的文科生进入二本院校的可能性最大,作为第三个子样本;其余学生被划分到第四个子样本中,他们可能进入高职高专院校或者落榜。

表 4 报告了对四个子样本回归的估计值。有潜力进入 985/211 大学的贫困女生在高考中的表现相对于其平时成绩出现了更大幅度的下降,贫困导致性别差异扩大了

0.119个标准差。贫困对于有能力考入普通本科院校的女生也有负向影响,交互项系数的估计值分别为-0.088和-0.062。尽管这些结果在不同组别间的差异不具有统计显著性,但方向上,我们观察到一个潜在的趋势:随着考试结果带来的潜在收益增加,贫困对女生高考表现的影响更为明显,即贫困和性别不平等在高分段群体中产生了更显著的影响。这可能暗示了高压环境对不同群体的差异化影响,特别是对那些原本表现优秀的学生。

表4 贫困对不同分数段学生性别差异的影响

	被解释变量:(标准化)高考总分与(标准化)模考总分的差值			
	985/211 大学 (1)	一本 (2)	二本 (3)	高职高专 (4)
$Poor_i \times Female_i$	-0.119 (0.100)	-0.088 (0.075)	-0.062 (0.055)	-0.057 (0.106)
$Poor_i$	-0.053 (0.064)	0.101* (0.054)	0.028 (0.040)	0.057 (0.079)
$Female_i$	-0.030 (0.030)	-0.044* (0.023)	-0.059*** (0.019)	-0.057 (0.034)
个人控制变量	是	是	是	是
年份、班级固定效应	是	是	是	是
观测值	1 038	1 986	3 995	1 477
R^2	0.198	0.158	0.059	0.102

注:第(1)列是有能力进入985/211大学的学生,第(2)列是有能力进入普通一本大学的学生,第(3)列是有能力进入二本大学的学生,第(4)列是其他学生。

2. 应届生和复读生

我们将总样本分为应届生样本和复读生样本分别进行回归。应届生指首次参加高考的考生,复读生则是因首次高考失利而选择再次参加高考的考生。复读生和应届生在高考及录取过程中遵循相同的政策规定。回归结果展示在附表A5。

研究发现,关键时刻决策质量的性别差异主要来自应届生样本。在应届生样本中,贫困生变量($Poor_i$)与性别变量($Female_i$)的交互项系数估计值为-0.107。这表明对于首次参加高考的学生,贫困状态显著加剧了决策质量的性别差异。相比之下,复读生样本的结果则呈现出不同的模式。现有研究对复读生的表现存在不同观点:一方面,有研究指出复读生相对普通高三生更容易出现各种心理和生理问题,可能影响其考场发挥(吴秋翔和崔盛,2019);另一方面,Kang et al. (2024)的研究表明复读可以提高学生的考试成绩。我们的数据显示,在复读生群体中,既没有出现显著的决策质量性别差异,贫困与性别的交互效应也不显著。这一发现暗示复读经历可能在某种程度上抵消了贫困和性别因素对决策质量的影响。

3. 分科目

我们将考生各科目的标准化高考分数和模考分数差值作为被解释变量进行回归。表5的结果显示,性别差异主要体现在综合科目:非贫困女生较非贫困男生的高考分数

比模考多下降 0.080 个标准差,贫困状态使得这一差异扩大 0.138 个标准差。以综合科目标准差 37.2 分计算,贫困生中女生与男生相比在高考中取得的分数与模考分数的差值平均多下降 8 分。

综合科目由三门学科构成^①,要求考生在有限的时间内合理安排答题并快速转换思维,对综合应试能力和心理承受能力要求更高。因此,在综合考试中,贫困女生的表现相对于其在单科考试中的表现出现了更显著的负向偏离,而在其他主要考察识记理解、分析鉴赏和表达应用的单独科目考试中,过度压力的影响较小。

