

专业选择与未来收入

——基于中国家庭追踪调查数据的实证研究

王立成，宗晓华

[摘要]文章基于2010年中国家庭追踪调查数据，利用逆概率加权回归调整方法来探究专业类型对个体经济收入的影响。研究发现：第一，我国各专业的收入回报存在明显差异，工科与社科类专业的收入回报最高，理科与文科类专业的收入回报最低，这预示着专业越是偏向市场应用，其收入回报越高；第二，机制分析结果表明，个体的专业选择会影响其就业的职业类型、行业类型以及部门类型，从而使其收入出现分化，这背后反映的是不同专业会形成不同类型的人力资本；第三，分组回归结果显示，各专业的收入回报在大专学历群体和女性群体中不存在明显差异，即专业选择带来的收入分化存在一定作用限度；第四，跨时期的比较分析表明，随着我国经济体制改革与产业结构升级，相对于文科类专业，社科与工科类专业的收入回报呈现扩大趋势。鉴于此，未来应加大对高考志愿填报的就业信息咨询服务、加快高校课程体系改革以及完善高校毕业生就业创业帮扶体系。

[关键词]高等教育；专业选择；收入回报；人力资本

一、引言

高校毕业生就业是就业工作的重中之重。据教育部最新统计数据，2022年以来全国普通高校毕业生规模保持在1000万人以上，预计2025年将达到1200万人。随着高校毕业生规模屡创新高，劳动力市场中高学历劳动者供给持续增加，加之宏观经济增速放缓与产业结构调整滞后，我国高校毕业生就业问题日益突出，待就业的高校毕业生占比从2019年的4.4%逐步提高

[收稿日期] 2023-12-20

[基金项目] 2023年度江苏省教育科学规划战略性与政策性重大招标课题“江苏高水平大学建设的政策统筹与评价改革研究”(A/2023/b7)。

[作者简介] 王立成，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱地址：wanglicheng201711@163.com；宗晓华，南京大学教育研究院，电子邮箱地址：zongxh@nju.edu.cn。

至2023年的7.4%。^①与此同时,近期兴起的大学生“高学低就”“慢就业”“毕业即失业”等现象正在加剧“新读书无用论”的盛行。

面对愈发严峻的就业环境,越来越多的学生试图通过接受更高层级教育来维系未来经济地位的上升通道,但更高层级教育的招生名额往往相对有限。并且,现实中高层级教育的扩招趋势将使得高学历的稀缺性降低、不同专业在收入回报上的竞争加剧(刘保中和张月云,2022)。正因如此,高等教育利益相关方开始将关注点转向学历的水平差异。一般而言,学历的水平差异又称为教育的横向分层,在高等教育领域主要表现为专业类型差异与院校质量差异。有证据表明,专业类型的收入回报差异要远高于院校质量的收入回报差异(Walker and Zhu, 2018; 李涛等, 2022)。换言之,选择一个“好专业”比选择一所“好学校”更为重要。正如James等(1989)所强调的:“虽然把你的孩子送入哈佛似乎是一项不错的投资,但把他送到当地的州立大学修读工程学、学习数学、获得高GPA,这反而是更好的私人投资。”

既然不同的专业选择会带来不同,乃至悬殊的经济收入,那么我国高校毕业生各专业的收入回报究竟如何?对此,有学者基于高校毕业生求职调查数据的实证研究发现,经济学、管理学和工学的就业起薪明显最高(卿石松和曾湘泉,2013)。然而,另一项研究却强调,我国各专业的收入差距并不突出,仅工科类专业的起薪收入明显更低(岳昌君和邱文琪,2019)。更有研究指出,理科类专业才是我国高校毕业生起薪收入最高的专业(岳昌君等,2020; 管雨婷等,2024)。由此观之,已有学者对专业收入回报的估计并未达成一致。究其原因,一方面,起薪收入不是稳定的就业收入,容易受到短期经济波动影响,从而基于不同调查时点的样本会得到不同结果。例如,有学者测算发现,各专业的起薪收入差距要远低于稳定收入差距(Webber, 2014)。另一方面,大多关于专业类型与经济收入关系的讨论尚停留在相关性分析层面,遗漏变量和过度控制问题容易导致不同估计结果存在较大差异。此外,学界众多研究是以某一届高校毕业生而非就业市场中所有大学毕业生为分析样本,其所得结果实际上无法真实反映劳动力市场中各专业的收入回报差异。

有鉴于此,为了弥补现有文献的不足,本文基于2010年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,以劳动力市场中大专与本科学历群体为研究对象,探究劳动者专业类型对其经济收入的影响,利用逆概率加权回归调整(IPWRA)来克服其中的内生性问题,同时对两者间的作用机制与异质性进行分析,并结合跨

^① 数据来源于麦可思研究院发布的《2024年中国本科生就业报告》。

时期的专业收入回报估计结果展开讨论。

二、文献综述

人力资本理论认为,教育能够提升劳动者的知识与技能,进而可以提高个人的劳动生产率和工资收入(Schultz, 1961)。自20世纪70年代Mincer提出工资决定方程后,大量实证研究对此已有证明(Card, 1999)。尽管高等教育被认为是教育收益率最高的教育层次,但近年来伴随高等教育普及化的推进,我国高等教育收益率开始呈现出下降态势(刘泽云和刘佳璇, 2020)。换言之,教育的纵向分层在收入分配中的影响正在变弱。同时,高校扩招使得高等教育学历群体的内部身份差异愈发明显,学界开始关注高等教育的横向分层对个体就业表现的影响(Rumberger and Thomas, 1993)。

