



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

## 信息干预对高考志愿专业选择的影响

丁延庆 杜立珍 李伟 伍银多 杨晋 叶晓阳

**摘要：**人力资本理论认为未来预期收益会影响教育选择。本文基于宁夏高考行政数据和大规模调查数据，全面考察中国弱势家庭背景学生的高考专业选择意愿、行为及结果。在其他条件不变的情况下，农村学生更可能填报和被录取到预期经济回报较低的专业。以“提供各专业大类对应本科毕业生起薪”为主要内容的信息干预，改变了弱势家庭背景学生的专业选择意愿和行为；并在平均意义上提高了考生被录取到经济回报较高专业的概率。本文表明，信息干预通过缩小信息鸿沟，在一定程度上促进了教育公平。

**关键词：**高考志愿填报；专业选择；信息干预

### 一、前言

我国于每年六月份举行的高考是世界范围内最为庞大而知名的教育选拔考试，其与紧随其后或长达数月的院校和专业录取工程的背后，是一个个家庭和个体面对关乎其未来的数种可能所做出的教育选择——高考志愿填报。

家庭社会经济背景对教育选择影响广泛。来自弱势家庭背景的学生在教育准备及学业水平、教育支付能力、教育选择等方面，相对于其他学生均处于劣势地位(Cabrera 和 La Nasa, 2000; Hossler 等, 1998; Patricia, 1997; Tierney, 1980; Tierney 和 Auerbach, 2005; 鲍威, 2013)。在面临重大教育选择（如高考志愿填报）时，学生需要精细地比较每一项潜在选择的成本和收益；而收益往往是基于预期的，具有很大的不确定性(Charle 和 David, 1983; 廖娟等, 2013; 杨朴、翁秋怡, 2014)。在缺乏相关信息及策略的情况下，对成本和预期收益的计算并不准确，因而选择往往不是最优。优势阶层的学生倾向于选择经济回报高的专业，而弱势阶层的学生首先考虑的是录取、学费、资助等信息(Hastings 等, 2015; Hoffman 等, 2011)；

即便考虑到预期收益, 也往往存在低估(Jensen, 2010; Hastings 等, 2015)。

近年来, 基于轻推理论(Nudge Theory)的信息干预逐渐成为世界范围内被广泛推行的改进学生教育选择的有效政策手段。Loewenstein 等(2013)认为, 倘若将劳动力市场中的信息返回到学校中帮助学生做出教育选择, 信息披露会是一项有效的政策措施, 它的效果也会更持续。但既有研究并没有就此发现一致结论(Hastings 等, 2015; Kerr 等, 2015)。

基于宁夏高考行政管理数据, 辅之以大规模问卷调查数据, 本文将进一步全面考察中国高考中弱势家庭背景学生的专业选择意愿、行为及结果。为了探求帮助弱势群体学生做出更好高考志愿专业选择的政策手段, 在问卷调查的同时采用了信息干预的实验设计, 考察提供专业的经济回报信息是否能够改变学生专业选择意愿、志愿填报行为, 以及最终的高考录取结果。

本文关注以下两个实证问题: (1) 高考志愿中的专业选择是否与学生的家庭背景相关? (2) 如果相关, 即来自弱势家庭背景的学生更倾向于选择经济回报相对较低的专业, 提供专业的经济回报信息是否能够改变这些学生的专业选择意愿、志愿填报行为以及最终的高考录取结果(即学生的长期福利)? 本文实证结果表明: 家庭社会经济背景较弱势的考生在高考志愿填报(专业选择)过程中可能缺少必要且权威的信息咨询及辅导, 而信息干预通过缩小信息鸿沟, 在一定程度上促进了教育公平; 另一方面, 单纯的以未来预期经济收入为主的信息干预对学生最终的录取结果的影响或许是有限的, 这与提供信息的内容以及信息干预的手段和方法有关。更重要的是, 对于弱势群体的帮助还需要有更多配套措施和制度的完善。

目前教育决策的行为经济学干预的文献大多基于如美国等发达国家的分权化系统(Lavecchia 等, 2016; Page 和 Scott-Clayton, 2016; Bird 等, 2017), 本文是在中国的语境下将基于行为经济学的信息干预运用至教育领域的一次大胆探索, 丰富了相关领域的实证研究, 为我国高考以及更一般的教育选择、信息干预相关研究提供了更多实证证据, 贡献了独特的中国经验。本文的研究发现、政策干预设计, 对优化高考招录政策、精准教育扶贫等都有较为重要的政策涵义, 对如何更加经济有效地帮助考生做出更好的教育决策提供参考: 教育行政部门、各高校等都可

以为学生提供更好、更丰富的信息,以改进这些学生,尤其是来自弱势家庭背景的学生,在高考这一人生重大节点的选择。

## 二、相关文献

### (一) 教育选择的决定因素

教育是人力资本投资过程中的核心,对个人未来收入以及社会经济增长都有着举足轻重的作用,而教育的成本和收益是影响个体做出教育选择的重要因素(Schultz, 1961; Becker, 1964)。长期以来,探究学生的高等教育选择问题,除了重点关注基础教育阶段的人力资本积累之外(Sewell 和 Shah, 1968),家庭社会经济背景及高等教育的预期经济收益将成为考生做出选择的重要决定因素(Manski 和 Wise, 1983; Long, 2004; Perna, 2006; Jacob 等, 2018)。

家庭社会经济背景对教育选择影响广泛。收入水平直接决定了家庭是否具备高等教育支付能力,而父母受教育程度、家庭社会经济地位则在一定程度上决定了子女教育选择的结果。研究表明,高学历父母会在较早阶段帮助子女进行升学准备(Cabrera 和 La Nasa, 2000; Patricia, 1997),父母受教育经历对掌握更多教育相关信息亦有重要的影响(Tierney 和 Auerbach, 2005);社会经济地位较低家庭的子女升学意愿形成要晚于中产阶级家庭子女(Hossler 等, 1998),且他们了解教育相关信息的来源要少于社会经济地位较高的学生,他们获取大学信息的渠道单一且往往是其高中老师(Tierney, 1980)。针对我国情况的研究中,鲍威(2013)发现由于家庭出身的不利和弱势,农村学生在教育选择时主要基于个体的认知,他们往往无法获得准确、充足的信息,再加上其父母缺乏相关经历、知识和资源,农村学生也无法从父母处获得相应的支持。

另一方面,人力资本理论及相关研究表明,未来预期收益是影响个体做出高等教育选择的主要因素。从经济角度来看,高等教育选择作为一个理性选择的过程,考生们会在衡量上大学的经济成本的基础上考虑未来收益,从而选择适合自己的学校(Charle 和 David, 1983)。针对中国本土的研究中,杨钊、翁秋怡(2014)认为,未来预期收益是影响个人高等教育选择的主要因素。廖娟、Hartog 和丁小浩(2013)采用 2007 年在北京的六所高校所做的“研究生教育态度的调查”发现,预期收入对选择研究生教育有显著影响,且就业率是影响大学生决定是否进一步接

受教育的重要因素, 本科所学专业就业率越高, 个体继续接受研究生教育的选择意愿就越不强烈。

高等教育专业选择背后意涵着的专业分化使个体接受高等教育从积累一般性人力资本转变为积累专用型人力资本, 随着高等教育专业的分化和细化, 个体在接受教育过程中不断积累着对应职业所需的人力资本, 这也使得个人能选择的职业范围受到相应限制(孟大虎, 2005; 纪月梅、秦蓓, 2004; Kim 等, 2015; Xie 和 Shauman, 2003), 从而导致不同的专业选择很可能对应着不同的预期收益。

除了个人偏好(如不同专业的偏好, 例如男生相对于女生更偏好理工科)及性别(樊明成, 2011; 卿石松、郑加梅, 2013; Xie 等, 2015; 马万华, 2005; 文东茅, 2005; 甘开鹏, 2006; 陆根书等, 2009)等影响专业选择的因素之外, 不同专业未来经济收益的差异亦有可能成为影响学生做出专业选择的直接、重要因素。一些学者试图用 EMI (有效维持社会不平等) 假设来探究这个问题, 认为出身上层社会家庭的高中生通过选择未来就业前景好、经济收入高以及职业地位高的专业, 由此在代际更替过程中维持家庭的较高社会地位优势。Hoffman 等(2011)通过研究发现, 父亲的职业地位越高、受教育程度越高, 其子女越倾向于选择工资水平、职业地位较高的专业; Hastings 等(2015)亦在其研究中发现, 低收入家庭的学生往往在低收益项目中占绝大多数。与此同时, 亦有一些学者在对类似命题的研究中得到了相反的结论, Song 和 Glick(2004)认为社会中下阶层家庭的孩子由于缺少经济资源, 所以在专业选择上会把就业前景、经济回报等因素放在首位, 他们还发现在美国亚裔家庭中, 母亲受教育程度越低, 反而促使女生更倾向于选择经济回报较高的专业。

