



北大教育经济研究（电子季刊）
Economics of Education Research (Beida)
北京大学教育经济研究所主办
Institute of Economics of Education, Peking

第 20 卷
第 1 期
(总第 74 期)

主编：闵维方；副主编：丁小浩 岳昌君；

编辑：孙冰玉

女生不适合学工科专业吗？——基于全国本科生调查数据的 教育增值评价研究

杨晋，陈晓宇

摘要：在世界范围内，高等教育专业选择性别隔离现象普遍存在，改善性别隔离有助于提高工程科技人才培养的数量和质量，更好地满足产业发展需求。聚焦我国工科专业性别隔离的研究中，鲜有从教育投入-产出角度探究女生是否适合学习工科专业这一问题。本研究基于全国本科生调查数据，使用教育生产函数增值评价模型，采用 PSM-DID 的研究思路，缓解专业选择偏误问题，并从本科教育增值和教育投入-产出效率两个方面实证检验了男、女生就读工科专业的异质性。研究表明，就读工科专业的女生仅在专业认知能力发展上存在一定劣势，但该劣势能够通过课堂教学设计的优化和调整予以改善。除此外，就读工科专业的女生相对而言并没有劣势，女生并非不适合学习工科专业。研究建议加强对工程教育及工程实践的推广和宣传，消除社会对于工科学习、就业的刻板印象，引导和鼓励更多有意愿的女生投身工科专业学习；同时应确保工科专业教学更符合女生的认知规律。

关键词：工科；性别隔离；教育增值评价；倾向值得分匹配

习总书记在十九大报告中指出，创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑。国家重大战略实施和长期经济发展离不开创新，创新和生产力的发展则倚仗科学、技术、工程等领域的高质量、持续性人力资本投入。高等工程教育是工程科技人才培养的主渠道，对知识、能力、素质的形成及创新精神、创新能力的培养起主要作用。^[1]2017 年提出并推进的新工科建设，更是对工科学科、专业建设和高层次工程科技人才的培养提出了更高要求，以满足国家经济社会发展、产业升级优化等需要。^[2]然而，在世界范围内，工程科技人才培养过程中面临的一个共性问题为高等教育专业性别隔离（Gender segregation），女生较少投身于工程科技领域的专业学习和就业当中。本研究着眼于高等教育投入-产出环节，试图探究工科专业男、

女生在教育增值和学习投入效率方面的异质性, 探究是否是由于女生就读工科专业存在劣势从而导致了工科专业性别隔离现象的出现。

一、综述及研究问题

高等教育中的专业性别隔离问题一直以来都是教育经济学研究的重点。谢宇等学者将高等教育专业性别隔离定义为由于某些社会因素, 不同性别的受教育者集中在高等院校的不同专业, 从而形成专业分布不均衡的状态。^[3]国际上已有研究表明, 无论是在发达国家还是在发展中国家, 女性大学生在科学、技术、工程和数学 (STEM, Science Technology Engineering Mathematics) 专业学科所占比重都相对较低, 尤其是工科类专业领域, 女生比例更低。^{[4] [5] [6]}根据联合国教科文组织发布的数据显示, 2013 年, 在大多数国家, 仅不到 30% 的工科专业大学毕业生是女性。^[7]

在中国, 高等教育专业性别隔离也广泛存在且备受学者关注。研究发现, 女生在文学、法学、经济学和管理学等专业的人数超过男生, 但在理科和工科等专业的比例远远低于男生。^{[8] [9] [10] [11] [12]}以 2015 年首都大学生为例, 女生就读文学、历史、艺术专业的比例均超过 65%; 而就读理科、工科专业的比例仅分别为 37.2% 和 28.8%。^[13]

增加工程科技领域女性的数量不仅关系到性别平等问题, 还有助于增进工程科技领域在观点、创新和领导力等方面的多样性,^[14]更好地满足工程科技产业发展的需求。实际上, 世界各国政府和高等教育机构实施了许多政策, 旨在增加 STEM 专业的学生人数, 特别是女性、少数族裔学生,^{[15] [16] [17]}然而, 这些扩大女性投身 STEM 专业, 尤其是技术和工程专业的努力并没有实现其目标。^[18]因此, 有更多的研究聚焦于分析专业选择性别隔离背后的原因。国外已有研究表明, 影响女性远离 STEM 专业的因素比较复杂, 且未得到充分的解释。^{[19] [20] [21] [22]}^[23]Kanny 等采用元分析法, 查阅了 324 篇跨越 40 年的 STEM 教育相关文献, 总结了对 STEM 专业性别隔离持续存在的若干种解释, 包括个人背景特征, K12 教育中的结构性障碍, 心理因素, 价值观和偏好, 家庭影响和期望, 以及对 STEM 领域的认知。^[24]最近的文献综述结果表明, 教育准备 (如先前的学业成就、比较优

势、课程学习经历), 个人特质 (如自信、自我效能、竞争力) 和偏好是 STEM 专业性别隔离的关键决定因素。^[25]

在中国的语境下, 分析女大学生较少报考及录取到 STEM 专业, 尤其是工科专业的原因, 离不开对性别文化中“女生不适合学理工科”这一传统刻板印象的讨论,^[26]但鲜有研究关注工科专业女生在大学教育产出 (包括能力发展、学业成绩、升学、就业薪酬等) 方面与男生的系统性差异, 从而回答女生是否真的不适合学工科专业这一问题。靳敏和胡寿平使用华中地区一所理工科院校的学生调查数据开展研究发现, 工科专业女生在学习努力程度、课外拓展学习、学习意义感、学习动力及感知到的学术环境和人际关系等因素上均显著高于男生, 但在生师交流互动、专业兴趣上显著低于男生; 工科专业女生在校期间学习性投入程度更高, 学习成绩更好, 但对自我学习收获的评价相对较低。^[27]然而, 该研究并没有就专业选择结果背后可能存在的选择性偏误问题进行深入探讨, 已有研究认为本科生专业选择存在内生性, 受到家庭社会经济背景、兴趣、学业基础、动机等因素影响。^[28]^[29]^[30]^[31]^[32]^[33]因此仍需要通过具有代表性的样本数据的使用和合适的实证研究设计来探究当前我国高等教育中, 女生是否真的不适合就读工科专业这一问题。