表 5 分科目贫困对扩大性别差异的影响

	被解释变量:(标准化)高考分数与(标准化)模考分数的差值			
	语文 (1)	数学 (2)	综合 (3)	英语 (4)
$Poor_i \times Female_i$	-0.072 (0.081)	0.030 (0.054)	-0.138** (0.058)	-0.064 (0.047)
$Poor_i$	0.008 (0.060)	-0.044 (0.043)	0.086** (0.039)	0.053 (0.037)
$Female_i$	-0.024 (0.028)	0.012 (0.018)	-0.080*** (0.019)	-0.027 (0.017)
控制变量	是	是	是	是
年份、班级固定效应	是	是	是	是
观测值	8 496	8 496	8 496	8 496
R^2	0.021	0.027	0.037	0.023

注:第(1)一(4)列分别是对学生的语文、数学、综合、英语的标准化分数的差值进行回归。

(四) 贫困对录取结果的性别差异的影响

基于前文结果,贫困对成绩优异的学生的决策质量性别差异影响更大。由于高考成绩是进入优质大学的唯一评判标准,那么贫困女生的高考表现不佳可能直接影响其升学机会。为了量化贫困对录取结果造成的实质影响,我们使用录取数据,计算考生进入重点大学概率的性别差异。我们定义重点大学为与考生的模考排名区间匹配或更优的学校。例如,对于有能力进入 985/211 大学的学生,优重点大学定义为 985/211 大学;对于预期进入普通一本大学的学生,重点大学则包括 985/211 大学以及普通一本院校;以此类推。

我们将学生是否进入重点大学作为被解释变量,即如果学生被重点大学录取, $Outcome_{it}$ 取值为 1,使用 Probit 模型估计了如下方程:

$$Outcome_{it} = \beta_0 + \beta_1 Female_i + \beta_2 Poor_i + \beta_3 Poor_i \times Female_i + x_i \eta + \gamma_t + \alpha_c + \varepsilon_{ict}$$

表 6 展示了回归结果,报告的系数为平均边际效应。对于学习能力相近的考生,女

① 理科综合包括物理、化学、生物,文科综合包括政治、历史、地理。

生进入重点大学的概率平均低于男生,且这种差异在贫困生中更为显著,比非贫困生扩大了 8.7 个百分点,贫困生中考入重点大学的性别差异为 10.3%。对于有望考入 985/211 大学的学生,非贫困生中,女生的录取概率较男生低 14.9%,而贫困将这一差距扩大了 21.0%,这意味着贫困女生较贫困男生进入 985/211 大学的概率低 35.9%。这些结果强调了成绩优异的贫困女生由于高考发挥不佳,导致其进入优质大学的机会显著减少,录取结果的性别不平等程度也更严重。

精英教育在劳动力市场中的作用日渐凸显。Jia and Li (2021) 在中国展开的调查结果表明,在精英大学就读会使得学生在劳动力市场中的平均月工资增加 28%—45%。对于来自弱势家庭的子女而言,接受优质高等教育是改变生活际遇、实现社会流动的重要途径。然而,贫困女生在高考等关键考试中表现低于平时水平,这不仅降低了她们获得优质教育的机会,还可能影响其未来就业前景,阻碍社会阶层跃升。

值得注意的是,贫困对女性进入重点大学的影响不仅体现在成绩上,还可能涉及报考策略。即使分数相同,贫困家庭可能因不愿让女生远离家庭而影响其报考重点大学的决策。这一现象与我们的核心观点一致:贫困状态会影响个体在重要决策中的表现,尤其对女性影响更大。报考决策本身就是重要决策过程,贫困女生(或其家庭)在这个过程中更倾向于作出保守或次优的选择,更容易受到负面影响,从而导致相对较差的结果。

表 6 贫困对录取结果的性别差异的影响

	被解释变量:学生是否进入重点大学			
	全样本 (1)	985/211 大学 (2)	一本 (3)	二本 (4)
$Poor_i \times Female_i$	-0.087** (0.040)	-0.210* (0.122)	-0.121 (0.084)	-0.004 (0.054)
$Poor_i$	0.052* (0.030)	0.025 (0.086)	0.112* (0.062)	0.047 (0.041)
$Female_i$	-0.016 (0.013)	-0.149*** (0.040)	-0.050* (0.028)	-0.002 (0.016)
控制变量	是	是	是	是
年份、班级固定效应	是	是	是	是
观测值	4 505	639	1 228	1 793