## (二) 轻推理论 (Nudge) 与信息干预

传统的经济学研究依赖于理性人假设, 然而很多个体教育决策看似并非符合效用最大化的原则。个人在做出许多与教育相关的决策时面临诸如信息缺乏、备选项过多、计算能力不足等问题, 这些人生早期的教育决策可能影响个体的长期生涯发展。人们感知、预期的教育收益会影响教育决策, 但这些感知往往却并不准确(Manski, 1993), 可能存在较大偏差; 亦有一些研究表明学生往往低估了教育收益(Jensen, 2010; Hastings 等, 2015)。不同考生对于高校、专业设置及对应劳动力市场经济回报水平的信息不对称, 将影响其做出“理性”的高等教育选择, 因此

对教育经济学的研究也往往运用行为经济学的研究方法(Jabbar, 2011; Koch 等, 2015)。

2017 年诺贝尔经济学奖获得者理查德·泰勒(Richard Thaler)提出的“轻推理论”(Nudge Theory)进一步被证明是理解个人决策的必要条件,其可以表述为“通过适度运用诱因与推力(非强制性或命令性),就能在不限制个人选择自由的情况下让人做出(按照设计者意图的)更好的决定”(Thaler 和 Sunstein, 2008)。在探讨教育选择问题时,我们一方面看到不同家庭社会经济背景的个体获取信息资源的能力与获取信息渠道不同(鲍威, 2013),另一方面则发现提供简单透明的、有关考试平均成绩和录取可能性的信息就会影响到考生的教育选择行为(Hastings 和 Weinstein, 2008)。因此信息干预也成为了帮助考生做出更优教育选择的推力。

实际上,为了提高学生的学业成就,世界上很多地区都在推动一系列具有革新性的政策,其中最常见且符合成本效益原则的方法就是信息干预。探讨信息对于个体教育决策影响的研究认为,在发展中国家,学生获取信息更困难,信息缺乏可能更严重,信息干预的必要性也就越强(Nguyen, 2008; Loyalka 等, 2013; Jensen, 2010; Dinkelman 和 Martinez, 2014)。

信息干预内容往往是受教育的成本和收益信息(Kerr 等, 2015; McGuigan 等, 2014; Oreopoulos 和 Dunn, 2013),也有另一些研究在干预中提供了与接受教育有关的其他信息内容,比如接受资助的可能性(Booij 等, 2012; Herber, 2015)、检查信息正确与否对于大学和经济资助申请流程的影响(Bettinger 等, 2012; Hoxby 和 Turner, 2013)、招生流程(Castleman 等, 2014)等。

从干预效果来看,一些研究表明信息干预对于教育选择产生了促进作用。Hastings 等(2015)通过对智利高等教育的研究发现,信息干预能够帮助学生更新想法,并在作出教育决策时将未来预期收入与其它学位属性权衡,尽管信息干预不会影响是否进入大学就读的决策,但会影响他们的专业选择。特别的,信息干预对于低社会经济地位家庭的低成绩学生影响最大,且影响长期存在。Frauke 和 Zambre(2017)发现,信息的提供增加了非学术家庭背景的学生的大学入学率,并导致具有学术背景家庭的学生短期内降低了入学意向。也有实证研究认为信息干预对教育选择没有显著的影响。Kerr 等(2015)在芬兰实施随机干预实验,对 97 所

学校的毕业班学生进行了调查, 并提供了与详细专业有关的劳动管理市场前景的信息, 发现在平均意义上, 信息干预对学校申请或入学没有产生显著影响。

### 三、背景和数据

#### (一) 随机实验设计与问卷调查数据

在国家自然科学基金项目支持下, 课题组与宁夏教育主管部门合作, 于 2016 年 5 月底面向宁夏回族自治区经过分层随机抽样抽取的 17 所公办高中高三毕业生发放了《宁夏普通高中毕业生调查》问卷, 以此作为信息干预的载体, 同时收集考生个人及家庭相关背景信息。抽样过程如下: 首先从自治区 5 个地级市中随机抽取 3 个: 银川市、固原市、中卫市, 再从三个地市共计 35 所公办高中当中随机抽取出 19 所学校。为更多地覆盖贫困学生, 固原市和中卫市被抽样的学校比例相对更高。最终由于客观情况及一些可行性原因, 问卷调查样本涵盖公办高中共计 17 所。问卷在相对严肃的情境下 (学校统一安排组织, 各班班主任监督协调), 由考生独立、认真填写, 旨在真实反映学生信息, 服务教育政策设计与决策。

问卷从个人情况、志愿选择意愿等诸多方面对即将参加高考的学生进行了全面调查。问卷开始部分, 调查了高三学生对各专业大类的选择意愿, 并通过让学生预估各专业大类本科毕业生起薪 (年薪) 水平来测量其对各专业大类经济回报的认知情况; 问卷后续部分提供了 2014 年分院校层次 (分为 985 院校、211 院校、一般本科院校、独立学院及高职高专 4 类) 的毕业生起薪数据及分专业大类 (分为文学、历史学、哲学; 经济学、管理学; 法学、教育学; 理学; 工学; 医学; 农学; 军事学、艺术学, 共 8 类) 的本科毕业生起薪数据。起薪计算结果来自于北京大学教育经济研究所主持开展的“全国高等学校毕业生就业调查”的数据 (2014 年), 作为实验中重要的信息干预内容。附录的图 2 展示了问卷的相关部分内容。表 1 呈现了各专业大类对应的 2014 年本科毕业生平均起薪水平, 由于在计算过程中仅保留了两位有效数字, 导致部分专业大类对应起薪处于同一水平, 正因如此, 在本研究中把十三个专业大类归为八个不同的专业类型。八个不同专业类型所对应的起薪作为将专业按照经济回报率进行高低排序的依据。在展示完起薪数据后, 学生回答“根据上述信息, 您的专业选择意愿是否有变化?” 学生对该问题的回答, 用以测量信息干预对学生意愿的影响。

表 1: “全国高等学校毕业生就业调查”各专业类型本科毕业生起薪数据

专业分类	2014 年该类专业本科毕业生起薪 (年薪)
1.文学、历史学、哲学	47000 元
2.经济学、管理学	50000 元
3.法学、教育学	50000 元
4.理学	45000 元
5.工学	51000 元
6.医学	42000 元
7.农学	55000 元
8.军事学、艺术学	40000 元

研究将参与问卷调研的学生样本称之为实验组, 其余未接受问卷调查的学生统一归入对照组, 并在学校层面和学生层面做了平衡性检验。学校层面, 对比了实验组与对照组学校学生人数、教职工人数、收入 (总体教育经费收入、事业拨款、基建拨款等)、支出 (总体教育经费支出、人员性经费支出、公用经费支出、基建经费支出等) 等变量; 学生层面, 分文理科分别检验了实验组与对照组学生在性别、年龄、民族、城乡、是否复读等变量上的差异。结果表明, 实验组和对照组在院校和学生层面上没有显著差异, 验证了随机抽样的可靠性。

课题组最终回收问卷 8243 份, 剔除考生号缺失、重复、无效的观测值, 得到调查问卷数据有效样本量为 6898。其中 6001 份问卷来自于应届高三学生, 由于在实证研究中注重对信息干预效果的考察, 往届生可能已事先获取了相关信息, 从而可能对实证结果造成偏误, 故本研究在实证分析环节只在应届生范围内进行讨论。

## (二) 高考行政数据

将问卷数据与自治区高考行政管理数据合并, 后者包含自治区高考报名、录取全流程数据。据此, 有机会分析考生在志愿填报过程中所做出的实际教育选择行为, 也可通过考生最终被录取信息而得到考生最终的教育选择结果。

本文使用了 2015、2016 年参与高考报名的所有考生个人信息 (隐去姓名和个人身份证号等特征变量)、高考成绩、志愿填报情况以及最终被录取院校、专业情况等变量。总体来看, 2015、2016 年自治区高考报名考生人数分别为 67707 人、69119 人, 最终获得大学录取的分别为 55033 人、57935 人。由于信息干预提供的

高校毕业生初始薪资水平仅包含本科学历层次, 故而在实证分析过程中, 我们仅考察填报本科批次高考志愿的考生或被本科批次所录取的考生。

对学生优先选择的专业类型及被录取专业类型的考察均依赖于自治区考试院提供的高考行政管理数据, 其涵盖了全区考生本科批次院校、专业志愿填报及录取相关明细。由于问卷仅提供本科各专业大类对应的毕业起薪作为信息干预的主要内容, 本研究仅限于讨论本科批次的志愿填报及录取。宁夏高考本科批次可选 4 个院校志愿, 每个院校志愿可选 6 个专业志愿, 在考察考生优先选择专业类型时, 假定考生会将自己最倾向于选择的专业放到任一院校志愿的第一专业志愿位置。为了便于研究, 将各专业都按照全国“高校本科专业目录”归入到了与问卷信息干预相一致的八个类型 (文学、历史学、哲学; 经济学、管理学; 法学、教育学; 理学; 工学; 医学; 农学; 军事学、艺术学), 并按照八个类型平均起薪由低到高排列, 构成多分定序因变量。对考生被录取专业类型进行分析时同样将被录取专业划归至八大类型, 与优先报考专业处理方式一致。需要特别提到的是, 对考生志愿填报行为及最终录取结果进行实证研究的过程中, 上述八个专业类型对应的本科毕业生起薪水平也将作为连续型因变量, 其回归结果可作为分类因变量回归的稳健性检验及补充。