本研究从教育经济学的研究视角出发, 围绕人力资本理论, 借助教育生产函数的增值评价模型开展定量研究。教育生产函数理论模型广泛应用于教育经济学研究当中, 主要用于分析教育投入与产出之间的关系。已有研究认为, 高等教育的投入 (如办学资源投入、师资、同伴等) 和教育质量显著影响大学生成长及其劳动力市场表现。^[34]^[35]^[36]^[37]在劳动力市场上, 不同专业的教育回报率差异较大, 科学和工程专业的劳动力市场回报普遍优于人文和社科专业。^[38]^[39]从总体来看, 聚焦工科专业的高等教育生产函数的实证研究相对匮乏, 探究高等工程教育增值评价的性别差异的研究更是少见。

本研究以本科生能力发展、学业成绩、毕业生升学及就业初职薪酬等为结果变量, 探究工科专业本科生在高等教育增值和学习投入-产出效率中的性别差异, 试图回答女生在工科学业产出层面是否具有劣势这一问题。具体来说, 本研究将实证检验以下 2 个假设:

假设 1: 本科教育阶段, 女生就读于工科专业并不存在显著的增值劣势; 假设 2: 本科教育阶段, 就读于工科专业的女生在投入-产出效率方面并不存在显著的劣势。

本研究目的在于深化教育生产函数理论模型在高等工程教育人才培养评估中的应用, 系统、深入探讨工科专业本科生学习投入与产出之间关系及其在不同性别学生中的异质性, 为新时代打破专业选择中的刻板印象, 吸引更多女生投身工科专业学习, 提升工科专业本科生人才培养质量, 促进我国从工程教育大国迈向工程教育强国提供理论支撑与政策建议。

二、数据与方法

1. 数据

本研究使用的数据是 2014 年教育部高教司委托北京大学开展的“全国高等理科本科教育改革”课题问卷调查数据。该微观调查采用三阶段随机抽样: 第一阶段以全国本科院校为初级抽样单位, 课题组根据 2011 年《高校毕业生就业白皮书》的数据, 确定调查院校的名单; 第二阶段以学科专业为二级抽样单位, 理科强度抽样并兼顾学科专业代表性和不同院校间学科专业可比性, 根据院校规模确定比例; 第三阶段为分年级平均抽样。

调查问卷的发布和收集均通过北京大学现代教育技术中心网络问卷调查平台, 最终面向全国 97 所高校, 回收有效问卷 100941 份 (本研究使用数据与陈晓宇、刘钊, 2015; ^[40]马莉萍等, 2016; ^[41]吴红斌等, 2018; ^[42]吴红斌等, 2020^[43]一致)。本研究将被调查样本学生就读专业进一步分为了六大类: 人文类、社科类、理科类、工科类、农林类、医学类, 重点关注工科类专业学生。分类标准中, 人文类包括哲学类、教育学类、文学类、历史学类、艺术学类专业; 社科类包括经济学类、法学类、管理学类专业。对于军事类专业学生, 由于其专业录取特殊性及其样本量较少 (仅 5 个观测值), 本研究不予考虑, 做剔除处理后, 样本量为 100936。

2. 研究方法与模型

本研究基于教育生产函数开展增值评价研究, 主要以本科阶段的学习投入 (学校层面、学生个体层面)、学生家庭社会经济背景、高中阶段学业基

础及兴趣、性别和其他人口统计学变量等作为自变量,以本科阶段个体能力发展、学业成绩、毕业生升学、就业初职薪酬等作为结果变量,开展定量研究。由于可能存在不同性别、不同学科专业学生教育产出层面的固有差异,计量回归模型运用了双重差分 (DID, Difference in differences) 的设计思路:

$$Y_i = \alpha + Y_B \gamma + X_i \beta + Z_i \pi + \theta_1 * Engineering + \theta_2 * Female + \theta_3 * Engineering * Female + \theta_4 * Engineering * X_i + \theta_5 * Female * X_i + \theta_6 * Engineering * Female * X_i + \delta + \varepsilon_i \quad (1)$$

Y_i 是表示教育产出的因变量,其中部分因变量为虚拟变量,因此在该模型系数估计过程中,将分别依据因变量类型的不同而分别采用 OLS 回归或 Logit 回归。 Y_B 是进入大学前的学业成绩,通过标准化高考成绩来衡量,控制 Y_B 后模型即为教育生产函数增值评价 (Value-added) 模型。 δ 表示就读院校的固定效应,进而控制各院校层面的投入和其他特质; X_i 表示学生个人的学习投入变量,本研究主要考察学生每周课堂学习时间投入和课外自学时间投入,系数 β 能够刻画学生个体学习时间投入对于教育产出的边际影响效果,本研究将其称之为教育投入-产出效率; z_i 表示家庭社会经济背景及高中学习兴趣等变量;**Female** 是表示是否为女生的虚拟变量;**Engineering** 是表示是否就读工科专业的虚拟变量。

模型(1)采用 DID 思路,通过引入变量的交互项,得以探究本研究关注的女生就读工科专业学习所具有的异质性问题。回归系数 θ_1 能捕捉本科学习增值 (截距) 在工科生与非工科生之间的差异, θ_2 能捕捉本科学习增值的固有性别差异, θ_3 能捕捉本科学习对工科专业增值的性别差异与本科学习对其他专业增值的性别差异的差异 (双重差分), 若 θ_3 不具备统计显著性, 则不拒绝假设 1; θ_4 能捕捉本科生学习投入-产出效率 (斜率) 在工科与非工科专业间的差异, 能捕捉学习投入-产出效率的性别差异; 能够捕捉工科生学习投入-产出效率的性别差异与其他专业学生学习投入-产出效率性别差异的差异 (双重差分), 若不具有统计显著性, 则不拒绝假设 2。

各回归系数代表的实际意义可参考表 1。

表 1 回归系数的实际意义

		工科	非工科
女生	增值 (截距)	$\alpha + \theta_1 + \theta_2 + \theta_3$	$\alpha + \theta_2$
	学习投入效率 (斜率)	$\beta + \theta_4 + \theta_5 + \theta_6$	$\beta + \theta_5$
男生	增值 (截距)	$\alpha + \theta_1$	α
	学习投入效率 (斜率)	$\beta + \theta_4$	β