高等教育的横向分层是指高等教育内部不同的教育类型或教育质量,专业类型是其中一个重要维度。学界对专业类型与就业收入的关系做了很多讨论,根据研究范畴的不同,相关文献大致可以分为三类。第一类文献主要探究专业选择的影响因素,发现就业前景、个体特征、同伴效应以及家庭背景等均会影响到大学生的专业选择(吕慈仙和李卫华, 2014; 胡昱东等, 2016)。最近的一项研究指出,从重要性来看,就业形势对学生专业选择的影响仅次于性别与科类(孟静怡和郭修敏, 2022)。这暗示着专业选择直接关乎学生未来的就业发展,但关键问题是专业选择为何会影响到个体就业表现。为了回答这一问题,第二类文献在人力资本理论框架下展开分析,认为人力资本可以分为一般性人力资本与专业性人力资本(Becker, 1975),不同专业会形成具有不同结构特征的人力资本,而劳动力市场对不同专业人力资本的偏好差异自然会导致不同专业毕业生拥有不同的市场价格(邓磊, 2021)。基于此,第三类文献试图揭示劳动力市场中各专业的收入回报差异,但目前这类研究尚未形成定论(Altonji et al., 2012)。既有学者发现医学是收入回报最高的专业(Kirkeboen et al., 2016),也有学者认为商学才是收入回报最高的专业(Webber, 2016)。尽管如此,从更宽泛意义上来看,学界普遍认同市场应用型学科专业的收入回报要明显高于非市场应用型学科专业(Gerber and Cheung, 2008),其内在逻辑是市场应用型学科专业的毕业生拥有的技能更能满足用人单位的发展需求。

目前该研究处于争议之中主要有两方面原因:一是研究对象的异质性。不同国家和同一国家不同发展阶段的社会环境与经济制度存在差异,甚至学科专业划分标准也存在差异,故而基于不同样本得到的结果也必然存在区别。

虽然我国学者基于高校毕业生调查数据开展了大量相关研究，但其研究对象仍局限于某一届高校毕业生，其结果难以有效衡量就业市场中的实际专业收入回报。二是研究方法的严格程度。现有关于专业收入回报的研究大多停留在描述性与相关性分析层面，采用匹配法、工具变量法以及断点回归法等更为严格的准实验框架仍然较少。另外，多数研究使用的指标数据依赖于被访者的自我汇报，相应研究结果的内部有效性与外部有效性仍然值得商榷。正如 Altonji 等(2012)所强调的，“在通往专业收入回报的可靠测量标准道路上还有很长的路要走”。

基于上述讨论，本文使用中国家庭追踪调查数据来探究我国高校毕业生的专业收入回报，同时对其中的内生性、传导机制以及异质性问题进行考虑与解决。

三、研究设计

(一)模型构建

已有关于教育收益率的研究一般均采用扩展的明瑟收入方程，本文延续这一惯例，扩展的明瑟收入方程如下：

$$\ln Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{exp}_i + \alpha_2 \cdot \text{exp}_i^2 + \alpha_3 \cdot \text{edu}_i + \gamma_i \cdot \text{control}_i + \epsilon_i \quad (1)$$

其中，受教育水平可以写成以下等式：

$$\text{edu}_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{major}_i + \beta_2 \cdot \text{college}_i \quad (2)$$

将方程(2)代入到方程(1)中，最终得到以下方程：

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \alpha_0 + \alpha_3 \cdot \beta_0 + \alpha_1 \cdot \text{exp}_i + \alpha_2 \cdot \text{exp}_i^2 + \alpha_3 \cdot \beta_1 \cdot \text{major}_i \\ & + \alpha_3 \cdot \beta_2 \cdot \text{college}_i + \gamma_i \cdot \text{control}_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

其中， Y 表示个体收入， exp 表示工作经验， exp^2 表示工作经验的平方项， major 表示专业类型， college 表示院校类型， control 表示影响个体收入的其他因素， ϵ 表示随机干扰项， i 表示个体编号，其他符号均表示回归系数。

(二)变量选取

(1)个体收入。本文选取被访者在过去一年各类收入的总和作为模型的被解释变量。

(2)工作经验。现有研究主要采用“年龄—受教育年限—6”来测量个体的工作经验，其隐含假设是个体的学习经历要严格依照既有学制，且个体毕业后与同届毕业生同时找到工作。这一假设过于严格，本文直接采用个体年龄

来替代工作经验。

(3)专业类型与院校类型。本文对个体专业类型的测量直接采用受访者的自我汇报,具体分为哲学、经济学、法学、教育学、文学、历史学、理学、工学、农学、医学以及管理学,大类分科为文科(哲学、文学、历史学)、社科(经济学、法学、教育学和管理学)、理科(理学、农学、医学)和工科(工学);本文的研究对象为专科与本科学历群体,故将院校类型划分为高职高专院校、一般本科院校和重点本科院校(高职高专院校为对照组)。

(4)其他控制变量。本文选取的其他控制变量包括:性别(女性为对照组)、民族(其他民族为对照组)、12岁时的户口性质(非农户口为对照组)、是否为高校扩招后就读大学(高校扩招前就读大学为对照组)、父母受教育年限和家庭社会经济地位,其中家庭社会经济地位用父母的职业声望(ISCO分类标准)来代理。

(三)数据来源

本文使用的数据库为2010年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用该数据库主要有两方面考虑:第一,CFPS样本覆盖我国25个省/市/自治区,目标样本规模高达16000户,调查内容既包含个体、家庭、社区多层次信息,也涉及人口、经济、教育、健康等领域,该数据库可以很好地反映出我国经济社会发展的基本情况;第二,2010年为CFPS的基线调查年份,该年份调查的数据信息最为丰富,其他年份的数据库在个体专业信息方面存在较多缺失值,可供研究的样本过少,进而难以展开深入分析。需要注意的是,2010年CFPS调查的收入为受访者在2009年获得的收入。本文的研究对象均为已毕业大学生,且年龄在劳动年龄范围内,即男性年龄为16岁至60岁、女性年龄为16岁至55岁。变量的描述性统计结果见表1。

表1 变量的描述性统计

变量	样本量	极小值	极大值	均值
个体年收入(元)	1680	300	700000	35623.46
年龄(岁)	1680	19	59	34.64
性别(0=女,1=男)	1680	0	1	0.56
院校类型(1=高职高专院校,2=一般本科院校,3=重点本科院校)	1680	1	3	1.53
专业类型(1=文史哲,2=经济学,3=法学,4=教育学,5=理学,6=工学,7=农学,8=医学,9=管理学)	1671	1	9	4.88