### (三) 样本和描述统计

表 2 利用高考行政数据对 2015 届和 2016 届宁夏高考学生全样本进行了描述统计分析。两届学生的总体分布相当, 因此可使用 2015 届学生样本分析家庭背景与专业决策之间的关系, 而使用 2016 届学生样本 (包含接受了信息干预的实验组) 分析信息干预的影响。报名考生中, 近 60% 为理科考生; 女生占比超过 50%; 汉族考生占比约为 70%, 少数民族中回族考生占比最多, 占比超过 28%, 其余少数民族考生占比仅约 1%; 农村户籍考生占比超过 55%; 平均年龄为 19 岁; 超过 18%



的考生为往届考生。最终获得录取的考生的样本分布与报名考生近似。

表 2: 宁夏高考学生样本描述统计

变量	2015		2016	
	报名考生 (N=63427) 占比	被录取的考生 N= (51560) 占比	报名考生 (N=65089) 占比	被录取的考生 (N=54505) 占比
<b>考生科类</b>				
文科	34.01%	35.28%	34.47%	35.47%
理科	59.66%	58.39%	59.70%	58.62%
高职 (中职分类考试)	6.32%	6.33%	5.83%	5.90%
<b>民族</b>				
汉族	70.40%	69.87%	69.28%	69.11%
回族	28.60%	29.04%	29.81%	29.94%
其他少数民族	1.00%	1.10%	0.91%	0.95%
<b>性别</b>				
男	46.56%	45.67%	46.17%	45.31%
女	53.44%	54.33%	53.83%	54.69%
<b>户籍类型</b>				
农村户籍	57.13%	55.10%	58.33%	56.68%
城镇户籍	42.87%	44.90%	41.67%	43.32%
<b>考生类型</b>				
应届考生	81.66%	78.89%	81.70%	79.36%
往届考生	18.34%	21.11%	18.30%	20.64%
<b>年龄</b>				
	平均	平均	平均	平均
年龄	19.17	19.17	19.13	19.13

注: 本表使用高考行政数据, 描述了学生 (报名和被录取两个样本) 的人口学特征。2015 年和 2016 年的样本类似。

问卷调查样本 (即信息干预的实验组) 中, 68% 为理科考生, 77% 为汉族考生, 56% 为女生, 62% 为农村户籍, 13% 为往届考生, 平均年龄为 19 岁; 与总体样本略有差异, 但是在统计上并不显著。问卷还包含了更多信息, 实验组样本中, 21% 为独生子女; 超过 60% 考生的父亲最高受教育程度仅为初中或高中, 不到 12% 的学生父亲接受了大学专科以上教育 (这意味着, 即使很多学生表示志愿填报参考家长的意见, 但是绝大部分家长并没有上过大学); 24% 的学生来自绝对贫困家庭, 56% 的家庭并没有电脑和网络。不考虑 13% 未提交选项的学生, 22% 的学生表示, 在得到各专业对应的预期经济回报信息后, 最初的专业选择意愿发生了变化。

高考行政数据中共收录了艺术本科、提前录取一本、提前录取二本、专项计划本科、一批本科、二批本科等共计 6 个批次的考生志愿填报数据信息, 不包括三批本科及各批次专科志愿填报数据。表 3 的前 4 列汇总了考生除三批本科以外的其他本科批次高校专业志愿 (两年分别为 555751 条和 678212 条大学-专业志愿), 以考生在上述各批次各院校志愿中的第一专业志愿所属专业类别作为优先选择的专业, 剔除往届生观测值后, 从专业大类分布的角度描述了考生优先选择的本科专业大类分布情况。除此之外, 还将 2016 年的样本分实验组与对照组, 进一步统计和汇报考生在各批次的志愿填报样本分布情况。由于“艺术本科”批次是较为特殊的存在, 考生在该批次所填报专业志愿将均从属于艺术学专业大类, 并无法在该批次志愿填报中突出自身对于专业选择的偏好; 另一方面, 报考艺术学相关专业需要考生在高考之外参加艺术科类考试, 使得报考艺术专业成为了在高考之前即定的专业目标, 导致被艺术学专业所录取考生的专业选择行为具备了内生性在实证分析中将艺术学专业相关志愿填报信息及录取结果作剔除处理。

表3: 宁夏高考志愿填报和录取的专业分布

专业类	填报的本科院校志愿的第一专业志愿				录取的本科院校的专业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	2015 本科样本	2016 本科样本	2016 实验组	2016 对照组	2015 本科样本	2016 本科样本	2016 实验组	2016 对照组
哲学	0.02%	0.03%	0.03%	0.03%	0.03%	0.05%	0.04%	0.05%
经济学	9.60%	8.15%	8.45%	8.10%	4.19%	4.39%	4.95%	4.31%
法学	3.83%	4.70%	4.27%	4.75%	3.23%	3.32%	3.61%	3.28%
教育学	1.61%	1.51%	1.38%	1.53%	1.51%	2.15%	1.95%	2.18%
文学	6.59%	8.30%	7.11%	8.46%	8.72%	8.64%	7.52%	8.79%
历史学	0.29%	0.54%	0.44%	0.55%	0.36%	0.44%	0.40%	0.44%
理学	4.87%	5.92%	6.54%	5.83%	6.74%	6.40%	6.98%	6.33%
工学	25.43%	24.00%	29.30%	23.28%	34.41%	32.68%	39.86%	31.74%
农学	0.93%	0.90%	1.10%	0.88%	1.87%	1.57%	1.81%	1.54%
医学	8.74%	9.39%	10.57%	9.23%	4.92%	5.68%	6.29%	5.60%
管理学	14.85%	13.31%	13.82%	13.24%	18.76%	18.43%	17.93%	18.50%
艺术学	3.40%	3.12%	1.50%	3.34%	4.95%	7.44%	2.86%	8.04%
总样本	122,732	143,768	17,220	126,548	21,968	23,813	2,767	21,046
应届生样本	94,209	110,322	14,293	96,029	18,433	19,944	2,527	17,417

注: 本表使用高考行政数据, 前4列的样本为考生除三批本科以外其他本科批次的每一个院校志愿的第一个专业志愿的专业; 后4列的样本为考生除三批本科以外其他本科批次被录取的专业。专业分布使用的是应届生样本。

从志愿填报的情况来看, 2015 年和 2016 年的总体分布相当。相较于对照组, 2016 年实验组的学生更倾向于在第一个专业志愿中选择工学、农学、医学、管理学、理学、经济学, 而相对较少地选择法学、文学、教育学、历史学。与表 1 中的平均起薪排序信息有一定匹配, 但并不是严格一一对应。表 3 的后 4 列则展示了最终录取的专业分布情况, 由于专业录取受到多种因素的影响, 并不是所有学生都能够被第一顺序的专业录取。相对于 2016 年的对照组, 实验组学生有更大的可能被录取到工学、农学、理学以及法学和经济学。表 3 的结果还表明, 高考志愿填报的专业选择是极其复杂的, 考生不仅需要从约 1400 个本科大学选出大学志愿 (此外还有 1600 个专科学校), 还需要从十三类本科专业中 (约 100 个专业类, 600 多个具体专业) 挑选出符合自己兴趣和偏好的专业, 并按照偏好或策略进行排序。本文关注的是, 如果由于信息不充分等原因, 考生的偏好是偏差的, 那么我们如何予以纠正和扶助?

#### 四、学生的专业选择与家庭背景相关吗?

首先使用未受任何信息干预的 2015 届高三学生样本和高考行政数据分析学生的专业选择和家庭背景的相关关系: (1) 使用当年填写了高考志愿的学生样本考察专业选择行为的差异, 以考生填报的每一个院校志愿中的第一个专业志愿类型及对应本科毕业平均起薪作为因变量 (作为考生优先考虑的专业的代理; 使用全部专业志愿中各类型比重的结果是一致的); (2) 使用当年被录取的学生样本考察专业录取结果的差异, 以考生被录取的专业类型及对应本科毕业平均起薪作为因变量。由于弱势家庭背景的学生更倾向于选择不填报高考志愿, 以及有更低的概率被大学录取, 采用上述两类样本估计出来的差异可以视作真实差异的上限, 即考虑到这两种非平衡的样本缺失后, 家庭背景带来的专业选择差异更大。我们考虑如下计量模型:

$$Y_{k,i} = \alpha + \beta X_i + \theta \text{RURAL}_i + \mu \quad (1)$$

其中,  $Y_{k,i}$  表示 2015 年的考生个体  $i$  在其院校志愿  $k$  中优先选择的专业类型 (或其最终被录取的专业所属类型)。我们按照平均起薪由低到高排列专业类型, 因此使用 `ologit` 模型进行估计。限于数据中并没有家庭背景的直接测量, 我们使