基于教育生产函数模型, 开展学生发展及就业增值评价的性别差异问题研究中, 面临的最大挑战之一是专业选择偏误问题。本研究在 OLS 回归的基础上, 通过两种研究设计来试图解决选择偏误问题。

首先, 拟采用被录取至调剂专业就读的本科生子样本开展回归分析。我国高考录取制度中, 专业调剂是非常重要的部分, 同时也近似随机地将一部分大学适龄学生调剂至其非志愿填报专业就读, 在一定程度上解决了专业选择偏误问题。但同时也须注意到被调剂录取学生群体可能缺乏总体样本代表性的问题。

其次, 使用倾向值得分匹配法 (PSM, Propensity Score Matching) 解决专业选择偏误问题, 进一步将研究模型设定为 PSM-DID 模型。先采用 Logit 方法构建一阶段计量模型, 以性别虚拟变量作为因变量, 以影响学生个体专业选择的变量作为协变量, 计算倾向值得分, 对样本进一步配对筛选并通过数据平衡性检验后再进行回归分析。一阶段模型如下:

$$\text{logit}(Female) = \ln \left(\frac{\Pr(Female=1)}{\Pr(Female=0)} \right) = \alpha + Z_i \pi + \varepsilon_i \quad (2)$$

Female 是表示女性的虚拟变量。表示家庭社会经济背景、高中学习基础、学习兴趣、选择专业动机等变量, 是本研究结合理论及数据可得性所采用的协变量。需要注意的是, 由于各专业大类学生的性别结构及其他家庭社会经济背景、高中学习基础及兴趣、动机等存在显著差异, 将分专业大类分别进行一阶段 PSM 估计, 即在不同专业大类中, 分别匹配本科女生、男生样本。

通过倾向值得分匹配, 能够为各专业大类的女生匹配具有可比性的对应专业男生, 从而缓解选择偏误问题对研究结论造成的偏差。完成一阶段模型匹配后, 采用配对后的样本, 基于模型(1)进行回归分析。

3. 变量与描述统计

研究采用的因变量包括学生能力发展水平、学业成绩、学术奖励情况、毕业升学情况、就业薪资等。

学生能力发展水平的测量依赖于问卷中的学生发展增值量表。量表设计参考了国内外相关成熟量表, 并在中国本土化实践中加以丰富和完善。该五点量表询问了学生自入学以来在 20 个方面的变化情况, 信效度均通过检验。每题提供“明显下降”、“略有下降”、“没有变化”、“略有提高”、“明显提高”等五个选项供学生选择, 在数据处理过程中, 将五个选项分别赋值为-2、-1、0、1、2, 然后把 20 道题目的得分加总, 从而获得一个学生能力增值的总体评价, 称为综合能力(与马莉萍、管清天, 2016; [44]吴红斌等, 2020^[45]研究中的处理方式一致)。同时, 将原有量表通过因子分析的方式降维, 从 20 个题目中析出 4 个因子, 衡量不同方面的能力发展, 四个因子根据因子载荷而被分别命名为创新能力、专业认知能力、非认知能力、通用认知能力。学业成绩通过被调查学生上一学期专业成绩排名的百分比(专业排名/专业人数)予以衡量, 分布于区间(0-1], 数值越小成绩越好。获得奖励情况通过学生入学以来是否在校长基金、创新大赛等学术活动中获奖的虚拟变量予以衡量。毕业生升学情况通过毕业生已确定升学(国内读研或国外留学)与否的虚拟变量予以衡量。就业薪资则源自于被调查学生自我汇报的初始月薪水平。升学及就业数据仅涉及毕业年级学生填写, 因此分析样本量会大大降低。

自变量包括学生大学期间学习投入、家庭社会经济背景变量、高中阶段学业基础及兴趣、人口统计学变量及院校层面的变量。

学习投入通过对学生课业学习时间(平均每周参与课堂学习的小时数)和课后自学时间(课后自习、参与竞赛及课题研究等的小时数)予以衡量。

家庭社会经济背景包括父母职业对应社会阶层、受教育程度, 家庭人均年收入, 家庭所在地类型等。通过父母从事职业, 参考李春玲的研究, [46]将学生家庭社会阶层分为三个层级: 高层、中层、基层。高层是指父母中至

少有一方职业为行政管理人员 (处级或县乡科级以上干部)、企业高层管理人员、专业技术人员或私营企业主; 基层是指父母亲双方职业均为农 (林、牧、渔) 民、工人、进城务工人员或无业人员; 其余则为中层, 指父母亲双方职业均为技术辅助人员、一般管理及办事人员、商业服务业人员或个体户。由于父母亲为军人的样本量较少且军人职业具备特殊性, 本研究实证分析过程中略去了父母亲为军人的子样本。其次, 根据父母亲受教育程度, 生成了其受教育年限的连续变量, 并将父亲的受教育年限作为自变量。根据调查问卷中供学生选择的 2013 年家庭人均年收入取值区间 (3000 元及以下、3001-5000 元、5001-10000 元、10001-20000 元、20001-50000 元、50001-100000 元、100001 元以上), 分别近似估算学生家庭人均年收入为 2000 元、4000 元、7500 元、15000 元、35000 元、75000 元和 150000 元。除此之外, 家庭所在地的城乡属性亦作为虚拟变量予以控制。

高中阶段学业基础及兴趣通过高考分数、文理分科、就读高中类型 (是否为重点高中)、数理化学习兴趣、高考录取方式 (是否为常规录取, 区别于自主招生、保送等录取方式)、专业选择动机等予以衡量。其中, 为了确保高考分数跨省、跨年份、跨文理科可比, 课题组对高考分数做了统一标准化处理 (具体做法可参考陈晓宇、刘钊, 2015^[47]), 分数取值区间为 [0,100]; 数理化兴趣是根据问卷调查生成的虚拟变量 (=1, 表示学生高中阶段数理化兴趣比较强烈或非常强烈); 学生专业选择动机的测量源自于问卷中的学生专业选择考虑因素量表。问卷要求学生根据自身情况对“高中阶段该专业相关学科成绩较好”、“对相关专业的就业前景较好”、“亲友 (老师) 强烈鼓励 (要求) 我选择这个专业”、“相关专业未来薪酬较高”等 6 个描述分别打分, 分数取值为 1-4, 依次表示“不同意”、“不太同意”、“比较同意”、“同意”。本研究同样通过因子分析, 获取了降维后的学生专业选择动机变量, 分别为专业选择内在动机和外部动机。