注:第(1)列是样本中所有学生,第(2)列是有能力进入 985/211 大学的学生,第(3)列是有能力进入普通一本大学的学生,第(4)列是有能力进入二本大学的学生。表中给出的系数是平均边际效应,括号内为稳健标准误。

(五) 稳健性检验

在稳健性检验中,本文采用了机器学习和“反事实”预测的方法构建基准。我们以男生样本的高考成绩作为响应变量,以他们多次模考各科目成绩、多维度个体特征(包括是否为贫困生、文理科、是否为复读生、户口类型和年龄)作为预测变量进行 LASSO

回归建模^①。利用得到的实证模型及估计系数,我们将女生的模考成绩和个体特征数据输入模型中,预测她们“反事实”状态下的高考分数。通过比较实际高考分数与“反事实”预测高考分数之间的差值,探究贫困是否会影响高考中的决策质量。如果实际分数低于预测分数,说明女生决策质量下降。

为了估计贫困对这一性别差异的影响,我们估计了以下方程:

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 Poor_{it} + x_{it}\eta + \gamma_t + \alpha_c + \epsilon_{it}. \quad (3)$$

因变量 D_{it} 是女生的高考实际分数和“反事实”预测分数之间的差值, D_{it} 为负意味着女生在高考中的实际表现低于预期水平, D_{it} 越小代表女生在高考中的相对表现越差。特别需要指出的是,由于在基于男生样本的机器学习模型中,个体特征包含了是否为贫困生的虚拟变量,我们的“反事实”高考预测分数实际上已经考虑了贫困的影响,那么回归方程(3)中的 β_1 实际反映了性别和贫困的交互作用。

具体回归结果见表7。贫困生虚拟变量 $Poor_{it}$ 的估计系数表明女生的决策质量与贫困之间存在着负相关关系。与非贫困生相比,贫困生的实际分数和“反事实”预测分数之间的差距扩大0.141个标准差。对于有能力考入985/211大学的女生贫困状态的影响最严重, $Poor_{it}$ 系数的估计值为0.250。对于其他子样本, β_1 的估计值均为负值。女生在面临外部激励时决策质量普遍低于男生,而贫困状态进一步降低女生的决策质量。这与我们之前的回归结果保持高度一致。

表7 贫困对性别差异影响的 LASSO 回归结果

被解释变量:(标准化)高考分数与“反事实”预测分数的差值				
	总样本	985/211 大学	一本	二本
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Poor_{it}$	-0.141*** (0.027)	-0.250** (0.117)	-0.086 (0.055)	-0.154*** (0.041)
个人控制变量	是	是	是	是
年份、班级固定效应	是	是	是	是
观测值	4 121	371	877	2 116
R^2	0.173	0.385	0.244	0.202

注:第(1)列是样本中所有学生,第(2)列是有能力进入985/211大学的学生,第(3)列是有能力进入普通一本大学的学生,第(4)列是有能力进入二本大学的学生。括号内为班级一级的聚类标准误。

五、机制分析

为了深入理解贫困如何放大高考中的性别不平等,我们提出并探讨了三个潜在机制。这些机制都源于一个核心观点:贫困导致家庭资源稀缺,在这种情况下,女性往往需

^① LASSO 回归模型的构建步骤如下:首先将男生样本随机分为训练样本和检验样本两个子样本;然后构建实证模型,利用训练样本进行包括惩罚项的最小二乘线性回归;接下来,通过将检验样本的数据代入模型,并调整惩罚项以最小化预测值与实际值之间的偏差,较为准确地估计实证模型的系数。

要作出更多牺牲。我们通过分析复读机会、高考年龄和住校情况来阐述这一观点。

第一,复读机会实际上代表了学生在高考表现不佳时的“退出选项”(outside option)。对于可以复读的学生,高考失利意味着再试一年的机会。然而,对于无法复读的学生,失利可能导致无法上大学或只能就读较差的大学。我们假设,由于资源限制,贫困家庭更可能将有限的复读机会给予男性。