用城乡户籍分割这一中国最重要的阶层指标进行代理, 用学生户籍类型  $RURAL_i$  (=1 表示考生拥有户籍类型为农村户籍) 加以衡量, 若  $RURAL_i$  的回归系数  $\theta$  显著为负, 则表明农村户籍学生相对于城市户籍学生而言, 有显著更低的概率选择经济回报水平较高的专业 (或有显著更低的概率被经济回报水平较高的专业录取)。则是其他个人及其家庭社会经济背景或报考类型等的一系列解释变量, 包括性别、年龄、民族 (=1 表示考生为少数民族)、考生类型 (=1 表示考生为理科考生)、高考特征成绩 (提档成绩)、专项录取计划等。

作为稳健性分析, 我们使用考生优先选择或被录取的专业类型对应的 2014 年全国本科毕业生平均起薪作为因变量, 采用 OLS 线性回归进行估计。若回归系数  $\theta$  显著为负, 则表明农村户籍学生相对于城市户籍学生而言, 优先选择的专业对应经济回报水平显著更低 (或最终被录取的专业对应经济回报水平显著更低)。

表 4: 家庭社会经济背景对高考志愿选择及录取结果的影响

	院校志愿的第一专业志愿		高考录取的专业	
	(1) ologit	(2) OLS	(3) ologit	(4) OLS
农村户籍	-0.150*** (0.028)	- (51.691)	-0.064* (0.034)	-194.474*** (50.089)
男性	1.365*** (0.041)	1,353.249* (72.994)	1.206*** (0.047)	1,178.001** (75.677)
年龄	-0.038*** (0.013)	-46.351* (23.329)	-0.026 (0.019)	-34.307 (23.462)
理科	0.723*** (0.052)	- (76.895)	0.972*** (0.059)	31.735 (64.174)
少数民族	-0.159*** (0.021)	- (40.879)	-0.098*** (0.031)	-125.586** (49.288)
高考分数	0.003*** (0.000)	2.100*** (0.404)	-0.003*** (0.000)	-5.898*** (0.591)
国家专项计划	-0.820*** (0.032)	- (42.576)	-0.801*** (0.044)	-259.858*** (48.444)
省级专项计划	-0.366*** (0.042)	293.251*** (65.823)		
Constant cut1	-0.754*** (0.147)		-3.662*** (0.410)	
Constant cut2	-0.244* (0.147)		-2.786*** (0.403)	
Constant cut3	0.302** (0.147)		-2.062*** (0.399)	
Constant cut4	2.272*** (0.147)		-0.289 (0.401)	
Constant cut5	6.320*** (0.150)		3.628*** (0.411)	
OLS 常数项		48,635.300*** (231.237)		52,264.660* (553.025)
样本量	94,209	94,209	18,433	18,433
Rsquared/Pseudo	0.0627	0.054	0.0762	0.074
R-squared				

注: 本表使用高考行政数据 (2015 届高考学生样本)。基于考生的本科院校志愿的第一专业志愿或被录取的本科专业, ologit 模型使用表 1 中的各专业类的排序作为结果变量; OLS 模型使用表 1 中各专业类的平均起薪作为结果变量。括号内汇报了系数的稳健标准误 (聚类于毕业中学)。回归系数后的 \* 表示显著性水平: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

表 4 报告了回归分析的结果, 第 1 列和第 3 列呈现了 ologit 回归结果 (以专业类型为因变量), 第 2 列和第 4 列呈现了 OLS 回归结果 (以各专业的 2014 年

全国毕业生平均起薪为因变量)。前两列的结果表明,无论使用定序变量或者连续变量代表不同专业的平均经济回报,农村户籍、考生年龄、少数民族三个解释变量回归系数均显著为负,这表明农村考生、大龄考生、少数民族考生在高考专业志愿选择过程中,有显著更低的概率优先选择经济回报水平相对较高的专业。这意味着,在平均意义上来说,农村考生、大龄考生、少数民族考生可能在专业志愿填报过程中处于相对较为劣势的状态。而男性这一解释变量回归系数在两个回归中均显著为正,这也表明,男性相对女性而言,具备显著更高的概率选择经济回报水平较高的专业,这则涉及到有关专业选择的另一重要话题,即专业选择中的性别差异,本研究不做过多讨论。此外,高分考生更倾向于报考经济回报水平较高的专业;专项招生计划的专业,平均经济回报水平相对较低。

第3列和第4列使用考生最终被录取专业信息作为因变量,回归结果中,农村户籍、少数民族两个解释变量回归系数均显著为负,表明农村考生、少数民族考生在高考专业志愿录取的过程中具备显著更低的概率被经济回报水平相对较高的专业录取,或者说,他们最终被录取的专业大类对应经济回报水平显著更低。在现行的中国高考录取制度下,考生分数和考生的志愿填报决定了最终录取结果。比较志愿选择和实际录取的结果,农村考生、少数民族考生等弱势群体,在控制其他条件不变的情况下(尤其是高考分数相同的情况下),从预期经济回报的角度,在专业录取上显著处于劣势状态;这在很大程度上与他们在志愿填报中的专业选择相关。结合前文所述,家庭社会经济背景处于相对弱势的考生在专业选择和录取结果上呈现出的显著差异,其可能的原因之一即是家庭背景弱势的学生群体不了解或缺乏专业就业前景及专业所对应的未来预期收益等信息。

### 五、学生的专业选择意愿会被改变吗?

本文接下来关心的问题是,如何帮助弱势家庭背景的学生在高考志愿填报中作出(在预期经济回报上)更好的专业选择。本节以所有参与问卷调查的实验组学生为样本,在全体实验组学生均接受相同信息干预的条件下,检验信息干预对考生高考专业志愿选择意愿的影响。我们首先在问卷中让学生按照个人对不同专业的偏好对八个专业类进行排序;然后提供了各专业类的平均本科生毕业年限信息;最后,询问学生是否愿意改变专业偏好排序。我们以信息干预前后考生专业

志愿选择意愿发生改变与否的虚拟变量为因变量,使用 Logit 回归模型探究信息干预对于不同学生的专业选择意愿的影响差异情况,构建如下计量模型:

$$\text{logit}(Y_i) = \alpha + \beta X_i + \theta \text{RURAL}_i + \rho \text{POVERTY}_i + \mu \quad (2)$$

其中,作为因变量,表示学生个体  $i$  接受信息干预之后专业选择意愿发生变化的情况( $=1$ ,当学生  $i$  意愿发生变化)。 $\text{RURAL}_i$  表示学生  $i$  的户籍类型(当  $\text{RURAL}_i = 1$ , 学生  $i$  是农村户籍)。与官方行政数据不同,问卷中我们直接测量了学生的家庭贫困程度: $\text{POVERTY}_i$  表示学生  $i$  是否来自建档立卡贫困家庭(当  $\text{POVERTY}_i = 1$ , 学生  $i$  来自建档立卡贫困家庭)。则是其他表征  $i$  个人信息及其家庭社会经济背景的一系列解释变量,我们通过宁夏考生唯一标识符“考生号”变量将问卷调查数据与宁夏考试院提供的 2016 年高考报名学生个人信息(隐去姓名和个人身份证特征变量)数据进行了匹配,以获取考生户籍类型信息(城、乡)作为其家庭社会经济背景的有效补充。若回归系数  $\theta$  显著为正,则表明农村户籍学生有更大的概率在信息干预之后调整其专业选择意愿;若回归系数  $\rho$  显著为正,则表明来自建档立卡贫困家庭的学生有更大的概率在信息干预之后调整其专业选择意愿。问卷调查数据变量存在较为严重的取值缺失情况,按照惯例,对各解释变量取值缺失的观测值重新赋值为 0,且添加标识变量缺失与否的虚拟变量。在接受了信息干预后,22%的学生明确表示改变了自己对不同专业类型的偏好排序;64%的学生明确表示不会改变专业偏好排序。考虑到两种情况,有 13%的学生没有回答该问题,以及有学生的偏好与专业预期经济回报的排序相当,那么实际上有超过 22%的学生,在获悉了不同专业的预期经济回报后,会改变自己的专业偏好排序。

表 5: 信息干预下的专业选择意愿影响因素

		结果变量: 改变专业排序偏好=1 (logit model)
	往年录取分数	-0.006 (0.093)
	往年投档分数	-0.120** (0.052)
填报志愿参考的信息类型	院校及专业的招生简章信息	0.026 (0.088)
	院校及专业的录取规则	0.093 (0.082)
	院校及专业的录取分数预测信息	-0.094 (0.082)
	报考指南	0.041 (0.076)
	学校老师	0.013 (0.062)
	父母	0.068 (0.057)
填报志愿参考的信息来源	亲戚	0.055 (0.081)
	专家或报考咨询辅导人员	0.109* (0.060)
	朋友或学长学姐	0.082 (0.065)
	网络	0.084* (0.046)
	学校	-0.019 (0.083)
	地区或城市	0.059 (0.087)
填报志愿优先考虑因素	专业	0.038 (0.092)
目前是否有理想报考院校		-0.044 (0.078)
目前是否有理想报考专业		<b>-0.311***</b> <b>(0.064)</b>
是否为独生子女		-0.013 (0.110)
男性		0.084 (0.075)
农村户籍		<b>0.219**</b> <b>(0.092)</b>
理科		-0.227*** (0.068)
少数民族		-0.082 (0.103)
年龄		0.058 (0.039)
父亲受教育年限		-0.002 (0.011)
家庭 2015 年收入(万元)		-0.024** (0.012)
是否为贫困人口建档立卡认定家庭		<b>0.226***</b> <b>(0.073)</b>
家里是否有电脑和网络		-0.032 (0.059)
常数项		-2.112** (0.825)
观测值		5,139
Pseudo R-squared		0.018