人口统计学变量方面, 主要是学生的性别、年级 (近似控制年龄); 院校层次的不同主要通过控制就读院校虚拟变量予以控制 (院校固定效应)。

本研究所使用的主要自变量和因变量描述统计参看表 2。

表 2 样本描述统计

	全样本		女生		工科生		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
连续变量	均值	样本量	均值	样本量	均值	样本量	
综合能力	20	90339	20	52397	20	21135	
创新能力	0	90339	0.02	52397	-0.04	21135	
专业认知能力	0	90339	0.02	52397	0.08	21135	
非认知能力	0	90339	0.02	52397	-0.04	21135	
通用认知能力	0	90339	-0.04	52397	-0.01	21135	
专业成绩排名百分比 (%)	0.29	83777	0.26	48667	0.29	19867	
初职月薪 (元)	3719	4793	3393	2487	4220	1137	
父亲受教育年限	9.4	101000	9.4	58604	9.5	23830	
家庭人均年收入 (万元)	1.1	88382	1.0	50816	1.1	21630	
每周上课时间 (小时)	28.2	98930	28.0	57477	29.3	23406	
每周自学时间 (小时)	17.0	99948	16.0	58087	17.9	23577	
高考标准化成绩	84.8	96354	84.4	56417	85.6	22805	
专业选择内在动机	0	100000	-0.02	58371	-0.10	23733	
专业选择外部动机	0	100000	-0.01	58371	0.24	23733	
分类变量	样本量	频率(%)	样本量	频率(%)	样本量	频率(%)	
是否在学术活动中获奖	否	92537	91.7	54330	92.7	21406	89.8
	是	8399	8.3	4277	7.3	2424	10.2
毕业后是否继续升学	否	8773	67.6	5006	68.3	1688	61.9
	是	4197	32.4	2323	31.7	1040	38.1
父母社会阶层	高层	18782	18.6	10420	17.8	4421	18.6
	中层	30404	30.1	18322	31.3	6959	29.2
	基层	51750	51.3	29865	51.0	12450	52.3
家庭居住地	乡	56054	55.5	32709	55.8	13426	56.3
	城	44870	44.5	25897	44.2	10404	43.7
高中文理分科	文	24932	24.9	18898	32.5	187	0.8
	理	75197	75.1	39255	67.5	23416	99.2
就读高中类型	非重点	44260	44.3	26807	46.2	9641	41.0
	重点	55645	55.7	31232	53.8	13885	59.0
高中数理化学习兴趣	不强烈	47627	47.2	31545	53.9	8361	35.1
	强烈	53225	52.8	27012	46.1	15455	64.9
大学录取方式	特殊	5907	5.9	3223	5.5	1127	4.7
	普通	95029	94.2	55384	94.5	22703	95.3
性别	男	42321	41.9	-	-	15369	64.5
	女	58607	58.1	-	-	8461	35.5
入学年份	2009	273	0.3	136	0.2	42	0.2
	2010	15230	15.1	8616	14.7	3316	13.9
	2011	24145	23.9	13885	23.7	5587	23.5
	2012	27466	27.2	16163	27.6	6664	28.0
	2013	33789	33.5	19791	33.8	8217	34.5
就读专业类型	人文类	18383	19	14362	24.8	-	-
	社科类	16553	17	11159	19.3	-	-
	理科类	36152	37	21471	37.0	-	-
	工科类	23830	24	8461	14.6	-	-
	农林类	1669	2	878	1.5	-	-
	医学类	2444	2	1650	2.9	-	-

结合描述统计结果可见，总体本科生调查样本中，女生占比超过 58%，但工科专业女生比例仅为 35.5%，进一步佐证了专业选择性别隔离的存在。同时，描述统计还发现，男、女生在教育投入、产出上可能存在着固有的差

异；工科生和非工科生之间亦可能存在固有差别。尽管据此无法得出女生是否适合学习工科的结论，但进一步佐证了采用 DID 思路进行实证研究的必要性。

三、实证分析与结论

1. 全样本回归结果

研究首先使用全样本，基于增值评价模型(1)采用 OLS 或 Logit 回归分析，结果如表 3 所示。每一列代表不同因变量的回归结果，回归中均控制了家庭社会经济背景变量、高中学业基础及兴趣、专业选择动机、院校及年级固定效应。对于自变量取值缺失的情况，统一赋值为 0，并在回归中添加标识原始数据是否缺失的虚拟变量作为控制变量。限于篇幅仅汇报与研究问题密切相关的变量回归系数。

表 3 全样本回归结果

分析方法	(1)	(2)	(3)	(4) OLS			(5)	(6)	(7) Logit	
	综合能力 提升	创新能力	专业认知 能力	非认知能 力	通用认知 能力	专业成绩 排名百分 比 (%)	初职月薪 (元)	曾在学术 活动中获 奖	毕业后继 续升学	
女性	0.598** (0.289)	-0.004 (0.023)	0.139*** (0.022)	-0.001 (0.019)	-0.058*** (0.022)	-0.102*** (0.006)	-0.111*** (0.028)	-0.135** (0.060)	0.250* (0.135)	
工科	0.537 (0.400)	-0.006 (0.031)	0.152*** (0.027)	0.003 (0.032)	-0.089*** (0.027)	-0.024** (0.009)	-0.022 (0.043)	0.272*** (0.102)	-0.174 (0.157)	
女性*工科	-0.242 (0.405)	0.000 (0.044)	-0.053 (0.040)	-0.008 (0.044)	0.029 (0.043)	0.000 (0.013)	0.068 (0.070)	0.065 (0.142)	0.313 (0.251)	
每周上课时间 (小时)	-0.004 (0.007)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.005 (0.003)	
女性	-0.003 (0.008)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000* (0.000)	0.002** (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.004)	
*工科	-0.025** (0.010)	-0.001 (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.007 (0.005)	
*女性*工科	0.026* (0.014)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.002)	-0.007 (0.004)	-0.005 (0.008)	
每周自学时间 (小时)	0.036*** (0.006)	0.001* (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.006*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	0.002* (0.001)	0.020*** (0.001)	0.009*** (0.002)	
女性	0.006 (0.007)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)	-0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	-0.002 (0.001)	0.004*** (0.001)	-0.000 (0.003)	
工科	0.004 (0.008)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.003 (0.003)	0.003 (0.005)	
*女性*工科	0.001 (0.012)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001* (0.000)	0.002 (0.002)	-0.000 (0.004)	-0.001 (0.007)	
样本量	90,315	90,315	90,315	90,315	90,315	83,761	4,787	100,882	12,937	
R 方/伪 R 方	0.306	0.109	0.159	0.067	0.125	0.133	0.232	0.118	0.184	