为验证这一假设,我们进行了如下回归分析:

$$Retake_{it} = \beta_0 + \beta_1 Female_i + \beta_2 Poor_i + \beta_3 Poor_i \times Female_i + G_{ipt} + M_{ipt} + x_i \eta + \gamma_t + \alpha_c + \varepsilon_{ict}, \quad (4)$$

其中 $Retake_{it}$ 是一个虚拟变量,表示学生 i 在 t 年高考之后是否选择复读,即若该学生在 $t+1$ 年以复读生的身份再次参加高考,则取值为1。性别变量 $Female_i$ 、贫困状态变量 $Poor_i$ 和个人层面的控制向量 x_i 与方程(1)设置相同。同时,我们在方程中还加入了高考分数和模考分数,以控制学生在高考中的实际表现和平时表现。在该方程中,交互项的系数 β_3 衡量了在高考表现和平时水平相同的情况下,贫困女生相对于其他群体选择复读的倾向。

回归结果(附表A9)显示,在非贫困生中,女生比男生复读的概率显著低3.3%。而贫困和女性的交互项的系数为-0.023(不显著),表明在贫困生中,是否选择复读的性别差异扩大约1.7倍。这反映出贫困女生与高考表现和模考表现同等的其他群体相比,更不倾向于选择复读。这一发现支持了我们的假设:贫困女生更少拥有复读机会。与此同时,我们观察到,贫困男生相比于非贫困男生的复读概率并未显著降低,方向上反而略高。这表明,贫困对于男生女生的影响可能并不相同。缺乏复读选择可能导致贫困女生在首次高考中承受更大压力,因为她们认识到这可能是唯一的机会。这种压力可能导致她们在高考中更容易表现不佳,从而加剧了性别差异。

然而,这个分析存在一个重要的局限性。我们无法直接观察到高考前学生是否认为自己有复读的选项,也无法确定这种认知如何影响他们的高考表现。我们只能从事后数据中推断贫困扩大了复读可能性的性别差异。这意味着我们无法直接建立复读选项与高考表现之间的因果关系。

第二,年龄焦虑是影响高考表现的另一个重要因素。研究表明,年长女生面临更大的社会期望和婚姻压力。如在婚姻市场中,随着年龄增长,女性推迟结婚的机会成本急剧上升,因此她们往往倾向于较早结婚(Oppenheimer, 1988; Shenhav, 2021)。这种压力容易增加心理负担,对贫困女生来说尤为明显。为了量化年龄对高考中的决策质量的影响,我们将决策质量(标准化高考总分与标准化模考总分的差值)对学生参加高考时的年龄进行回归。附表A10结果显示,年龄每增加一岁,决策质量显著下降0.017个标准差。

高考年龄反映了家庭在子女教育上的投资决策。附表A11的结果显示,在非贫困家庭中,女生的高考年龄普遍小于男生,这可能反映了家长对女性“年龄焦虑”的考虑。但是,这一趋势在贫困家庭中发生了逆转,相比于贫困男生,贫困女生的平均高考年龄反而较大。我们将应届考生参与高考时的年龄对性别变量 $Female_i$ 、贫困状态变量 $Poor_i$ 和两者交互项进行回归。在控制是否复读以及班级和年份固定效应后,贫困生中女生平均比

男生大的年龄比非贫困生中的年龄差异大 0.095 岁。这一发现表明,贫困家庭可能更倾向于让女儿延迟入学或重复某个年级,可能是为了照顾家庭或节省教育支出。

第三,高考期间住校与否也反映了家庭在子女教育上的投入。数据显示贫困生住校比例(69%)约为非贫困生的两倍。在控制学生的个人特征和班级固定效应之后,贫困女生的住校比例较贫困男生高 2.2%,而非贫困生中女生住校比例略低于男生,贫困女生是高考期间住校比例最高的群体。