续表

变量	样本量	极小值	极大值	均值
民族(0=其他民族, 1=汉族)	1680	0	1	0.94
12岁时的户口性质(0=非农户口, 1=农业户口)	1677	0	1	0.51
是否为高校扩招后就读大学(0=否, 1=是)	1680	0	1	0.33
父亲受教育年限(年)	1680	0	22	7.82
母亲受教育年限(年)	1680	0	16	6.22
父亲职业声望	1680	0	78	30.31
母亲职业声望	1680	0	78	25.05

四、我国高等教育专业收入回报的实证研究

(一) 各专业的收入差异

图 1a 结果显示, 2009 年我国劳动力市场中工学、经济学和管理学的年均收入最高, 均超过全体人员平均年收入, 而医学、教育学和农学的年均收入最低, 不足 30000 元。由此可以大致判断出, 2009 年我国高校各专业毕业生的收入差距较为突出, 其呈现出的基本特征是专业越是偏向市场应用则收入越高。当进一步将专业分成四大类时, 该特征表现更为明显(图 1b 和 1c), 并且四类学科专业的收入排序与麦可思研究院发布的《2010 年中国大学生就业报告》结果较为吻合, 这也印证了本文的分析样本具有良好的代表性。

就学历层次而言, 本科学历的专业收入高于大专学历的专业收入, 其中工科的年均收入在不同学历间的差距最大(图 1b)。这意味着学历提升会给专业带来一定的收入溢价, 这种溢价幅度在工科最高。此外, 从图 1c 结果来看, 各专业男性的年均收入均高于女性, 女性的年均收入均低于全体人员年均收入, 男性与女性在工科和社科的收入差距明显高于在文科和理科的收入差距。换言之, 在劳动力市场中, 男性与女性存在一定程度的收入不平等, 这种收入不平等在市场应用型专业表现得更为突出。相关研究也有类似发现, 如卿石松和郑加梅(2013)对男女大学生起薪差距的分解结果显示, 工学的工资性别歧视相对更高, 且非常稳健。

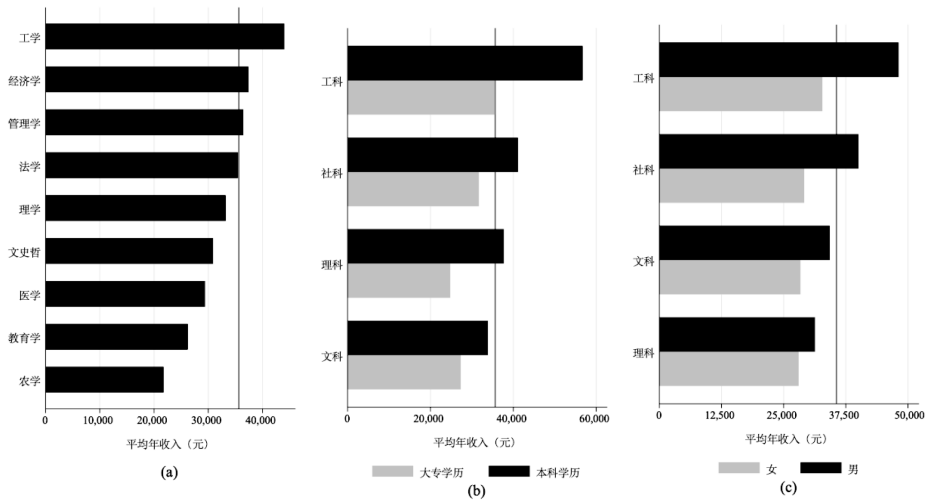


图 1 2009 年不同专业劳动者的平均年收入(辅助线为整体平均年收入)

(二) 基准回归

尽管图 1 已经呈现各专业的收入差异,但这种收入差异并不能够提供精准信息,原因是没有控制潜在的混淆变量和没有进行统计检验。因此,本文依据方程(3)对专业收入回报进行回归分析。

从表 2 的列(5)结果来看,以农学为对照组,仅教育学的回归系数不显著,其他专业的回归系数均显著大于 0。各专业的回归系数大小排序为工学>经济学>管理学>法学>医学>理学>文史哲>教育学/农学,该结果与图 1a 基本一致,表明劳动力市场中各专业的收入回报存在明显差异,且市场应用型专业具有一定收入优势。进一步地,工学、经济学和管理学专业的回归系数均在 0.4 以上,且区间估计结果没有显著差异,这意味着工学、经济学和管理学专业是我国“热门”专业。究其原因,高等教育的人才培养模式能否适应产业结构升级是影响就业质量的主要因素(马廷奇, 2013)。2009 年,我国第二产业产值为 157639 亿元(占国内生产总值的比重为 46.24%),其中工业产值占比为 85.79%,工业主导的经济体系自然会偏好工学专业毕业生。与此同时,2008 年国际金融危机发生后,政府提出的“四万亿”刺激计划也主要是对工业方面进行投资,这在客观上也扩大了市场对工学人才的需求。此外,随着我国由计划经济体制向社会主义市场经济体制转变,加之长期以来坚持以经济建设为中心,企业和政府部门为了实现自身发展目标,势必会对经济与管理方面人才存在强烈需求,因此经济学与管理学专业也必然存在更高的收入回报。