注：1. 家庭社会经济背景变量、高中学业基础及兴趣、专业选择动机、院校及年级固定效应均被控制；
2. 括号内为稳健标准误（聚类于院校）。回归系数后的*表示显著性水平：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1；
3. 下同。

由于可能存在的选择偏误问题, 全样本的回归分析结果主要揭示了变量之间的相关性。总的来看, 以每周上课时间和课后自学时间衡量的学习投入与教育产出相关。相较之下, 课后自学时间与综合能力发展、认知能力提升、学习成绩、获奖、升学、初职薪酬等之间具有正相关性, 且统计显著, 表明自主性学习投入对于教育产出个体差异之间的影响可能更大。性别差异方面, 本科生在能力发展、学业成就、初职薪酬等方面可能存在本科教育增值的性别差异和学习投入-产出效率方面的性别差异。以综合能力提升作为因变量的回归结果显示, 女性与工科虚拟变量的交互项回归系数显著为正, 表明女生就读工科类专业学习在综合能力提升方面的增值显著高于男生; 以专业成绩排名百分比为因变量的回归结果则显示女性、工科虚拟变量及每周自学时间投入的交互项回归系数显著为正, 表明女生就读工科类专业课后自学投入之于专业成绩的产出效率方面略显著低于男生。除此外, 其余方面并没有证据显示女生就读于工科专业, 相比于男生具备显著的增值和投入-产出效率差异。

2. 调剂专业学生样本回归结果

为了缓解可能存在的专业选择偏误问题, 首先使用被录取至调剂专业就读的本科生子样本进行回归分析, 同样基于模型(1), 根据因变量的不同类型, 分别采用 OLS 或 Logit 回归, 结果参考表 4。

表 4 调剂专业学生样本回归结果

分析方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS					Logit			
变量	综合能力提升	创新能力	专业认知能力	非认知能力	通用认知能力	专业成绩排名百分比 (%)	初职月薪 (元)	曾在学术活动中获奖	毕业后继续升学
女性	-0.489 (0.617)	-0.047 (0.044)	0.111** (0.046)	-0.048 (0.046)	-0.115*** (0.041)	-0.105*** (0.013)	-0.016 (0.069)	-0.088 (0.150)	0.153 (0.271)
工科	-0.878 (1.144)	-0.037 (0.074)	0.074 (0.074)	-0.077 (0.079)	-0.114* (0.062)	-0.006 (0.019)	-0.051 (0.106)	0.238 (0.200)	-0.046 (0.384)
女性*工科	0.450 (1.291)	0.011 (0.099)	0.014 (0.112)	0.017 (0.094)	0.030 (0.101)	-0.010 (0.026)	0.054 (0.175)	0.425 (0.388)	0.623 (0.612)
每周上课时间 (小时)	-0.034** (0.017)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.005)
*女性	0.037** (0.018)	0.003** (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.002 (0.001)	0.000 (0.000)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.005)	0.009 (0.007)
*工科	-0.017 (0.032)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	0.003 (0.002)	-0.002 (0.006)	-0.007 (0.013)
*女性*工科	0.015 (0.040)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.004)	-0.008 (0.011)	-0.028 (0.020)
每周自学时间 (小时)	0.030** (0.013)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.004*** (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.005** (0.002)	0.022*** (0.003)	0.012*** (0.004)
*女性	0.016 (0.015)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.007** (0.003)	0.003 (0.004)	-0.006 (0.008)
*工科	0.038 (0.031)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.003)	0.004 (0.005)	0.005 (0.012)
*女性*工科	-0.008 (0.039)	0.000 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.003)	0.001** (0.001)	-0.001 (0.004)	-0.018** (0.008)	-0.008 (0.017)
样本量	13,626	13,626	13,626	13,626	13,626	12,716	677	15,157	1,918
R 方/伪 R 方	0.306	0.105	0.174	0.064	0.125	0.150	0.300	0.126	0.169

对比表 4 和表 3 的回归结果, 各回归估计的 R 方或伪 R 方相差不大, 表明了模型总体解释力方面没有发生较大变化。关注女性与工科专业的交互项及其与学习投入变量的交互项回归系数, 有如下结论: 以专业成绩或学术获奖情况为产出, 工科女生课后自学时间投入的效率显著较弱, 但是劣势效果较小。除此之外, 工科女生本科教育增值及其课堂学习、课后自学时间投入-产出效率与男生相比没有显著优势或劣势。总的来看, 调剂专业学生样本具有一定特殊性, 如其中大多就读于所在高校的相对弱势专业, 因此该分析样本尽管在一定程度上缓解了专业选择偏误, 亦有可能存在分析结论推广性不足、外部效度不高的问题。

3. PSM 匹配样本回归结果

为进一步缓解选择偏误问题对实证分析结论的影响, 研究采用 PSM-DID 模型设计进行进一步分析和检验。通过 PSM 一阶段模型, 分专业大类分别进

行样本匹配的过程中,采用 K 临近匹配方式下的 1:4 匹配,其中在人文类、社科类、理科类、工科类、农林类专业本科生子样本分别进行 PSM 样本匹配后,匹配样本均通过了样本数据平衡性检验,匹配样本各专业大类内部男生和女生在家庭社会经济背景、高中阶段学习基础及兴趣、专业选择动机等变量上不存在系统性差异。而医学类专业本科生子样本经 PSM 匹配后未通过数据平衡性检验,因此在本部分的实证分析中,将删除医学类专业本科生子样本。

匹配后的样本,重新使用模型(1),根据因变量数据类型的不同分别采用 OLS 估计和 Logit 估计,由于 PSM 匹配时采用了放回式 1 比 4 匹配,进行模型(1)回归时根据 PSM 匹配后的样本观测值权重变量,采取抽样加权 (sampling weights) 回归分析。回归结果如表 5 所示。

