

# 职业教育与个人的社会地位获得\*

## ——基于年龄与世代效应的分析

刘云波 张 叶 杨 钊

**[摘要]** 职业教育对个人社会地位获得的影响直接关系到职业教育的吸引力,与当下普职分流所引发的教育焦虑紧密相关。基于2003—2017年中国综合社会调查数据和年龄—时期—世代模型研究职业教育社会地位获得的年龄效应和世代效应发现,中等职业教育人群的职业声望显著高于普通高中教育人群,而高等职业教育人群的职业声望显著低于普通本科教育人群。中等职业教育对社会地位的影响存在年龄和世代效应。随着年龄的增加,中职人群和普通高中人群的职业声望差距逐步拉大;随着世代的更替,中职人群和普通高中人群的职业声望差距逐渐缩小。对社会地位等级自评的分析发现,中职人群低估了其获得的实际社会地位,存在认知偏差。职业教育的社会地位获得既受微观个体生命历程的影响,也深刻地烙上宏观社会变迁的印记。提高职业教育对个人社会地位获得的影响效应是提升职业教育吸引力的必由之路。为此,应关注职业教育毕业生的职业生涯发展和终身成长,给予技能人才公平待遇,落实职业教育的类型属性,营造崇尚技能的社会文化。

**[关键词]** 职业教育; 社会地位; 职业声望; 人力资本

**[作者简介]** 刘云波,北京师范大学教育学部副教授;张叶,北京师范大学教育学部硕士生(北京 100875);杨钊,北京大学教育学院长聘副教授(通讯作者:pyang@gse.pku.edu.cn 北京 100871)

职业教育是我国教育事业的重要组成部分。目前,职业教育招生难和吸引力低等现象已成为困扰职业教育发展的难题。2019年,《国家职业教育改革实施方案》明确提出,职业教育和普通教育是两种不同的教育类型,具有同等重要地位。职业教育能否具备同普通教育一样的吸引力,取决于在劳动力市场中职业教育能否带给个体和普通教育同等的收入和社会地位。只有当职业教育能带

给个人不低于普通教育所产生的经济和非经济收益,职业教育才有可能成为一条学生和家長自发选择的教育路径,从而形成“人人皆可成才”的社会环境。

### 一、问题的提出

职业教育作为一种典型的人力资本投资形式,可以帮助个人掌握一技之长,提升劳动

\* 本文系国家自然科学基金2021年度青年项目“增值评价视角下的职业学校投入要素与学生非认知技能发展的关系研究”(编号:72104030)的研究成果。

生产效率，并获得更高的工作收入。研究发现，相比于普通高中毕业生，接受中等职业教育（以下简称中职）可以为个人带来更高的收入回报。<sup>[1]</sup>与接受同级普通教育（通识教育）相比，接受职业教育的毕业生有更高的收益与回报。<sup>[2]</sup>但现实中，社会对职业教育的认可度不高，“好就业、难招生”和学生满意度不高是职业教育的常态。<sup>[3]</sup>一般情况下，人们更愿意选择就读普通教育，职业教育是学生在无法就读普通学校情形下的“无奈选择”。<sup>[4]</sup>从个人发展来看，个体在做出教育选择决策时，会理性地考虑各种教育选择的成本和收益。职业教育收益不只包括工作所能带来的经济收益，也包括无法用货币来度量的非经济收益，如获得体面有尊严的工作和较高的社会地位等。

职业教育对个人社会地位获得的影响，直接关系职业教育对大众的吸引力。当下普职分流所引发的教育焦虑，某种程度上正是职业教育吸引力低的表现。有学者指出，个人教育选择与教育带来的社会地位变动密切相关。<sup>[5]</sup>改革开放初期至20世纪末，职业教育能够给人们提供向上流动、实现阶层跃迁的机会，受到社会的欢迎。<sup>[6]</sup>但随着21世纪初高等教育的扩招，中职逐渐丧失了提升个人社会地位的功能。<sup>[7]</sup>接受职业教育的学生无法获得较高的社会地位，使得职业教育陷入招生难、吸引力不足的困境。<sup>[8]</sup>