从大学专业的人才培养创新目标来看，理学专业是面向基础科学创新，强调基础知识与理论研究；工学专业是面向应用科学创新，强调技术应用与开发。理学专业的收入回报低于工学专业从侧面反映出我国当时的技术进步主要依赖于技术创新而非知识创新。对此，一个宏观证据是，2009年我国基础研究的经费支出为270.3亿元，而应用研究的经费支出则高达730.8亿元，后者是前者的2.7倍。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	对照组：农学				
教育学	0.139 (0.173)	0.247 (0.161)	0.227 (0.154)	0.224 (0.155)	0.209 (0.154)
文史哲	0.320* (0.169)	0.369** (0.159)	0.285* (0.152)	0.282* (0.153)	0.254* (0.153)
理学	0.336* (0.182)	0.485*** (0.170)	0.351** (0.160)	0.343** (0.161)	0.313* (0.160)
医学	0.273 (0.176)	0.365** (0.165)	0.370** (0.159)	0.370** (0.159)	0.351** (0.158)
法学	0.486*** (0.172)	0.518*** (0.160)	0.391** (0.153)	0.390** (0.154)	0.365** (0.154)
管理学	0.406** (0.166)	0.474*** (0.157)	0.449*** (0.150)	0.445*** (0.151)	0.411*** (0.150)
经济学	0.436*** (0.166)	0.469*** (0.156)	0.466*** (0.149)	0.465*** (0.150)	0.432*** (0.149)
工学	0.474*** (0.168)	0.614*** (0.158)	0.511*** (0.150)	0.504*** (0.151)	0.463*** (0.151)
年龄		0.147*** (0.018)	0.176*** (0.027)	0.175*** (0.026)	0.175*** (0.027)
年龄的平方		-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
男性			0.202*** (0.043)	0.208*** (0.043)	0.212*** (0.043)
汉族			0.157* (0.081)	0.154* (0.082)	0.155* (0.081)

续表					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
对照组：农学					
农业户口			0.049 (0.041)	0.023 (0.045)	-0.008 (0.046)
一般本科院校			0.191*** (0.051)	0.188*** (0.051)	0.186*** (0.051)
重点本科院校			0.568*** (0.060)	0.566*** (0.060)	0.553*** (0.060)
在高校扩招后入学			0.176** (0.088)	0.173** (0.088)	0.180** (0.088)
父亲受教育年限				-0.002 (0.005)	0.003 (0.005)
母亲受教育年限				0.009 (0.006)	0.010* (0.006)
父亲职业声望					-0.002** (0.001)
母亲职业声望					-0.002 (0.001)
常数项	9.729*** (0.158)	6.683*** (0.371)	5.669*** (0.563)	5.643*** (0.565)	5.740*** (0.568)
样本量	1671	1671	1668	1668	1668
R ²	0.016	0.108	0.169	0.170	0.177

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为稳健标准误。后表同。

(三) 稳健性检验

为了确保上述回归结果的可信度，本文采取多种方法对基准回归的稳健性进行验证。具体而言：一是将非正常毕业的个体样本予以剔除。个体进入特定专业就读后并不意味着其能正常毕业，虽然非正常毕业的学生只占少数，但这类学生的就业情况往往异于其他学生，进而影响到专业收入回报的估计。二是将个体毕业年份控制在 2008 年以前。大学生刚毕业时的起薪收入不具有稳定性，这会导致估计出的专业收入回报可参考性有所降低。三是控制个体的智力水平。尽管基准回归方程已经控制了个体的毕业院校类型，但即使是

同一院校，学生的专业选择也并非是完全随机的，个体的智力水平是一个明显的混淆因素。四是控制社会称许性反应。由于模型选取的所有变量数据均是来源于被访者的自我汇报，被访者在回答一些敏感信息(如收入)时可能会故意扭曲真实信息，这类现象被称为社会称许性反应。社会称许性反应会降低数据的质量，进而会影响到估计结果(郭菲等，2018)，故本文在回归方程中加入相关数据可信度指标以控制社会称许性反应。

表3的列(1)–(4)结果表明，无论采取何种检验方法，模型中各专业回归系数的大小排序、显著性与表2中结果基本保持一致。即使同时控制上述所有因素，参数的估计结果也与前文结果类似，见列(5)。由此来看，本文的回归结果具有良好的稳健性，各专业的收入回报估计结果可信度较高。

表3 稳健回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	对照组：农学				
教育学	0.216 (0.163)	0.171 (0.155)	0.220 (0.153)	0.231 (0.154)	0.182 (0.161)
文史哲	0.314* (0.162)	0.249* (0.150)	0.265* (0.151)	0.267* (0.153)	0.299* (0.157)
理学	0.335** (0.171)	0.271* (0.161)	0.338** (0.160)	0.335** (0.161)	0.306* (0.172)
医学	0.374** (0.167)	0.298* (0.158)	0.363** (0.157)	0.363** (0.159)	0.306* (0.163)
法学	0.370** (0.163)	0.295* (0.156)	0.378** (0.153)	0.372** (0.154)	0.311* (0.165)
管理学	0.459*** (0.159)	0.330** (0.152)	0.418*** (0.148)	0.430*** (0.150)	0.376** (0.158)
经济学	0.465*** (0.158)	0.335** (0.148)	0.448*** (0.147)	0.441*** (0.149)	0.361** (0.154)
工学	0.509*** (0.160)	0.413*** (0.152)	0.466*** (0.150)	0.470*** (0.151)	0.431*** (0.159)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
智力水平	未控制	未控制	控制	未控制	控制
社会称许性反应	未控制	未控制	未控制	控制	控制

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	对照组：农学				
样本量	1591	1323	1666	1666	1262
R ²	0.180	0.129	0.184	0.185	0.157

注：列(1)将样本进一步限制为大学正常毕业(本科获得学士学位，大专获得毕业证书)的学生；列(2)将样本限制为在 2008 年之前毕业的学生样本；列(3)将个体智力纳入基准模型中，测度个体智力的题项为“QZ207：受访者的智力水平？”；列(4)将社会称许性反应纳入基准模型中，测度社会称许性反应的题目为“QZ211：受访者回答的可信程度？”；列(5)为列(1)–列(4)的加总。

(四) 因果关系检验

前文的一系列分析忽略了样本自选择导致的内生性问题，如个体选择某个专业是因为对该专业及其相关行业有着较强偏好。考虑到专业类型是一个分类变量，本文使用逆概率加权回归调整(Inverse Probability-Weighted Regression Adjustment, IPWRA)来克服其中的内生性问题，相应的回归方程如下：

$$\ln Y_i = \alpha + \beta \cdot Z + v_i \quad (4)$$

$$P(\text{major}_i = 1 | W) = \frac{\exp(\delta + \tau \cdot W)}{1 + \exp(\delta + \tau \cdot W)} \quad (5)$$