表 5 PSM 匹配样本回归结果

分析方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS					Logit			
变量	综合能力提升	创新能力	专业认知能力	非认知能力	通用认知能力	专业成绩排名百分比 (%)	初职月薪 (元)	曾在学术活动中获奖	毕业后继续升学
女性	0.352 (0.331)	-0.013 (0.024)	0.161*** (0.027)	-0.074*** (0.025)	-0.031 (0.024)	-0.114*** (0.007)	-0.141*** (0.043)	-0.122* (0.065)	0.188 (0.165)
工科	0.515 (0.480)	-0.033 (0.037)	0.170*** (0.036)	-0.021 (0.040)	-0.049 (0.031)	-0.027** (0.012)	-0.123** (0.059)	0.320** (0.144)	-0.207 (0.197)
女性*工科	-0.649 (0.518)	0.027 (0.054)	-0.114** (0.049)	0.014 (0.056)	-0.033 (0.049)	0.013 (0.014)	0.121 (0.092)	-0.045 (0.180)	0.385 (0.289)
每周上课时间 (小时)	-0.011 (0.007)	-0.001** (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001** (0.001)	0.002*** (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.006* (0.004)
*女性	0.009 (0.009)	0.001** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001** (0.000)	0.002* (0.001)	0.001 (0.002)	0.000 (0.004)
工科	-0.023 (0.013)	0.000 (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.006)
*女性*工科	0.030 (0.019)	0.001 (0.002)	0.003** (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.002 (0.003)	-0.007 (0.005)	-0.009 (0.009)
每周自学时间 (小时)	0.031*** (0.007)	0.001* (0.000)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.005*** (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.020*** (0.002)	0.009*** (0.003)
*女性	0.007 (0.009)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.004)
*工科	0.003 (0.011)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.003)	0.003 (0.006)
*女性*工科	-0.001 (0.016)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.003)	0.005 (0.005)	-0.000 (0.009)
样本量	73,880	73,880	73,880	73,880	73,880	69,003	3,898	81,578	10,573
R 方/伪 R 方	0.312	0.110	0.178	0.074	0.131	0.147	0.243	0.113	0.197

经 PSM 方法匹配后的样本, 各变量回归系数较全样本回归结果发生了变化。从学习时间投入来看, 每周上课时间越多, 学生创新能力、非认知能力及毕业升学率显著更低, 其原因是数据样本由不同年级本科生构成, 年级越高, 上课时间越低, 而能力提升的积累效应更强; 此外, 每周上课时间越多, 通用认知能力显著越高。学生课后自学时间投入越多, 综合能力、创新能力、通用认知能力、专业成绩排名显著越高, 且在学术活动中获奖、毕业后升学的概率也显著更高。匹配后的样本更加明确地刻画出学生教育投入-产出之间的关系, 凸显出学生课后自学时间投入对于教育产出个体差异的显著影响, 也进一步表明选择偏误可能对于实证结果的重要影响。

本科学习的增值效果具有显著的性别差异, 在控制其他变量不变的情况下, 女生相比男生而言, 专业认知能力、专业成绩排名方面的增值显著更高; 而在非认知能力、毕业初职薪酬、学术活动获奖方面的增值显著更低。性别差异同样体现在学习时间投入-产出的效率层面, 以创新能力和初职薪酬为衡量标准, 女生参与课堂学习的效率显著更高, 而以专业成绩排名为衡量标准, 女生参与课堂学习的效率显著更低; 以非认知能力为衡量标准, 女生课后自学时间的效率显著更高。该性别差异衡量的是平均意义上本科阶段男女个体发展和学习投入效率的差异, 存在于各专业大类 (除医学类) 中, 并非单纯体现于工科专业学生群体内部。性别差异的显著存在, 进一步证明了本研究采用 DID 研究设计的必要性。

性别与工科的交互项, 及其与每周上课时间、每周课后自学时间的交互项的回归系数, 反映出了女生就读工科专业所特有的相对优势或劣势, 是检验本研究假设的关键。回归结果表明, 在专业认知能力方面, 就读工科专业的女生增值水平显著更低, 但与此同时, 工科专业女生课堂时间投入-产出的效率也显著更高, 意味着每周上课时间越多, 工科专业女生专业认知能力增值上的劣势将逐渐得到弥补。除此之外, 工科专业女生在各项能力提升、专业成绩排名、学术活动获奖、毕业薪酬、毕业升学等衡量的教育产出方面, 无论从增值的角度还是学习投入-产出的角度, 均不具备显著的优势或劣势。通过 PSM 匹配样本回归结果来看, 本研究并未发现可靠证据证明女生在本科阶段学习工科类专业存在显著的劣势, 不能拒绝假设 1 和假设 2。

四、讨论与建议

本研究从工科专业性别隔离问题出发,致力于回答“女生是否在工科专业学习中处于劣势”这一问题。基于 DID 模型设计,本研究使用专业调剂录取学生样本和 PSM 匹配样本来解决可能存在的专业选择偏误问题,基于此分析了就读工科专业的女生在本科教育增值和学习投入-产出效率方面可能存在的劣势。借助北京大学“全国高等理科本科教育改革”课题问卷调查数据,本研究以学生综合能力、创新能力、专业认知能力、非认知能力、通用认知能力、专业成绩排名、学术活动获奖情况、毕业初职薪酬、毕业升学情况作为教育产出的度量,并以每周上课时间和每周课后自学时间作为个体学习投入的度量,开展实证研究。通过描述统计和回归分析发现:

第一,总样本回归结果与调剂专业学生样本回归、PSM 匹配样本回归结果之间具备差异,表明教育增值评价研究中选择偏误问题会对参数估计造成偏差,直接使用描述统计、OLS 回归或 Logit 回归所得研究结果仅从表面上揭示了教育投入与产出变量之间的相关性。在探究工科专业男、女生在教育增值、学习投入-产出效率等方面的差异的过程中,必须消除或控制性别、家庭社会经济背景等因素对于大学专业选择所产生的影响。