注: 本表使用问卷调查数据 (仅包含 2016 届的问卷样本)。结果变量为接受了信息干预的学生, 在问卷中汇报, 是否改变专业排序偏好。回归系数为 logit 模型的系数 (log odds)。括号内汇报了系数的稳健标准误 (聚类于毕业中学)。回归系数后的\*表示显著性水平: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。



表 5 报告了使用问卷数据对模型 (2) 的估计结果。考生在志愿填报过程中参考的信息类型、信息来源、优先考虑因素等对于实施信息干预和问卷调查的个体是否改变专业志愿选择意愿影响较小。有意愿参考往年录取分数等信息的学生改变偏好的可能性, 相较于参考老师和家长意见的学生的可能性, 相对较低; 优先考虑地域或者专业的学生, 较于优先考虑学校的学生, 更有可能改变专业倾向; 然而这些差别数值较小, 且在统计上并不显著。

表 5 的一个重要的发现是, 考生本人具备理想报考专业与否非常显著地影响信息干预对于专业选择意愿的影响效果。如果学生已经拥有了较为明确的理想报考专业, 那么在接受信息干预后具备显著更低的概率改变自己专业选择意愿; 换句话说, 信息干预更有可能影响无明确专业选择意愿的考生。与此相对的是, 有明确的理想报考院校的学生没有显著变化。相较于城市学生, 农村学生有明确的院校或院校意愿的概率更低。

最后, 考生个体及其家庭社会经济背景因素对意愿转变影响深远。受限于数据资料的可得性, 本研究主要考察了考生的性别、年龄、民族、户籍类型 (城乡)、家庭年收入、是否来自贫困人口建档立卡认定家庭等变量。回归结果表明, 农村户籍、家庭收入较低、来自贫困人口建档立卡认定家庭的学生在接受信息干预后, 具备显著更高的概率调整自己的专业选择意愿。需要说明的是, 由于问卷中并未收集考生家庭人口数, 因此家庭年收入无法换算为家庭人均年收入以进行更为准确的度量, 在此处更多为控制变量。但实证结果在一定程度上表明, 家庭社会经济背景较弱势的考生更有可能在志愿填报和专业选择过程中缺乏相关信息, 缺少对专业前景的了解, 而信息干预也对他们影响更显著。

## 六、学生的专业选择行为会被改变吗?

专业类的平均起薪信息使得超过 20% 的考生改变了他们的高考专业志愿的选择意愿, 且相较之下, 来自贫困人口建档立卡家庭、年收入较低家庭或农村户籍的考生具备显著更高的概率在信息干预之后改变其专业选择意愿。然而上述结果均是学生在问卷当时的反馈, 专业预期回报信息是否真正影响了学生的专业选择行为呢? 使用高考行政数据中 2016 年宁夏全部高考学生的志愿信息予以分析, 以考生在各本科批次院校志愿中优先填报的专业志愿作为研究对象, 通过对比实验

组和对照组的志愿填报行为差异, 考察信息干预对于考生专业志愿选择行为的影响。

由于信息干预提供的是 2014 年“全国高校毕业生就业调查”数据计算所得的本科毕业生平均薪资, 且我国专科类专业分类与本科专业分类体系不能简单一一对应, 因此从本章实证研究开始, 样本将进一步限制在考分高于本科线以上的考生群体, 并以考生在本科批次志愿填报中所选择的专业类型 (分类变量) 作为结果变量。以问卷调查作为重要的信息干预变量, 研究样本为 2016 年全区考生所填写的二批本科及以上批次的高考专业志愿。

如前文所述, 我们假定在任意批次任意院校志愿的填报中, 第一专业志愿为考生优先选择的专业。由于因变量为依据 2014 年本科毕业生平均薪资排序的专业类型多分定序因变量, 采用 ologit 回归方法, 构建如下计量模型:

$$\text{ologit}(Y_i) = \alpha + \beta X_i + \theta \text{RURAL}_i + \gamma \text{INTERVENTION}_i + \delta \text{INTERVENTION}_i * \text{RURAL}_i + \mu \quad (3)$$

其中,  $Y_i$  表示排序后的专业类型。解释变量主要包括信息干预  $\text{INTERVENTION}_i$  ( $\text{INTERVENTION}_i=1$ , 表示学生  $i$  接受了课题组的问卷调查及信息干预)、户籍类型  $\text{RURAL}_i$  及户籍类型与信息干预的交互项。 $X_i$  则是其他表征  $i$  个人信息及其家庭经济背景的一系列解释变量。其中, 考虑到高考成绩对志愿选择的非线性影响, 我们还检验了以不同非线性形式控制高考成绩, 结果都是一致的 (附录表 2 控制了高考分数的二次项)。若信息干预  $\text{INTERVENTION}_i$  变量的回归系数  $\gamma$  显著为正, 则表明接受了信息干预的考生相对更有可能优先选择本科毕业起薪水平较高的专业大类; 户籍类型  $\text{RURAL}_i$  变量的回归系数  $\theta$  表示对照组中城镇户口考生和农村户口考生在专业志愿选择行为上的差异 (等同于表 4 的估计); 而加入信息干预变量  $\text{INTERVENTION}_i$  和户籍类型  $\text{RURAL}_i$  的交互项, 回归系数  $\delta$  进一步揭示了信息干预影响效果的异质性, 若  $\delta$  显著为正, 则表明信息干预对于农村户籍考生的影响效果高于其对城镇户籍考生的影响效果。类似的, 我们以考生在实际的志愿填报中优先选择的专业大类对应本科毕业起薪水平作为因变量作为补充的稳健性分析。

表 6: 信息干预对高考专业志愿选择意愿和行为的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	专业类排序		专业类平均起薪	
	ologit	ologit interaction	OLS	OLS interaction
信息干预 (实验组)	<b>0.041</b> (0.047)	<b>-0.024</b> (0.049)	<b>38.212</b> (70.792)	<b>-74.050</b> (78.513)
信息干预*农村户籍		<b>0.140***</b> (0.052)		<b>237.512**</b> (94.523)
男性	1.256*** (0.036)	1.256*** (0.036)	1,331.157*** (69.962)	1,331.490*** (69.829)
农村户籍	-0.243*** (0.032)	-0.261*** (0.032)	-530.188*** (56.902)	-561.190*** (59.468)
年龄	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.009)	5.259 (15.866)	6.087 (15.940)
理科	0.550*** (0.074)	0.549*** (0.074)	-421.619*** (99.766)	-422.471*** (99.224)
少数民族	-0.168*** (0.023)	-0.166*** (0.023)	-191.884*** (40.466)	-188.420*** (40.093)
特征成绩	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	1.879*** (0.364)	1.904*** (0.361)
是否为高校专项	0.152*** (0.046)	0.145*** (0.045)	208.493** (84.892)	197.324** (83.909)
是否为自治区专项	0.133*** (0.037)	0.136*** (0.036)	254.735*** (62.924)	259.387*** (61.647)
Constant cut1	-0.411* (0.218)	-0.404* (0.219)		
Constant cut2	0.162 (0.213)	0.169 (0.214)		
Constant cut3	0.801*** (0.203)	0.809*** (0.204)		
Constant cut4	2.571*** (0.204)	2.578*** (0.203)		
Constant cut5	6.517*** (0.246)	6.525*** (0.247)		
OLS 常数项			47,628.224*** (351.931)	47,616.011*** (350.599)
观测值	110,322	110,322	110,322	110,322
R-squared/Pseudo R-squared	0.0516	0.0517	0.052	0.052

注: 本表使用高考行政数据 (2016 届高考学生样本)。基于考生的本科院校志愿的第一专业志愿, ologit 模型使用表 1 中的各专业类的排序作为结果变量; OLS 模型使用表 1 中各专业类的平均起薪作为结果变量。括号内汇报了系数的稳健标准误 (聚类于毕业中学)。回归系数后的\*表示显著性水平: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

表 6 报告了回归结果, 第 1、2 列为 ologit 回归结果, 第 3、4 列为 OLS 回归结果。其中, 第 2 列和第 4 列的回归分别在 1、3 两列回归模型基础上加入了信息干预与考生户籍类型的交互项, 以此捕捉信息干预对于考生专业志愿选择行为的影响效果可能产生的异质性。结果表明, 信息干预显著提高了农村户籍考生在志愿填报过程中选择毕业后起薪更高的专业类型的概率。