目前，关于职业教育对个人社会地位影响的研究以思辨分析为主，缺乏严谨的实证研究，学界对职业教育的社会地位效应的认知并不清晰。在实证研究中，学者多是从单一的时间维度出发分析职业教育的回报。如职业教育收益率研究者从微观个体出发，探讨随着年龄的变化个体收入在生命的不同阶段的变化趋势。<sup>[9]</sup>有研究指出，政策变革对不同时期个体的职业教育收益产生了不同的影响。<sup>[10]</sup>还有学者注意到了不同世代群体面临的发展机遇不同，导致职业教育的回报不

同。<sup>[11]</sup>这些研究常常只关注年龄、时期和世代三种时间维度中的某一个维度，往往忽视了其他时间变量可能产生的影响。

实际上，我国职业教育人群的社会地位收益不仅受微观因素的影响，同时也受宏观社会经济因素的调节。外部的社会环境因素作用于处于不同生命阶段的个体，从而使得职业教育的劳动力市场效应在不同出生世代的群体之间产生分化。<sup>[12]</sup>因此，为获得职业教育的社会地位收益的准确效应，需要在研究中分离出可能的年龄、时期和世代因素的影响。

为解决上述理论和实践难题，本研究将运用年龄—时期—世代（Age-Period-Cohort Model，以下简称APC模型）方法，探讨中职和高等职业教育（以下简称高职）对个体社会地位获得的影响效应，以及该效应在不同的年龄阶段、不同的出生世代群体中的特征。本文的研究问题包括：与同级普通教育相比，接受职业教育的人群的社会地位有何特征；伴随着个体的年龄增长，职业教育能否促进个体获得更高的社会地位；不同世代群体接受职业教育对其社会地位的获得有何影响等问题。

本研究一方面综合运用社会学和教育经济学的学科知识探讨职业教育的社会地位效应，丰富和拓展职业教育收益研究，将研究视角深入职业教育的功能定位。另一方面，通过分析个人社会地位的年龄和世代变迁趋势，将微观生命周期与宏观的社会历程结合起来，更全面、深入地评估职业教育对个体职业发展的影响，深化对职业教育低吸引力问题的理解。本研究希冀为家庭、个人的教育选择和相关政策的制定提供证据支持，为技能型社会建设提供依据。

## 二、文献综述

目前，职业教育收益的研究主要聚焦于

职业教育为个人带来的就业机会和工资收入等方面回报，<sup>[13]</sup>鲜有学者关注职业教育带来的非经济回报，<sup>[14]</sup>尤其是对于社会地位的影响。本研究从职业教育与社会流动的关系出发，聚焦职业教育与社会地位的关系及其年龄和世代的变迁趋势。

### （一）职业教育与社会流动

职业教育可以促进个体技能的形成和社会流动。人力资本理论提出，个体可以通过接受教育和培训形成人力资本。<sup>[15]</sup>人力资本包括通用技能和专用技能，二者均可提高劳动生产率、提升个体获得工作的概率和收入。个体的职业教育投资行为取决于技能与工作机会的相关性，如果职业教育能够显著提升其获取工作的概率、改善就业质量，那么个人就会进行技能投资，以实现社会地位的跃升。根据赖特（Wright, E. O.）提出的技能资产理论，依据对技术/资格证书占有情况，将人群分为专家和非技术性人员，前者拥有以证书为基础的技能资产，后者不拥有技能资产。<sup>[16]</sup>在工业社会结构中，专家属于中间阶级，他们占有部分组织资产和技术/资格证书资产，以此为基础获得生产者剩余。个体可通过教育与培训获得技能资产，从而实现社会流动。帕金（Parkin, F.）认为，专业资格和技术证书制度与财产制度同样重要，是现代资本主义社会分层的两大基本制度，技术证书决定着谁可以进入何种职位。<sup>[17]</sup>财产和资格证书被视为可以相互交换、彼此等价的资产。在决定社会分层、阶级结构方面，技术证书的社会流动功能丝毫不亚于财产制度。职业教育可以帮助个体获得资格证书，并以此为基础实现社会阶层流动。

随着知识经济的发展，技能促进社会流动的功能有可能下降。知识社会学理论提出，知识经济已成为工业经济之后的一种新的经济模式。<sup>[18]</sup>随着知识社会的深化，各国

均出现了去工业化趋势，劳动力市场的两极分化加剧。产业工人内部根据技能水平差异分化出新的群体——白领阶层的技术人员，同时，其他传统蓝领产业工人数量下降。伴随着知识商品化程度的加深，文凭和证书成为知识的替代物，出现了依赖文凭证书系统来组织社会结构的文凭社会。<sup>[19]</sup>文凭证书系统的扩张使其成为社会个体竞争职业身份并进入某一阶层的入门证，且使得技能培训成为文凭证书获得的副产品。