住校生在封闭的校园环境中更容易受到周围同学的影响和干扰,尤其是在高考这种高压环境下。研究表明,女生更易受到同伴效应的干扰(Buser, 2014; Cai et al, 2019)。这种影响可能表现为增加竞争压力、分散注意力,或改变学习策略等多个方面,从而对决策质量产生负面作用。为了验证该机制,我们在决策质量估计方程中引入表示学生是否住校的虚拟变量,结果展示在附表 A13 中。住校会导致高考表现相比平时表现下降 0.062 个标准差。因此,约 70% 的贫困女生选择住校,这可能是她们在高考中决策质量降低的一个因素。

综上所述,这三个机制共同阐述了贫困如何通过影响家庭资源分配,进而影响女性在高压环境下的决策质量。贫困女性面临的更少的复读机会、更大的年龄压力和更高的住校比例,可能共同导致她们在高考中表现更差,从而加剧了性别不平等。

六、结论与启示

性别不平等现象在社会中广泛存在,尤其在贫困人口中更为严重。贫困是否会加剧性别不平等?性别不平等是否部分由于贫困对男生和女生在行为决策上的不同影响所致?我们使用某县 2014—2022 年的高考数据进行回答。对比高中生在高考和模考两个相似环境中的表现,在面对更高压力时,女生的高考成绩相对于其在模拟考试中的表现出现更显著的下降,且贫困显著负面影响了女生在高考中的决策质量。贫困的这一负面效应对于成绩优异的学生、文科生和应届生更为严重,主要表现为贫困女生在综合科目中表现不佳。

我们的结论意义在于,性别差异并非仅由自身禀赋和努力程度不同所导致,而可能源于女性在高压环境下决策质量降低,同时受到贫困状态的进一步负面影响。因此,使用高考分数作为高等教育资源分配的唯一标准,往往会对女性,尤其是贫困女性不利。贫困女性在关键时刻难以“兑现”自己的禀赋,可能错失摆脱贫困陷阱的机会,这对个人和社会发展均带来不良影响。

为了提高女性竞争力、扭转性别不平等、缓解女性相对贫困,需要社会、学校、家庭的共同努力。一方面,改进高考的选拔机制,建立全面、科学的学习成果评估体系,开拓更广泛的入学途径,分散一次考试的风险和利害。另一方面,进一步开发针对贫困女生的专门支持项目,如提供心理辅导和压力管理课程,改善高考期间的住宿条件等。这些措施有望帮助贫困女生更好地应对高压环境,从而减少贫困对女生教育成果的负面影响,促进教育公平。