具体而言, 第 1 列 ologit 回归结果表明, 信息干预在平均意义上提升了考生选择经济回报更高的专业的概率, 然而统计上并不显著; 第 3 列的线性回归结果表明, 接受信息干预的考生优先选择的专业所对应的起薪水平与未接受信息干预的考生无显著差异。总体而言, 并没有足够的证据证明提供以各学科大类本科毕业生起薪为主的信息干预能够显著改变学生的专业志愿填报行为。与表 4 的结果一致, 女性相较于男性、农村户籍相较于城镇户籍、少数民族相较于汉族, 均呈现出显著更低的选择经济回报较高专业大类的概率, 女性、农村户籍、少数民族考生在专业选择方面所具备的普遍显著劣势则可能源自于信息及决策的不平等。

在第 2、4 列分别加入了信息干预与农村户籍的交互项, ologit 和 OLS 的结果是一致的。信息干预与农村户籍变量的交互项回归系数显著为正, 表明接受了信息干预的农村户籍考生相较于其他考生而言, 拥有了显著更高的选择经济回报水平更高专业大类的概率。信息干预的影响水平的绝对值较小, 以第 4 列结果为例, 全体考生平均选择的第一专业志愿的 2014 年平均起薪为 47,616 元, 接受了信息干预的农村学生, 选择的第一专业志愿起薪平均高 163 元 (0.3%)。这相当于缩小了约 30% 的城乡专业选择差距 (561 元); 或者在其他条件不变的情况下, 高考分数需要增加 86 分所达到的效果。

专业选择行为不仅受到未来预期经济回报的影响, 亦受到其他诸如个人兴趣爱好、专业对应职业的社会地位、专业难易程度、男女比例等其他非经济因素的影响, 存在非完全理性的行为特征。值得一提的是, 中国高考录取制度是先院校后专业, 学生在志愿填报时, 还存在院校和专业之间, 以及专业间排序的权衡取舍, 学生并不总是将最偏好的专业列为第一顺序; 学生在院校和专业之间的可能的权衡取舍, 我们将在第八节进一步讨论。

## 七、学生的专业录取结果会被改变吗?

本文的最后一个实证研究讨论的是信息干预对于整个高考志愿录取逻辑链条的最后一个环节: 专业录取结果可能产生的影响。信息干预作为贯穿本研究始末的重要干预举措, 其最终效果是需要通过高考专业录取结果来加以检验的, 即接受干预的考生是否能够被经济回报更高的专业录取。我们以 2016 年宁夏参加高考且拥有高校及专业录取信息的学生为研究样本。其中, 以接受信息干预的考生群

体作为实验组, 其余拥有高校及专业录取信息的自治区考生作为对照组。与之前章节的数据处理方法一致, 以不同专业类型构成的多分定序变量和专业类型对应起薪水平作为因变量。以考生最终被录取专业对应大类作为因变量的分析中采用 ologit 回归方法, 构建如下计量模型:

$$\text{ologit}(Y_i) = \alpha + \beta X_i + \theta \text{RURAL}_i + \gamma \text{INTERVENTION}_i + \delta \text{INTERVENTION}_i * \text{RURAL}_i + \mu \quad (4)$$

模型中,  $Y_i$  表示 2016 年的考生个体  $i$  被录取本科专业类型。解释变量主要包括信息干预  $\text{INTERVENTION}_i$  ( $\text{INTERVENTION}_i=1$ , 当学生个体  $i$  接受了课题组的问卷调查及信息干预)、户籍类型  $\text{RURAL}_i$  及信息干预与户籍类型二者的交互项。 $X_i$  则是其他表征  $i$  个人信息及其家庭社会经济背景的一系列解释变量。其中, 考虑到高考成绩对录取结果的非线性影响, 我们还检验了以不同非线性形式控制高考成绩, 结果都是一致的 (附录表 3 控制了高考分数的二次项)。若信息干预  $\text{INTERVENTION}_i$  变量的回归系数  $\gamma$  显著为正, 则表明接受了信息干预的考生相对更有可能被本科毕业起薪水平较高的专业大类录取;  $\delta$  则捕捉干预效果的异质性。类似的, 以考生在被录取本科专业大类对应毕业起薪水平作为因变量的分析用作稳健性讨论。

表 7: 信息干预对高考专业录取结果的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被录取的专业类排序		被录取的专业类平均起薪	
	ologit	ologit interaction	OLS	OLS interaction
信息干预 (实验组)	<b>0.089*</b>	<b>0.083</b>	<b>96.302</b>	<b>57.229</b>
	<b>(0.047)</b>	<b>(0.052)</b>	<b>(58.942)</b>	<b>(81.933)</b>
信息干预*农村户籍		<b>0.014</b>		<b>86.254</b>
		<b>(0.055)</b>		<b>(97.731)</b>
男性	1.147***	1.147***	1,129.089***	1,128.923***
	(0.036)	(0.036)	(59.982)	(59.919)
农村户籍	-0.127***	-0.128***	-305.055***	-316.058***
	(0.044)	(0.047)	(75.277)	(81.498)
年龄	-0.018	-0.018	-28.177	-27.921
	(0.017)	(0.017)	(21.724)	(21.755)
理科	0.926***	0.926***	88.104	88.284
	(0.067)	(0.067)	(73.124)	(73.025)
少数民族	-0.164***	-0.163***	-188.952***	-187.665***
	(0.035)	(0.035)	(47.059)	(46.941)
特征成绩	-0.002***	-0.002***	-5.881***	-5.872***
	(0.000)	(0.000)	(0.563)	(0.563)
是否为高校专项	0.066	0.065	73.063	67.793
	(0.056)	(0.057)	(79.622)	(81.996)
是否为自治区专项	0.078*	0.079*	181.143***	183.002***
	(0.043)	(0.043)	(65.007)	(65.193)
Constant cut1	-3.312***	-3.311***		
	(0.335)	(0.335)		
Constant cut2	-2.487***	-2.487***		
	(0.333)	(0.333)		
Constant cut3	-1.756***	-1.756***		
	(0.330)	(0.330)		
Constant cut4	0.007	0.007		
	(0.328)	(0.328)		
Constant cut5	3.914***	3.915***		
	(0.349)	(0.349)		
OLS 常数项			52,154.199**	52,149.858**
			*	*
			(417.401)	(417.528)
观测值	19,944	19,944	19,944	19,944
R-squared/Pseudo	0.0682	0.0682	0.069	0.069
R-squared				

注: 本表使用高考行政数据 (2016 届高考学生样本)。基于考生的本科批次 (不含三本) 被录取的专业, ologit 模型使用表 1 中的各专业类的排序作为结果变量; OLS 模型使用表 1 中各专业类的平均起薪作为结果变量。括号内汇报了系数的稳健标准误 (聚类于毕业中学)。回归系数后的\*表示显著性水平: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

表 7 的结果显示, 在第 1 列 ologit 回归中, 信息干预变量的回归系数均显著为正, 表明信息干预显著提高了考生被经济回报水平更高的专业录取的概率, 印证了信息干预在实践过程中的作用和效果, 表明信息干预是有用的。为了检验问卷回答的缺失案例对结果的影响, 我们使用 PSM (Propensity Score Matching) 方法来对样本进行纠正, 尝试通过降低样本偏误可能产生的影响来探讨信息干预对于专业录取结果的影响效果。在 PSM 模型中, 我们以考生被录取本科专业大类对

应的经济回报水平作为因变量,使用 Logit 模型作为估计倾向值的方法,同时以 1:4 的比例为实验组挑选配对对照组样本观测值。平均处理效应 (ATE) 约为 125.06,且该效应在 5% 的水平上统计显著 ( $p\text{-value}=0.043$ ),表明接受信息干预的考生相较于与他们情况较相似但未接受信息干预的考生而言,其被录取专业对应的本科毕业生起薪水平显著更高。

第 2 列和第 4 列,加入了信息干预与农村户籍的交互项,交互项的系数为正,表明农村学生受到信息干预的影响更大;然而,由于统计效力的限制,干预效果的异质性并不显著。影响高考录取结果的因素多样而复杂,考生的专业录取结果不仅仅受到其高考志愿的影响,受到其志愿填报策略如“冲稳保”策略的影响,还受到在志愿录取过程中最基础的限制——高考分数,以及其他同院校-专业申请者情况的影响,此外还有最为无法人为预测和控制的——志愿调剂的影响。高考录取工程是一个庞大而复杂的工程,这或会影响到对信息干预效果异质性分析的结果。还需要更多研究进行深入分析。

#### 八、讨论:院校与专业的权衡取舍

如前所述,高考志愿填报是一个非常复杂的选择行为。与本文最相关的问题是,学生可能存在院校与专业之间的权衡取舍,即学生是否为了上一个心仪的专业,牺牲录取院校的质量?在现行的以高考分数为基础的中国高考录取制度下,学生可能受到分数的限制,如果需要满足特定的专业偏好(尤其是热门的、录取分数相对较高的),那么则需要适当考虑录取分数相对较低的院校;相反,如果考生想要进入录取分数更高的院校,那么进入这些院校的热门专业的可能性就小。基于专业类平均起薪的信息干预,可能对学生有两种行为影响:学生在给定院校质量下选择平均起薪更高的专业,或者学生在院校-专业权衡中更倾向于专业。我们进行两个实证验证。