其中，方程(4)为结果方程，用于估计个体的经济收入；方程(5)为处理方程，用于估计个体选择特定专业的概率； Z 和 W 分别为结果方程与处理方程的解释变量。

IPWRA 的优势在于，一方面可以突破倾向得分匹配(PSM)的限制，实现多个处理组间的有效匹配，且不会损失样本容量；另一方面结合了逆概率加权(IPW)和回归调整(RA)的功能，尽可能使不同处理组的混淆变量分布更加接近，具有双重稳健作用(Stoczyński and Wooldridge, 2017)。IPWRA 的估计分为三步：首先，基于处理方程，利用 Logit 模型估计个体选择每个专业的概率，并以此计算逆概率权重；其次，使用第一步测算的逆概率权重作为结果方程的回归权重，从而计算拟合收入；最后，计算不同专业组及其反事实的收入均值，从而得到平均处理效应。

当处理变量有过多分类时，IPWRA 会因样本量不足而无法正常进行。为此，本文将九个专业划分为四大学科专业进行分析。事实上，基于四大学科专业的估计结果所反映的信息与基于九个专业的估计结果所反映的信息基本一致(表 2 和表 4)，因此采用大类学科划分方法并不影响对估计结果的解

读。表4结果显示,经过逆概率加权回归调整后,工科和社科的估计系数有所降低,但二者仍然显著,同时工科的估计系数要略高于社科,这说明即使克服内生性问题,本文的实证结果也依旧稳健。此外,当把专业划分为三大学科专业时,社科和理工科的估计系数均显著,但系数大小基本相同;当把专业划分为两大学科专业时,人文社科的估计系数与理工科并无显著差异。这说明我国劳动力市场对各专业人才的偏好在小类专业间表现得更为明显,而在大类专业间则并不突出,这预示着学生应当根据精细化的市场就业信息来辅助自身的专业志愿填报,高校对专业结构的调整也要聚焦在小类专业上。

表4 宽口径专业分类下的估计结果

变量	OLS	IPWRA	变量	OLS	IPWRA	变量	OLS	IPWRA
	对照组:文科			对照组:文科			对照组:人文社科	
理科	0.037 (0.073)	0.046 (0.071)	社科	0.120* (0.062)	0.114* (0.064)	理工科	0.030 (0.044)	0.028 (0.044)
社科	0.123** (0.062)	0.114* (0.063)	理工科	0.128* (0.067)	0.119* (0.068)			
工科	0.207*** (0.078)	0.171** (0.085)						
控制变量	控制	控制	控制变量	控制	控制	控制变量	控制	控制
样本量	1668	1666	样本量	1668	1666	样本量	1668	1666
R ²	0.170	—	R ²	0.167	—	R ²	0.165	—

注:IPWRA估计的结果方程变量为年龄、年龄的平方、性别、民族、12岁时的户口性质、是否为高校扩招后就读大学、父母受教育年限和家庭社会经济地位,处理方程变量为年龄、性别、民族、12岁时的户口性质、智力水平、是否为高校扩招后就读大学、父母受教育年限和家庭社会经济地位。

(五)机制分析

已有结果显示,个体专业类型的不同会造成其经济收入出现分化,这种机制究竟是以何种方式实现的?本文选取个体就业的职业类型、行业类型以及部门类型进行讨论。

表5结果显示,从职业类型来看,无论是Logit估计还是IPWRA估计,理科、社科和工科的估计系数均显著大于0,这说明非文科毕业生在劳动力市场更容易获取高级职位。麦可思研究院对2009届大学生的就业调查也得到类似发现,即月起薪排名靠前的专业与职业主要为工科、高级技术人员或管

理人员。基于行业类型的估计结果表明,相较于文科,工科毕业生更容易进入第二产业就业,这意味着专业选择会通过影响个体从事的行业类型来影响收入。对此,有学者认为,学生在选择专业后接受的专业特定训练就已经约束了其未来的工作范围,从而限制了其潜在从事行业(贺光烨,2018)。与此同时,有研究显示,大学毕业生在不同行业间的起薪工资差异高达 41%,其中 80% 的差异归因于行业分割(柴国俊和邓国营,2011)。周丽萍和岳昌君(2017)的研究也得到相似发现,即我国高校毕业生就业收入在行业内的差距要远低于在行业间的差距,人力资本的异质性是解释行业收入差距的重要因素。尽管现实中也有高校毕业生从事与所学专业无关的工作,但专业与工作不对口将受到明显的“工资惩罚”(郭睿等,2019)。

此外,从部门类型来看,仅工科和社科的估计系数显著大于 0,说明这两类专业的毕业生更容易进入企业部门工作。换言之,学科专业越是偏向市场应用,其毕业生越容易进入市场化程度较高的部门,而市场化程度较高部门往往会拥有更高的收入,如《2010 年中国大学生就业报告》显示,2009 届本科生与大专生毕业半年内的月起薪在国有企业、中外合资/外资/独资企业中最高。

表 5 Logit 和 IPWRA 估计结果

变量	职业类型		行业类型		部门类型	
	Logit	IPWRA	Logit	IPWRA	Logit	IPWRA
对照组: 文科						
理科	1.023*** (0.250)	0.156*** (0.040)	0.082 (0.315)	-0.023 (0.038)	0.192 (0.233)	-0.010 (0.048)
社科	0.570*** (0.218)	0.065** (0.030)	0.499* (0.257)	0.018 (0.033)	0.732*** (0.183)	0.106*** (0.038)
工科	1.152*** (0.244)	0.177*** (0.040)	1.845*** (0.277)	0.304*** (0.046)	1.694*** (0.236)	0.315*** (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1668	1666	1459	1457	1441	1439

注:职业类型分为高级人员(Higher controllers)和非高级人员(Lower controllers、Routine nonmanual、Self-employed with employees 以及 Self-employed without employees 等),前者赋值为 1,后者赋值为 0;行业类型分为第二产业(赋值为 1)和第一/三产业(赋值为 0);部门类型包括企业部门(国有企业、集体企业、民营企业以及外资企业等)和非企业部门(政府部门、国有事业单位、民办非企业单位以及其他社会组织等),前者赋值为 1,后者赋值为 0。