第二,高等本科教育为学生个体发展带来的增值及学生学习投入-产出效率方面存在着显著的性别差异。在其他条件不变的前提下,接受本科一定阶段的学习后,女生在专业认知能力、专业成绩提升方面表现更好;但在非认知能力、毕业初职薪酬获得、学术活动获奖方面表现更差,此研究结论与郭从斌等的发现相一致。^[48]本科生参与课堂学习和课后自学的效率同样存在性别差异,女生参与同等时长的课堂学习,其创新能力发展、初职薪酬提升更多,同时其专业成绩提升相对更少;女生进行同等时长的课后自学,其非认知能力提升更多。本研究对性别差异的识别,一方面加深了对高等教育人才培养过程中不同性别学生的发展特点的认识;另一方面表明将性别差异从女生就读工科专业所具备的优势或劣势中剥离出来的必要性,证明了通过 DID 研究设计分析本研究问题的合理性。

第三,就读于工科专业的女生,在个体发展方面具有一些显著特点,但相较于就读工科专业的男生并没有显著的劣势,女生并非不适合学习工科专

业。借助 PSM-DID 模型,通过对本科生样本进行倾向值得分匹配后的回归分析结果表明,就读于工科专业的女生在专业认知能力发展方面往往具备显著的劣势;但与此同时,女工科生参与课堂学习获得专业认知能力提升的效率更高。从这个角度来说,课堂学习时间的提高,有助于缓解女生在专业认知能力提升上的相对劣势。单从统计数字来看,每周上课时间若超过约 38 小时($\approx 0.114/0.003$),工科专业女生专业认知能力提升方面的劣势能够被完全弥补。现有研究结论基础上,没有证据拒绝假设 1 和假设 2,也即女生并非不适合学习工科专业。

在我国的发展实践中,由于传统性别文化等因素的影响,工科专业性别隔离现象持续存在,由此造成的工程科技人才性别鸿沟在一定程度上制约了产业人才的供给和发展。为扭转女生不适合学习工科专业的刻板印象,促进女性在满足自我发展意愿前提下积极投身工程科技领域的学习和工作,在本研究结论基础上,提出以下政策建议:

首先,在基础教育阶段,尤其是高考志愿填报等环节,应当加强工科教育和相关科研成果的宣讲和引导,加强新工科建设及工程科技前沿的宣传和推广,邀请女性工程师或女性工科专业前辈、大学生走进校园开展讲座或相关交流活动,通过消除信息不对称,帮助基础教育阶段的学生进一步加强对于高等工程教育学习和就业的了解和认识,建立女生对于工科专业学习的信心,打破女生不适合学习工科的刻板印象,鼓励有兴趣的女生投身工科学习。

其次,在高等教育阶段,高校和教师应当努力开展教学方式方法上的调整 and 改革,注重工科专业女生的学习和发展特点,适当提升课堂教学时间或提升课堂教学效率,注重女生对专业知识的理解和掌握情况,对女生采取更符合其认知规律的教学方式。尤其对于调剂录取的工科女生,需注重对其通用认知能力的培养,例如加强对其外语听说读写能力、数理统计分析能力和理论文章写作能力等的培养。

再次,从劳动力市场的角度来说,应重视对工科生和女生的职业发展指导和就业方面的帮助、关怀。从本科毕业生初职薪酬的角度来说,工科生相较于非工科生、女生相较于男生,都处于相对劣势的地位。大学毕业生就业始终是高等教育人才培养过程中的重要问题,本研究的结论在一定程度上揭

示了学科之间、性别之间的本科初职就业不平等,一方面需要从国家层面宏观统筹各学科专业招生、培养规模与劳动力市场专业人才需求之间的对接、匹配,另一方面也需要通过高校,尤其是就业指导部门,加强引导和帮助工科生、女生群体积极了解社会、了解相关行业发展,助力其职业能力提升,并提供必要的制度保障,以帮助他们实现更好的就业。

最后,从科学研究的角度来说,应继续加强对我们国家高等工程教育中性别隔离问题的研究和讨论。一方面应在调查数据分析的基础上,尽可能借助教育部门、高校的教育行政管理数据和教育教学过程中积累的大数据,通过科学、前沿的研究方法深化对高中毕业生专业选择问题,大学生学习、发展和就业问题的研究,着重探讨工科专业性别隔离的成因,从根本上厘清制约女性进入工科领域学习、工作的障碍,并提出相应可行的应对之策;另一方面则可通过随机控制实验(RCT, Randomized controlled trail)等方法的使用,参考已有相关研究成果(如Ding等,2021^[49]的研究),实证检验信息干预等举措对于缓解工科专业性别隔离现象的成效,梳理和设计出引导女性学生在充分尊重个人意愿基础上投身于工科学习、工作的机制。

由于数据可得性等问题,本研究存在一定局限性,表现在使用截面数据而非面板数据进行分析,无法对学生个体的发展状况进行多期性探究;对个体发展的教育产出测量主要源自于问卷调查中学生个体自我评价,缺乏客观的教育产出变量;没有就更加具体的学生培养机制、模式等对于教育产出的影响效果进行检验。在后续相关研究中,将借助更加完善的数据资料和相应研究设计,进一步对该问题展开深入研究。

参考文献

- [1] 顾秉林. 中国高等工程教育的改革与发展[J]. 高等工程教育研究, 2004(05):5-8.
- [2] 陈聪诚. 新中国高等工程教育改革发展历程与未来展望[J]. 中国高教研究, 2019(12):42-48+64.
- [3] Xie, Y., Fang, M., & Shauman, K. Stem education. Annual Review of Sociology, 41(1), 331. 2015.
- [4] Ganley, C. M., George, C. E., Cimpian, J. R., & Makowski, M. B. Gender equity in college majors: Looking beyond the STEM/non-STEM dichotomy for answers regarding female participation. American Educational Research Journal, 55(3), 453-487. 2018.