表 8: 信息干预对高考院校录取结果的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2016 年院校录取平均分		2015 年院校录取平均分	
信息干预 (实验组)	<b>0.155</b>	<b>-0.216</b>	<b>0.192</b>	<b>-0.262</b>
	<b>(0.538)</b>	<b>(0.902)</b>	<b>(0.568)</b>	<b>(0.959)</b>
信息干预*农村户籍		<b>0.807</b>		<b>0.997</b>
		<b>(1.037)</b>		<b>(1.156)</b>
男性	-1.445***	-1.447***	-1.178***	-1.181***
	(0.260)	(0.259)	(0.245)	(0.245)
农村户籍	-0.881**	-0.980**	-1.337**	-1.463**
	(0.435)	(0.447)	(0.531)	(0.581)
年龄	-0.170	-0.167	0.074	0.077
	(0.160)	(0.160)	(0.195)	(0.196)
理科	36.025***	36.027***	34.635***	34.637***
	(1.100)	(1.102)	(1.267)	(1.269)
少数民族	0.765**	0.776**	1.368***	1.382***
	(0.292)	(0.296)	(0.364)	(0.368)
提档成绩	0.897***	0.898***	0.877***	0.877***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
是否为高校专项	-0.254	-0.299	-0.706	-0.762
	(0.662)	(0.666)	(0.605)	(0.610)
是否为自治区专项	-0.356	-0.340	0.240	0.260
	(0.689)	(0.682)	(0.790)	(0.781)
OLS 常数项	26.444***	26.406***	16.462***	16.413***
	(5.212)	(5.212)	(4.616)	(4.627)
观测值	22,041	22,041	19,812	19,812
R-squared/Pseudo/R-squared	0.927	0.927	0.913	0.913

注: 本表使用高考行政数据 (2016 届高考学生样本)。基于考生的本科批次 (不含三本) 院校, 计算该院校在 2016 年和 2015 年的宁夏录取平均分。括号内汇报了系数的稳健标准误 (聚类于毕业中学)。回归系数后的 \* 表示显著性水平: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

首先, 我们考察信息干预是否使得学生的录取院校质量下降。我们计算出 2016 年各高校在宁夏自治区录取的平均分、最低分, 将考生被录取高校当年的录取平均分、最低分作为因变量 (院校质量的代理变量), 并使用与表 7 完全一样的 OLS 回归模型。表 8 的前两列结果表明, 信息干预及其与农村户籍交互项回归系数均无统计显著性, 且系数非常小。由于信息干预实验的效果会在 2016 年院校录取结果上予以呈现, 因此使用 2016 年各高校录取平均分、最低分作为“院校质量” (暂未找到更为合适的表述) 的指标可能存在问题, 因此研究使用 2015 年 (实验开始前一年) 各院校在宁夏自治区录取平均分、最低分作为结果变量, 重复上述分析过程。表 8 的后两列显示, 结果仍然非常一致, 信息干预并没有使得学生录取的院系质量下降。附录-表 4 中使用最低分的结果是一致的。我们使用其他指标, 如大学排名, 作为高校质量的代理变量, 得到非常类似的结果。同时, 我们还检验



了信息干预对录取率的影响, 实验组的录取率 (83.95%) 和对照组 (83.80%) 没有显著区别 (t test p-value=0.75)。

表 9: 信息干预对高考专业录取结果的影响 (考虑院校录取)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	控制院校固定效应		控制院校-批次固定效应	
<i>A. 结果变量: 第一专业志愿的排序; 模型: ologit</i>				
信息干预 (实验组)	0.025 (0.036)	-0.035 (0.036)	0.015 (0.029)	-0.039 (0.033)
信息干预*农村户籍		0.131** (0.063)		0.119** (0.060)
<i>B. 结果变量: 第一专业志愿的平均起薪; 模型: OLS</i>				
信息干预 (实验组)	26.136 (33.005)	-26.985 (33.971)	11.577 (20.918)	-24.070 (26.147)
信息干预*农村户籍		112.319* (61.362)		75.363* (44.278)
<i>C. 结果变量: 被录取的专业类排序; 模型: ologit</i>				
信息干预 (实验组)	0.077** (0.036)	0.046 (0.034)	0.095** (0.043)	0.082** (0.036)
信息干预*农村户籍		0.069 (0.071)		0.030 (0.081)
<i>D. 结果变量: 被录取的专业类平均起薪; 模型: OLS</i>				
信息干预 (实验组)	55.528 (33.328)	11.196 (43.612)	61.342* (34.963)	39.548 (43.852)
信息干预*农村户籍		97.709 (78.732)		47.975 (79.552)

注: 本表使用高考行政数据 (2016 届高考学生样本)。在表 6 和表 7 的基础上, 控制院校固定效应 (1、2 列) 或院校-批次固定效应 (3、4 列); 其中, A 和 B 对应表 6 的结果, C 和 D 对应表 7 的结果; 其他控制变量的回归结果略去。括号内汇报了系数的稳健标准误 (聚类于毕业中学)。回归系数后的\*表示显著性水平: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

其次, 在表 9 中, 我们考察控制院校固定效应和院校-批次固定效应后, 信息干预对学生的志愿填报和录取结果的影响。结果并没有发生大的变化。这说明信息干预带来的专业录取变化, 并不是建立在院校录取变差的基础上的; 换言之, 基于平均起薪的信息干预, 在保持院校录取不变的情况下, 使得考生, 尤其是农村考生, 更可能填报、被录取到平均起薪更高的专业。

为什么实际结果中, 受到信息干预的考生大幅度改变专业排序, 但是没有出现院校和专业之间的权衡取舍呢? 我们认为, 一个懂得 (或者考虑) 院校-专业之间权衡取舍的考生, 一定是一个已经知道如何查询、使用相关信息的考生 (a sophisticated student), 她已经或应当已经了解了各专业之间的差异 (不仅是就业前景); 然而, 如果是连将本科 600 余个专业分成八大类的平均起薪差异都不清楚的学生, 她在高考志愿填报中一定还面临更多的信息问题。高考志愿填报是

一个零和博弈, 各院校和专业的录取名额既定。一个理想的状态应当是, 所有人在信息充分的条件下, 根据自己的偏好差异, 进行高考志愿填报。如果有一项信息干预帮助一位存在信息缺失等困难的农村、贫困考生, 做出更好的高考志愿填报, 更好地使用其高考分数, 获得更好的录取结果, 那么必然将有另一位分数相对更低一些的、原本可以将够上录取分数线而被压线录取的考生, 滑落到另一个次优的机会之上, 在现行高考录取制度的框架之下, 此举一定促进了教育公平——分数高者, 在同等条件下, 相较于分数低者, 具备优先选择权。那么提供更多、准确的信息, 将缩小由于家庭背景等带来的信息鸿沟, 帮助弱势学生做更好的教育选择。而这些信息的提供, 通常是可以通过低成本、规模化的公共政策手段予以施行的。

## 九、结论

在高中毕业之际, 选择接受什么样的高等教育, 是一个人一生中最为重要的选择之一。在中国的高考制度背景下, 高考志愿填报正是年轻的个体在其漫长的生命旅途中做出重要的教育选择的时点, 这或会影响到其一生的发展路径。本研究将家庭背景、专业选择、信息干预串联起来, 探索了信息干预对高考志愿专业选择的影响。

基于课题组于 2016 年在宁夏回族自治区实施的信息干预实验和相关调查数据, 以及宁夏教育主管部门提供的 2015、2016 年高考行政管理数据, 本研究发现, 家庭社会经济背景处于弱势的考生在专业选择和录取过程中也处于相对弱势地位, 而这可能与弱势背景的考生缺乏专业就业前景及预期收益相关信息有关; 以本科专业对应起薪为主要内容的信息干预导致了约 20% 的考生改变其专业意愿, 同时, 家庭社会经济背景较弱势的考生具有显著更高的概率改变其专业选择意愿; 信息干预改变了农村户籍考生的专业志愿选择行为, 提高了其优先选择经济回报较高专业的概率, 并使得考生拥有了更高的概率被经济回报较高专业录取。

本文的研究涵义在于: 一方面, 信息干预能够在一定程度上缩小社会经济背景相对弱势的考生与优势背景考生之间的信息鸿沟, 在一定程度上促进教育的机会公平和过程公平。因此, 在日后宏大而漫长的促进教育公平的政策努力中, 应重视信息的作用, 信息干预不失为一种经济而有效的手段。另一方面, 单独给予

信息的效果或许是有限的,在实施信息干预的过程中,在可能的情况下,应对信息干预的时间点、信息干预的次数、信息干预的内容以及信息干预的方式方法进行科学设计,以达到信息干预的预期理想效果;而对于弱势群体在教育上的帮助除了信息之外,还需要有更多配套措施和制度完善,应给予其更多的关怀。