(六) 异质性分析

从图 1 可以看出, 不同群体可能表现出不同特征的专业收入回报, 分析群体异质性将有助于理解专业选择与经济收入间的复杂关系, 因此本文按照学历与性别对样本进行分组回归, 结果如表 6 所示。

就学历层次而言, 大专学历群体各专业的估计系数并不显著, 且都较小; 反观本科学历群体, 各专业的估计系数均显著, 大小排序为工科>理科>社科>文科。这意味着本科毕业生在劳动力市场存在明显的专业收入差异, 而大专毕业生则并不存在这种差异。一个可能的解释是, 专科学校一般都是地方院校, 基本服务于地方的经济发展, 专科教育的目标就是培养学生适应市场的技术应用能力, 尽管名义上专科生存在学科类别差异, 但各学科专业所教授的大多都是市场应用型技能, 加之专科生毕业后大多就业于一般岗位, 其行业间的工资差异本身就比较小, 因此专科教育中各专业间的经济回报差异并不明显。不同于专科教育, 本科教育培养的人才未来从事的工作岗位层级往往比专科生更高, 其就业收入因产业结构发展需求而存在明显差异。

就性别差异而言, 女性群体并不存在显著的专业收入差异, 而男性群体就读工科和社科则会拥有明显的收入溢价。两者的差异预示着专业选择对男性更重要, 这也印证了我国社会长久以来存在的“男怕入错行”观念。究其原因, 高校毕业生在劳动力市场就业时会面临性别歧视, 女性进入那些专业技能要求高、经济回报高以及时间灵活度低等男性主导的工作时, 会由于社会偏见而在经济上处于不利地位(卿石松和郑加梅, 2013)。也就是说, 女性就读“热门”专业会受到明显的工资歧视, 这势必造成女性就读“热门”专业与就读“冷门”专业会得到无较大差异的收入回报。

表 6 分组估计结果

变量	OLS				IPWRA			
	大专	本科	男性	女性	大专	本科	男性	女性
理科	-0.086 (0.097)	0.191* (0.108)	0.000 (0.099)	0.087 (0.105)	-0.001 (0.093)	0.179* (0.099)	0.041 (0.093)	0.044 (0.104)
社科	0.052 (0.081)	0.166* (0.092)	0.163* (0.084)	0.076 (0.088)	0.104 (0.082)	0.176* (0.095)	0.166** (0.084)	0.050 (0.088)
工科	0.049 (0.100)	0.380*** (0.119)	0.257*** (0.099)	0.110 (0.138)	0.087 (0.108)	0.298*** (0.119)	0.266*** (0.101)	0.003 (0.143)

续表

变量	OLS				IPWRA			
	大专	本科	男性	女性	大专	本科	男性	女性
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1020	648	936	732	1018	648	935	731
R ²	0.109	0.234	0.179	0.135	—	—	—	—

注：以文科为对照组。

(七)进一步讨论

本文的研究对象为专科与本科学历就业人群，使用的样本容量仅为 1668 个，基于该样本得到的结果究竟能否真实反映劳动力市场的实际状况仍需讨论。为此，本文利用 2008 年中国综合社会调查 (CGSS) 数据进行比较分析。选取 2008 年 CGSS 数据出于以下考虑：一是 CGSS 是我国较早开展的全国性与综合性学术调查项目，其调查结果可以较为准确地反映社会经济的发展状况，如果基于 CGSS 的实证结果也能得到与本研究类似的发现，那么在一定程度上说明本文的实证结果具有良好的外部有效性；二是 CGSS 每年的调查内容并不一致，系统地调查被访者大学专业信息的年份仅为 2003 年和 2008 年，2008 年 CGSS 与 2010 年 CFPS 的时间间隔仅为 1 年，可以认为 2008 年 CGSS 反映的信息与 2010 年 CFPS 的差异并不大。

如表 7 所示，2008 年 CGSS 的实证结果来自 Hu 和 Vargas(2015) 的研究。具体来看，以理工类专业为对照组，两类数据库中经管类与法学的估计系数均不显著，教育学与其他专业的估计系数均显著。其中，CGSS 的其他专业估计系数大小明显高于教育学，而 CFPS 则不然。究其原因，CGSS 中的其他专业组主要是社会科学类，而本文设置的其他专业组并不包括社会科学类专业。与此同时，可以明显发现，两类数据库中医药类专业的回归系数显著性并不一致，原因可能是 CGSS 将专业划分成 19 大类，其中本应属于医药类的专业被划入某些单独的类别中，进而造成估计结果的差异。但总体而言，CGSS 与 CFPS 中相似专业 (经管类、法学和教育学) 的估计系数存在一致的符号与显著性，因此有理由相信本文的实证结果具有良好的外部有效性。

前文分析依据的是 2010 年 CFPS 数据，该数据反映的是 2009 年劳动力市场状况，经过多年发展，我国高等教育专业收入回报是否发生明显变化？本文利用 2018 年和 2020 年 CFPS 数据来分析近期的高等教育专业收入回报。

表7结果显示,无论是2018年CFPS数据还是2020年CFPS数据,以文科为对照组,理科、社科和工科的估计系数符号与显著性同2010年CFPS数据估计结果相同,即各学科专业的收入回报排序没有发生改变。但从系数大小来看,随着时间的推移,社科和工科的系数略有增加。换言之,市场应用型专业与非市场应用型专业的收入回报差距呈现扩大趋势。其他微观调查也有类似发现,如依据《2018年中国本科生就业报告》和《2020年中国本科生就业报告》测算,2017届工科、社科毕业生与文科毕业生的月起薪差距为739元、206元,而2019届毕业生的这一差距则增加至896元、239元。