- [5] Kugler, A. D., Tinsley, C. H., and Ukhaneva, O. Choice of majors: Are women really different from men? (No. w23735). National Bureau of Economic Research. 2017.
- [6] Soler, S., Alvarado, L., & Nisperuza, G. Women in stem: does college boost their performance? *Higher Education*, 79(1), 1-18. 2020.
- [7] United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization. UNESCO Science Report: Towards 2030. 2015.
- [8] 马万华. 中国女性高等教育发展的历史、现状与问题[J]. *教育发展研究*, 2005(5):1-5.
- [9] 文东茅. 我国高等教育机会、学业及就业的性别比较[J]. *清华大学教育研究*, 2005, 26(5):16-21.
- [10] [48] 郭丛斌, 曾满超, 丁小浩. 中国高校理工类学生教育及就业状况的性别差异[J]. *高等教育研究*, 2007(11):89-101.
- [11] 甘开鹏. 平等与隔离:关于女性高等教育的现状分析[J]. *现代教育管理*, 2006(9):19-22.
- [12] [28] [41] 马莉萍, 由由, 熊煜, 等. 大学生专业选择的性别差异——基于全国85所高校的调查研究[J]. *高等教育研究*, 2016(5):36-42.
- [13] 贺光烨. 专业选择与初职获得的性别差异:基于“首都大学生成长追踪调查”的发现[J]. *社会*, 2018, 38(2):213-240.
- [14] [27] 靳敏, 胡寿平. 工科专业本科生学习性投入的性别差异分析[J]. *复旦教育论坛*, 2018, 16(05):63-71.
- [15] Crisp, G., Nora, A., & Taggart, A. Student characteristics, pre-college, college, and environmental factors as predictors of majoring in and earning a STEM degree: An analysis of students attending a Hispanic Serving Institution. *American Educational Research Journal*, 46(4), 924. 2009.
- [16] Melguizo, T., & Wolniak, G. C. The earnings benefits of majoring in STEM fields among high achieving minority students. *Research in Higher Education*, 53(4), 383-405. 2012.
- [17] Soldner, M., Rowan-Kenyon, H., Inkelas, K. K., Garvey, J., & Robbins, C. Supporting students' intentions to persist in STEM disciplines: The role of living-learning programs among other social-cognitive factors. *Journal of Higher Education*, 83(3), 311-336. 2012.
- [18] Kesar, S. Closing the STEM Gap: Why STEM Classes and Career Still Lack Girls and What We Can Do About it. Microsoft. 2017.
- [19] Bobbitt-Zeher, D. The gender income gap and the role of education. *Sociology of Education*, 80(1), 1-22. 2007.
- [20] Mann, A., & DiPrete, T. A. Trends in gender segregation in the choice of science and engineering majors. *Social Science Research*, 42(6), 1519-1541. 2013.
- [21] Zafar, B. College major choice and the gender gap. *Journal of Human Resources*, 48(3), 545-595. 2013.
- [22] Gemici, A., & Wiswall, M. Evolution of gender differences in post-secondary human capital investments: College majors. *International Economic Review*, 55(1), 23-56. 2014.
- [23] Speer, J. D. The gender gap in college major: Revisiting the role of pre-college factors. *Labour Economics*, 44, 69-88. 2017.

- [24] Kanny, M. A., Sax, L. J., & Riggers-Piehl, T. A. Investigating forty years of STEM research: How explanations for the gender gap have evolved over time. *Journal of Women and Minorities in Science and Engineering*, 20(2), 127-148. 2014.
- [25] McNally, S. Gender differences in tertiary education: what explains STEM participation. IZA Policy Paper No. 165. 2020.
- [26] 张莉莉, 甄红慧. 理工科女大学生专业学习的困境及分析[J]. *清华大学教育研究*, 2011(05):73-78.
- [29] 杨立军. 家庭社会经济地位对大学专业选择的影响[J]. *教育评论*, 2014(8):42-44.
- [30] 卿石松, 郑加梅. 专业选择还是性别歧视?——男女大学生起薪差距成因解析[J]. *经济学:季刊*, 2013, 12(2):1007-1026.
- [31] 黄维, 刘偲偲, 廖小微. 谁读工科——大学新生选择工科就读的影响因素[J]. *高等工程教育研究*, 2017(6):151-156, 182.
- [32] Song, C., & Glick, J. E. College attendance and choice of college majors among Asian-American students*. *Social Science Quarterly*, 85(5), 1401-1421. 2004.
- [33] Durdyev, S., & Ihtiyar, A. Structural equation model of factors influencing students to major in architecture, engineering, and construction. *Journal of professional issues in engineering education and practice*, 145(2), 05018019.1-05018019.8. 2019.
- [34] Dale, S., & Krueger, A. B. Estimating the return to college selectivity over the career using administrative earnings data. *Journal of Human Resources*, 49(3), 323-358. 2014.
- [35] Chetty, R., Friedman, J., Saez, E., Turner, N., & Yagan, D. Mobility report cards: The role of colleges in intergenerational mobility. NBER Working Paper, (w23618). 2017.
- [36] 杨晋, 叶晓阳, 伍银多, 丁延庆. 高校扩招过程中毕业生初职及薪酬影响因素研究[J]. *国家教育行政学院学报*, 2019, 257(05):70-78.
- [37] Ding, Y., Wu, Y., Yang, J. & Ye X. Y. The elite exclusion: stratified access and production during the Chinese higher education expansion. *Higher Education*. 2021.
- [38] Altonji, J. G., Peter A., and Arnaud M. The analysis of field choice in college and graduate school: Determinants and wage effects. In *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 5, pp. 305 - 396, ed. E. Hanushek, S. Machin, and L. Woessmann. London, UK: Elsevier. 2016.
- [39] Kirkebøen, L. J., Edwin L., and Magne M. Field of study, earnings and self-selection. *Quarterly Journal of Economics* 131(3), 1057-1111. 2016.
- [40] [47] 陈晓宇, 刘钊. 高等理科生源状况统计分析[J]. *高等理科教育*, 2015(5):20-33.
- [42] 吴红斌, 郭建如, 程化琴等. 什么样的学生选择医科——基于全国学生调查数据的分析[J]. *复旦教育论坛*, 2018, 16(06):107-114.
- [43] [45] 吴红斌, 郭建如, 王维民. 增值视角下的医科学生发展——基于全国学生调查数据的学科间比较分析[J]. *复旦教育论坛*, 2020, 18(2):106-112.
- [44] 马莉萍, 管清天. 院校层次与学生能力增值评价——基于全国85所高校学生调查的实证研究[J]. *教育发展研究*, 2016(1):56-61.

- [46] 李春玲. 当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量[J]. 社会学研究, 2005(02):74-102.
- [49] Ding, Y., Li, W., Li, X., Wu, Y., Yang, J., & Ye, X. Heterogeneous major preferences for extrinsic incentives: the effects of wage information on the gender gap in stem major choice. *Research in Higher Education*, 62, 1113 - 1145. 2021.