由于数据可得性和实施信息干预实验的条件限制,研究样本仅局限在宁夏回族自治区考生,因此本研究主要讨论宁夏的情况,但样本能否有效代表全国,研究结论能否拓展,即研究是否有较高的外部效度还有待进一步验证和探讨。另外,影响考生进行专业志愿选择(填报)和最终录取的因素多样而复杂,影响其进行专业选择的不仅仅有以未来预期收益为主的经济方面的因素,还有以学费和住宿费为主的现期成本经济因素,以及专业学习难易程度、未来就业前景、专业对应职业社会地位、专业男女比例等一系列非经济因素的影响,本研究结果也表明了当前信息干预研究本身的一些限制。Duflo(2017)亦指出,由于政策效果取决于设计细节,实际信息干预政策的结果可能与研究人员所设想的干预的预测结果有所不同,不同的信息类型、信息呈现方式、持续时间和互动水平差异很大,相应的政策实施结果也是一个混合的效果。因此,此类研究也有待于将来通过更具有代表性的样本、更精细的实验研究设计来加以完善。

## 参考文献

- [1] 鲍威.第一代农村大学生的升学选择[J].教育学术月刊, 2013(1):5-13.
- [2] Becker, G. S. Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. NBER Books, 1964, 18(1): 556.
- [3] Bettinger, E. P., Long, B. T., Oreopoulos, P., & Sanbonmatsu, L. The role of application assistance and information in college decisions: Results from the H&R Block FAFSA experiment. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(3), 1205-1242.
- [4] Bird, K. A., Castleman, B. L., Goodman, J., & Lambertson, C. Nudging at a national scale: Experimental evidence from a FAFSA completion campaign. EdPolicyWorks working paper no. 55, 2017.
- [5] Booij, A. S., Leuven, E., & Oosterbeek, H. The role of information in the take-up of student loans. *Economics of Education Review*, 2012, 31(1):33-44.
- [6] Cabrera, A. F. & La Nasa, S. M. Understanding the college choice of disadvantaged students. *New Directions for Institutional Research*. San Francisco: Jossey-Bass, 2000.

- [7] Castleman, B. L., Page, L. C., Schooley, K. The Forgotten Summer: Does the Offer of College Counseling After High School Mitigate Summer Melt Among College-Intending, Low-Income High School Graduates? *Journal of Policy Analysis & Management*, 2014, 33(2):320-344.
- [8] 陈思,丁延庆,刘霄,等.农村学生“高分低录”的现象及原因——基于宁夏高考数据的分析[J]. *教育经济评论*, 2018(2).
- [9] Dinkelman, T. , & Martínez A. C. Investing in Schooling in Chile: The Role of Information About Financial Aid for Higher Education. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(2):244-257.
- [10] Duflo, E. The Economist as Plumber. *Cepr Discussion Papers*, 2017, 107(5):1-26.
- [11] 樊明成.我国大学生专业满意度调查分析[J].*教育学术月刊*, 2011(10):43-45.
- [12] Frauke, H. P., & Zambre, V. Intended college enrollment and educational inequality: Do students lack information?. *Economics of Education Review*, 2017, 60: 125-141.
- [13] 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.
- [14] Hastings, J. S., & Weinstein, J. M. Information, School Choice, and Academic Achievement: Evidence from Two Experiments. *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(4):1373-1414.
- [15] Hastings, J. S., Neilson, C., & Zimmerman, S. D. The Effects of Earnings Disclosure on College Enrollment Decisions. *Nber Working Papers*, 2015.
- [16] Herber, S. P. The role of information in the application for merit-based scholarships: Evidence from a randomized field experiment. *BERG Working Paper Series*, 2015.
- [17] Hoffman, J. J., Goldsmith, E. B., & Hofacker, C. F. The Influence of Parents on Female Business Students' Salary and Work Hour Expectations. *Journal of Employment Counseling*, 2011, 29(2):79-83.
- [18] Hossler, D., Schmit, J., & Vesper, N. *Going to college: Social, economic and educational factors' influence on decisions students make*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1998.
- [19] Hoxby, C., & Turner, S. Expanding college opportunities for high-achieving, low income students. *Stanford Institute for Economic Policy Research Discussion Paper*, 2013 (12-014).
- [20] Jabbar, H. The Behavioral Economics of Education: New Directions for Research. *Educational Researcher*, 2011, 40(9):446-453.
- [21] Jacob, B. A., McCall, B. P., & Stange, K. M. College as Country Club: Do Colleges Cater to Students' Preferences for Consumption?. *Journal of Labor Economics*, 2018, 36(2): 309-348.
- [22] Jensen, R. The (Perceived) Returns to Education and the Demand for Schooling. *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(2):515-548.
- [23] 纪月梅,秦蓓.性别工资差别与人力资本--来自大学毕业生的经验分析[J].*世界经济文汇*, 2004(6):13-22.
- [24] Kerr, S. P., Pekkarinen, T., Sarvimäki, M., & Uusitalo, R. Post-secondary education and information on labor market prospects: A randomized field experiment. 2015.
- [25] Kim, C., Tamborini, C. R., & Sakamoto, A. Field of Study in College and Lifetime Earnings in the United States. *Sociology of Education*, 2015, 88(4):320.
- [26] Koch, A., Nafziger, J., & Nielsen, H. S. Behavioral economics of education. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2015, 115:3-17.
- [27] Lavecchia, A. M., Liu, H., & Oreopoulos, P. Behavioral economics of education: Progress and possibilities. In *Handbook of the Economics of Education*. 2016, Vol. 5, 1-74. Elsevier.

- [28] 廖娟, Joop Hartog, 丁小浩. 预期收入、风险与教育选择——来自北京六所高校的经验证据[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2013(2):126-134.
- [29] Loewenstein, G., Sunstein, C. R., & Golman, R. Disclosure: Psychology Changes Everything. Social Science Electronic Publishing, 2013, 6(1).
- [30] Long, B. T. How have college decisions changed over time? An application of the conditional logistic choice model. Journal of Econometrics, 2004, 121(1-2):271-296.
- [31] Loyalka, P., Song, Y., Wei, J., et al. Information, college decisions and financial aid: Evidence from a cluster-randomized controlled trial in China. Economics of Education Review, 2013, 36(36):26-40.
- [32] 陆根书, 刘珊, 钟宇平. 高等教育需求及专业选择中的性别差异及其影响因素分析[J]. 中国高等教育评论, 2010:14-29.
- [33] 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.
- [34] Manski, C. F. Adolescent econometricians: How do youth infer the returns to schooling?. In Studies of supply and demand in higher education (pp. 43-60). University of Chicago Press. 1993.
- [35] Manski, C. F., & Wise, D. A. College Choice in America. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1983.
- [36] McGuigan, M., McNally, S., & Wyness, G. Student Awareness of Costs and Benefits of Educational Decisions: Effects of an Information Campaign and Media Exposure. Social Science Electronic Publishing, 2014, 9(4):e93428.
- [37] 孟大虎. 拥有专业选择权对大学生就业质量的影响[J]. 现代大学教育, 2005(5):94-97.
- [38] Nguyen, T. Information, role models and perceived returns to education: Experimental evidence from Madagascar. Unpublished manuscript, 2008, 6.
- [39] Oreopoulos, P., & Dunn, R. Information and College Access: Evidence from a Randomized Field Experiment. Scandinavian Journal of Economics, 2013, 115(1):3-26.
- [40] Page, L. C., & Scott-Clayton, J. Improving college access in the United States: Barriers and policy responses. Economics of Education Review, 2016, 51:4-22.
- [41] Patricia, M. M. Choosing colleges: How social class and schools structure opportunity. Albany: State University of New York Press, 1997.
- [42] Perna, L. W. Studying college access and choice: A proposed conceptual model. In Higher Education: Handbook of Theory and Research. 2006, 99-157. Springer.
- [43] 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.
- [44] Schultz, T. W. Investment in Human Capital. The American Economic Review, 1961, 51(1), 1-17.
- [45] Sewell, W. H., & Shah, V. P. Social Class, Parental Encouragement, and Educational Aspirations. American Journal of Sociology, 1968, 73(5):559-572.
- [46] Song, C., & Glick, J. E. College Attendance and Choice of College Majors Among Asian-American Students. Social Science Quarterly, 2004, 85(5):1401-1421
- [47] Thaler, R. H., & Sunstein, C. R. Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness. Penguin. 2008.
- [48] Tierney, M. L. The Impact of Financial Aid on Student Demand for Public/Private Higher Education. Journal of Higher Education, 1980, 51(5):527-545.

- [49] Tierney, W. G., & Auerbach, S. Towards developing an untapped resource: The role of families in college preparation. In W. G. Tierney, Z. B. Corwin, & J. E. Colyar (Eds.), *Preparing for college: Nine elements of effective outreach* (pp. 29 -48). Albany, NY: University of New York Press, 2005.
- [50] 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.
- [51] Xie, Y., Fang, M., & Shauman, K. STEM education. *Annual Review of Sociology*, 2015, 41(1):331.
- [52] 杨钊,翁秋怡.高等教育扩招背景下收入预期对高等教育选择的影响[J].教育发展研究, 2014(23):19-26.