表7 来自不同数据库的估计结果

变量	2008年 CGSS		2010年 CFPS		变量	2018年	2020年
	OLS	IPW	OLS	IPWRA		CFPS	CFPS
					对照组: 理工类		
					对照组: 文科		
经管类	-0.04 (0.08)	-0.10 (0.08)	-0.006 (0.057)	0.015 (0.062)	理科	0.012 (0.074)	0.078 (0.087)
法学	0.27 (0.21)	0.04 (0.09)	-0.056 (0.073)	-0.093 (0.078)	社科	0.092* (0.054)	0.135* (0.077)
医药类	-0.23** (0.11)	-0.29*** (0.08)	-0.076 (0.085)	-0.077 (0.088)	工科	0.194** (0.076)	0.203** (0.092)
教育学	-0.24* (0.13)	-0.39*** (0.09)	-0.220*** (0.077)	-0.151* (0.086)			
其他	-0.22*** (0.09)	-0.16* (0.095)	-0.207*** (0.069)	-0.182*** (0.071)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制变量	控制	控制
样本量	504	504	1666	1666	样本量	731	630
R ²	—	—	0.180	—	R ²	—	—

注:基于2008年CGSS的实证结果来自Hu和Vargas(2015)。

五、结论与政策启示

随着高等教育进入普及化时代，我国高等教育收益率呈现出下降态势，利益相关方开始将关注点从教育的纵向分层转向教育的横向分层。作为高等教育横向分层的重要维度，专业类型的收入回报差异成为学界的研究重点。本文基于CFPS数据，以劳动力市场中大专与本科学历群体为分析样本，探究个体专业类型对其经济收入的影响，主要得到以下结论：

第一，我国高等教育各专业存在明显的收入回报差异，工学、经济学以及管理学是收入回报最高的专业，农学、教育学以及文史哲则是收入回报最低的专业，这表明专业越是偏向市场应用，其收入回报就越高；第二，不同的专业选择会造成人力资本积累的异质性，在实践中通过影响个体就业的职业类型、行业类型和部门类型来影响其收入；第三，我国高等教育专业收入回报存在明显的群体异质性，专业收入回报差异在大专学历群体与女性群体中并不显著，在本科学历群体与男性群体中较为突出，这说明专业选择所造成的收入差异存在一定限度范围；第四，随着时间的推移，相较于文科，我国社科和工科的收入回报呈现扩大趋势，这种变化主要归结于近些年来我国经济体制改革与产业结构升级的推进。

在我国当前加快推进共同富裕与实施就业优先战略的背景下，本文的研究结果隐含着如下三点政策启示：

第一，对学生的高考志愿填报提供精准的就业信息辅助服务，降低信息不对称对学生后续发展产生的负面影响。我国高等教育的专业分流主要发生在高考志愿填报阶段，学生选择何种专业直接影响到未来四年，乃至整个职业生涯的发展走向。然而，学生及其家长对各专业进行权衡时往往缺乏可靠的与真实的辅助信息，尤其是就业相关信息。虽然市场上存在众多咨询机构，但其收费相对较高，且提供的服务未见得有效(Ye, 2022)。对此，教育部已经尝试做出改革，如2024年“阳光高考”信息平台开始提供免费的信息服务系统，但目前该系统提供的专业就业信息较为笼统。早在2013年，教育部就要求高校每年必须编制并发布学生就业质量报告，该报告内容属于公开信息，因此未来教育部可以将其导入“阳光高考”的信息服务系统，为学生的专业选择提供精准信息。近期一项大规模随机实验结果表明，专业起薪的信息干预可以显著提高农村籍学生选择收入回报更高专业的概率(丁延庆等, 2021)。

第二，加快构建高校专业人才培养的多元化课程体系，消除学生跨专业课程学习的制度障碍。学生选择不同专业会影响其未来在劳动力市场的职业类型、行业类型以及部门类型，进而拥有不同的经济收入，该机制背后反映的是市场对不同类型人力资本的偏好。由于特定专业的名额是有限的，一些学生进入该专业必定意味着另一些学生无法进入该专业，这在客观上就已经导致学生未来经济地位的分化。如果某个专业的学生也有机会获得其他专业的技能，那么该问题就可以在在一定程度上被克服。并且，随着人工智能的快速发展，学生只掌握一项专业技能难以在技术进步的创造性破坏下生存。换言之，培养学生的多元化技能是当前高等教育改革的重要趋势。因此高校应从人才培养的课程体系入手，扩大通识类课程的范围，并提高其专业性，同时贯通各专业的课程学分认定标准。更为重要的是，要为学生跨专业学习提供制度支持，如对跨专业学习学生在评奖评优等方面进行分类管理，避免学生过度重视分数的提高而弱于能力的训练。

第三，完善高校毕业生就业创业帮扶体系，形成人才培养与人才就业的双向联动机制。本文的异质性分析结果表明，各专业的收入回报在不同群体内部的分布存在较大不同，这意味着高校需要采取差异化策略促进毕业生高质量就业创业。首先，强化毕业生就业创业宣传机制，根据各专业毕业生就业前景，多形式宣传各地方政府与行业企业针对毕业生就业创业的政策支持，推动毕业生积极就业创业；其次，优化毕业生就业创业监测机制，建立数字工作平台及时掌握毕业生的就业创业动态，组织专家对毕业生面临的求职问题进行分析与诊断；再次，细化毕业生就业创业指导机制，充分利用学校社会资源，如校企与校友，利用多种手段做实做细针对困难毕业生群体的就业创业帮扶工作；最后，深化毕业生就业创业反馈机制，对毕业生就业创业情况进行长期追踪，将毕业生反馈的就业创业意见进行整理与研讨，据此调整专业人才培养体系。

[参考文献]

- 柴国俊、邓国营，2011：《行业选择与工资差异——来自大学毕业生劳动力市场的证据》，《南开经济研究》第1期。
- 邓磊，2021：《大学育人的市场逻辑及其超越》，《现代大学教育》第1期。
- 丁延庆、杜立珍、李伟、伍银多、杨晋、叶晓阳，2021：《信息干预对高考志愿专业选择的影响——来自大规模随机实验的证据》，《经济学(季刊)》第6期。
- 管雨婷、蔡璐澜、郑伊欣、岳昌君，2024：《学校“层次”对高校毕业生就业质量的影响研