参 考 文 献

- [1] Ariely, D., U. Gneezy, G. Loewenstein, and M. Mazar, "Large Stakes and Big Mistakes", *The Review of Economic Studies*, 2009, 76(2), 451-469.
- [2] Autor, D., F. David, K. Krzysztof, R. Jeffrey, and W. Melanie, "Family Disadvantage and the Gender Gap in Behavioral and Educational Outcomes", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11(3), 338-381.
- [3] Azmat, G., C. Calsamiglia, and N. Iriberry, "Gender Differences in Response to Big Stakes", *Journal of the European Economic Association*, 2016, 14(6), 1372-1400.
- [4] Bertrand, M., and J. Pan, "The Trouble With Boys: Social Influences and the Gender Gap in Disruptive Behavior", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2013, 5(1), 32-64.
- [5] Buser, T., M. Niederle, and H. Oosterbeek, "Gender, Competitiveness, and Career Choices", *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(3), 1409-1447.
- [6] Cai, X., Y. Lu, J. Pan, and S. Zhong, "Gender Gap under Pressure: Evidence from China's National College Entrance Examination", *Review of Economics and Statistics*, 2019, 101(2), 249-263.
- [7] Croson, R., and U. Gneezy, "Gender Differences in Preferences", *Journal of Economic Literature*, 2009, 47(2), 448-74.
- [8] Duflo, E., "Women Empowerment and Economic Development", *Journal of Economic Literature*, 2012, 50(4), 1051-1079.
- [9] 郭凯明、颜色, "劳动力市场性别不平等与反歧视政策研究", 《经济研究》, 2015 年第 7 期, 第 42—56 页。
- [10] Gneezy, U., M. Niederle, and A. Rustichini, "Performance in Competitive Environments: Gender Differences", *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(3), 1049-1074.
- [11] Greenwood, J., A. Seshadri, and M., Yorukoglu, "Engines of Liberation", *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(1), 109-133.
- [12] 何浩然、陈叶峰, "禀赋获得方式影响被试行为是否存在性别差异:来自自然现场实验的证据", 《世界经济》, 2012 年第 4 期, 第 102—117 页。
- [13] Jayachandran, S., "The Roots of Gender Inequality in Developing Countries", *Annual Review of Economics*, 2015, 7(1), 63-88.
- [14] Jia, R., and H. Li, "Just above the Exam Cutoff Score: Elite College Admission and Wages in China", *Journal of Public Economics*, 2021, 196, 104371.
- [15] Kang, L., Z. Lei, Y. Song, and P. Zhang, "Gender Differences in Reactions to Failure in High-Stakes Competition: Evidence from the National College Entrance Exam Retakes", *Journal of Political Economy Microeconomics*, 2024, 2(2), 355-397.
- [16] Kang, L., F. Peng, Y. Zhu, "Returns to Higher Education Subjects and Tiers in China: Evidence from the China Family Panel Studies", *Studies in Higher Education*, 2021, 46(8), 1682-1695.
- [17] 李磊, 徐长生, 刘常青, "性别偏好、人力资本积累与企业信息化", 《经济学》(季刊), 2021 年第 1 期, 第 181—200 页。
- [18] 李实、宋锦、刘小川, "中国城镇职工性别工资差距的演变", 《管理世界》, 2014 年第 3 期, 第 53—65+187 页。
- [19] Li, H., L. Meng, X. Shi, and B. Wu, "Does Attending Elite Colleges Pay in China?", *Journal of Comparative Economics*, 2012, 40(1), 78-88.
- [20] Niederle, M., and L. Vesterlund, "Do Women Shy Away from Competition? Do Men Compete Too Much?", *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(3), 1067-1101.
- [21] Oppenheimer, V. K., "A Theory of Marriage Timing", *American Journal of Sociology*, 1988, 94(3),

563-591.

- [22] Rose, E., "Consumption Smoothing and Excess Female Mortality in Rural India", *Review of Economics and Statistics*, 1999, 81(1), 41-49.
- [23] Shurchkov, O., "Under Pressure: Gender Differences in Output Quality and Quantity under Competition and Time Constraints", *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10(5), 1189-1213.
- [24] Shenhav, N., "Lowering Standards to Wed? Spouse Quality, Marriage, and Labor Market Responses to the Gender Wage Gap", *Review of Economics and Statistics*, 2021, 103(2), 265-279.
- [25] 吴秋翔、崔盛, "复读经历是学生生涯发展'不可逾越'的坎儿吗? ——来自首都大学生的实证证据", 《教育与经济》, 2019年第2期, 第57—66页。
- [26] 郑筱婷、陆小慧, "有兄弟对女性是好消息吗? ——家庭人力资本投资中的性别歧视研究", 《经济学》(季刊), 2018年第1期, 第277—298页。
- [27] 周业安、左聪颖、袁晓燕, "偏好的性别差异研究:基于实验经济学的视角", 《世界经济》, 2013年第7期, 第3—27页。

Poverty and Gender Gap: Evidence from China's National College Entrance Examination

ZONG Yibo ZHENG Xinye HAN Yi*
(Renmin University of China)

Abstract: We examine the role of poverty in amplifying the gender gap in decision-making quality under high pressure. We find that female students underperform male students with similar ability in the college entrance exam, and poverty status enlarges this gender difference three times. Poor female students are significantly less likely to enter an elite university by 10.3% compared to poor male students with similar ability. Our findings provide new evidence for understanding gender inequality in developing countries and the causes of poverty traps.

Keywords: poverty; gender gap; high-pressure conditions

JEL Classification: J16, I24, I32

* Corresponding Author; HAN Yi, Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing 100872, China; Tel: 86-18201646803; E-mail: yihanecon@ruc.edu.cn.