- 究——基于2019年全国高校毕业生就业状况调查的实证分析》，《教育经济评论》第2期。
- 郭菲、赵琳、连志鑫，2018：《大学生自我报告的学习投入可靠吗——大学生群体的社会称许性反应及对自陈式问卷调查的影响》，《华东师范大学学报(教育科学版)》第4期。
- 郭睿、周玲玲、苏亚琴、杨伟国，2019：《学历、专业错配与高校毕业生就业质量》，《劳动经济研究》第2期。
- 贺光烨，2018：《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》，《社会》第2期。
- 胡昱东、陈劲、李明坤，2016：《研究型大学大类培养模式下学生专业选择影响因素分析》，《清华大学教育研究》第4期。
- 李涛、孙媛、邬志辉，2022：《2021年疫情背景下中国高校应届毕业生就业状况有何变化？——一项基于2021年和2020年全国调查数据的实证研究》，《华东师范大学学报(教育科学版)》第2期。
- 刘保中、张月云，2022：《高等教育分流与大学生就业机会差异》，《青年研究》第2期。
- 刘泽云、刘佳璇，2020：《中国教育收益率的元分析》，《北京师范大学学报(社会科学版)》第5期。
- 吕慈仙、李卫华，2014：《高校学生专业选择的影响因素分析——基于理性选择理论的视角》，《高等工程教育研究》第1期。
- 马廷奇，2013：《产业结构转型、专业结构调整与大学生就业促进》，《中国高等教育》第Z3期。
- 孟静怡、郭修敏，2022：《高考志愿中的专业选择及其影响因素研究》，《中国考试》第7期。
- 卿石松、曾湘泉，2013：《本科毕业生起薪的专业差异分析》，《北京大学教育评论》第4期。
- 卿石松、郑加梅，2013：《专业选择还是性别歧视？——男女大学生起薪差距成因解析》，《经济学(季刊)》第3期。
- 岳昌君、邱文琪，2019：《高校毕业生就业的学科差异研究》，《西北工业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 岳昌君、夏洁、邱文琪，2020：《2019年全国高校毕业生就业状况实证研究》，《华东师范大学学报(教育科学版)》第4期。
- 周丽萍、岳昌君，2017：《经济新常态下的高校毕业生行业收入差距研究——基于2009—2015年全国高校毕业生抽样调查数据的实证分析》，《教育与经济》第6期。
- Altonji, J. G., E. Blom and C. Meghir, 2012, “Heterogeneity in Human Capital Investments: High School Curriculum, College Major, and Careers”, *Annual Review of Economics*, 4(1): 185-223.
- Becker, G. S., 1975, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with*

- Special Reference to Education*, New York: Nation Bureau of Economic Research.
- Card, D. , 1999, “The Causal Effect of Education on Earnings”, In Orley Ashenfelter and David Card, eds. , *The Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Elsevier: 1801-1803.
- Gerber, T. P. and S. Y. Cheung, 2008, “Horizontal Stratification in Postsecondary Education: Forms, Explanations, and Implications”, *Annual Review of Sociology*, 34(1): 299-318.
- Hu, A. and N. Vargas, 2015, “Economic Consequences of Horizontal Stratification in Postsecondary Education: Evidence from Urban China”, *Higher Education*, 70(3): 337-358.
- James, E. , N. Alsalam, J. C. Conaty and D. -L. To, 1989, “College Quality and Future Earnings: Where Should You Send Your Child to College?”, *American Economic Review*, 79(2): 247-252.
- Kirkeboen, L. J. , E. Leuven and M. Mogstad, 2016, “Field of Study, Earnings, and Self-Selection”, *The Quarterly Journal of Economics*, 131(3): 1057-1111.
- Rumberger, R. W. and S. L. Thomas, 1993, “The Economic Returns to College Major, Quality and Performance: A Multilevel Analysis of Recent Graduates”, *Economics of Education Review*, 12(1): 1-19.
- Schultz, T. W. , 1961, “Investment in Human Capital”, *The American Economic Review*, 51(1): 1-17.
- Słoczyński, T. and J. M. Wooldridge, 2017, “A General Double Robustness Result for Estimating Average Treatment Effects”, *Econometric Theory*, 34(1): 112-133.
- Walker, I. and Y. Zhu, 2018, “University Selectivity and the Relative Returns to Higher Education: Evidence from the UK”, *Labour Economics*, 53: 230-249.
- Webber, D. A. , 2014, “The Lifetime Earnings Premia of Different Majors: Correcting for Selection Based on Cognitive, Noncognitive, and Unobserved Factors”, *Labour Economics*, 28: 14-23.
- Webber, D. A. , 2016, “Are College Costs Worth It? How Ability, Major, and Debt Affect the Returns to Schooling”, *Economics of Education Review*, 53: 296-310.
- Ye, X. Y. , 2021, “Personalized Advising for College Math: Experimental Evidence on the Use of Human Expertise and Machine Learning to Improve College Choice”, *Working Paper*.

Major Choice and Future Earnings: Empirical Study Based on China Family Panel Studies Data

WANG Li-cheng¹, ZONG Xiao-hua²

(1. Business School, Beijing Normal University;

2. Institute of Education, Nanjing University)

Abstract: Based on the 2010 China Family Panel Studies data, this paper uses inverse probability-weighted regression adjustment to explore the impact of major choice on income. The findings are as follows: Firstly, there are obvious differences in the income return of various majors in China, with engineering and social science majors have the highest income return and science and liberal arts majors have the lowest income return. This indicates that the more market-oriented the majors are, the higher their income return will be. Secondly, the mechanism analysis results indicate that the individual's choice of major will affect their employment occupation type, industry type, and department type, resulting in income differentiation. This reflects that different majors will form different types of human capital. Thirdly, the group regression results show that there is no difference in the income return of each major in the college educated group and the female group, indicating that there is a certain limit to the income differentiation caused by major selection. Lastly, cross period comparative analysis shows that with China's economic system reform and industrial structure upgrading, compared to liberal arts majors, social science and engineering majors show an expanding trend in income returns. In view of this, in the future, we should increase employment information consulting services for college entrance examination application, accelerate the reform of the university curriculum system, and improve the employment and entrepreneurship assistance system for college graduates.

Key words: higher education; major choice; income return; human capital

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 胡咏梅)