文凭是从体力劳动跨越到非体力劳动不可逾越的障碍。在当代社会，学历教育文凭成为社会成员实现社会阶层向上流动的重要凭证，吸引越来越多的人来追逐。中国逐步从工业社会转型为知识社会，随着中等和高等教育的大规模扩张，出现了文凭通货膨胀和贬值，社会成员转而追求更高的学历文凭。<sup>[20]</sup>职业教育和技能证书在推动社会流动方面的功能下降，在社会中逐步被边缘化。

社会流动是个体社会地位的动态变化过程，与个体社会地位获得紧密相关。本文尝试利用APC模型对职业教育与社会地位的年龄效应和世代效应进行分析，检验职业教育与社会地位关系的变化过程。

### （二）职业教育和社会地位获得

社会地位，有时也被称为社会声望，是社会分层理论学家们长期关注的热点问题之一。社会地位是指社会上绝大多数人对某个人或某个群体的综合性价值评价，通常用职业声望或社会政治经济地位指数<sup>①</sup>来表示。<sup>[21]</sup>声望代表了个人地位的等级，<sup>[22]</sup>职业声望是用来评估个体的社会地位的一个重要表现。<sup>[23]</sup>

职业声望一般是人们对社会上的各种职业按照好坏程度与高低等级进行赋分，依据得分高低来排列职业的声望等级。<sup>[24]</sup>在一定时期内，职业声望相对高低的评分排序具有

① 鉴于社会政治经济地位指数是由受教育程度等因素直接计算而成，因此本文暂不考虑该指标。

稳定性。〔25〕国际上通常采用标准国际职业声望 (Treiman's Standard International Occupational Prestige Scale, 以下简称 Treiman's SIOPS) 指数来测量职业地位,〔26〕以此来反映个人的社会地位水平。一个职业的声望越高,该指数分值越高。此外,社会地位层级的主观自我认知也是测量社会地位的一个重要指标。在具体操作中,被调查者一般通过主观自我评价,对自身的社会地位归属层级进行判断。〔27〕

职业声望可以视作教育的一种私人收益。早期实证研究发现,受教育程度与获得更高声望的职业之间有着积极的关系。〔28〕类似于教育的收入效应,相比于普通高中毕业生,高职毕业生更有可能获得具有较高社会经济地位的工作。〔29〕这一结论在其他研究中也得到证实。〔30〕

但相比于同级普通教育,职业教育对个人社会地位的影响并不具有明显的优势。国内有学者提出,职业教育具有功利性和工具性等特点,在人才培养过程中更侧重技术性和应用性,忽视了人的全面发展,职业教育所培养的学生往往位于初级的职业岗位和较低的社会阶层中。〔31〕职业教育培养的劳动者进入的岗位往往缺乏“专属性”的职业地位和向上社会流动的机会及空间。〔32〕这与部分国外学者的观点一致。尽管职业教育能够提供就业机会,但是与普通教育相比,职业教育教授较低水平的技能,提供的文化资本和社交技能相对较少,可能使学生进入次一级的劳动力市场,〔33〕毕业后学生多从事低收入水平的职业,几乎没有向上流动的机会。〔34〕

### (三) 职业教育影响社会地位的年龄效应和世代效应

除了受教育水平因素,个人社会地位的获得还会受到年龄、性别和父亲的社会地位等因素的影响,同时也会受到社会变迁和特定历史事件等宏观因素的影响。因此,有必要把职业教育与个人社会地位的关系研究纳入个体的生命周期和时代变迁的背景进行分

析,即考察年龄效应和世代效应。

年龄效应是指伴随生命历程的个人技能、经验、劳动能力等各方面发生的变化,这种变化影响着劳动者的就业和社会地位。〔35〕有研究发现,高技能获得过程是人的生命和时间持久地向一个实践方向积累的结果,技能高超的人才年龄多集中在30~50岁。〔36〕对于接受职业教育的个体来说,成长为高能人才是向上流动的主要通道。个体的技能成长需要技能的累积和精进,需要时间的积累。但同时,随着年龄的增加,个人学习新的动作技能的难度逐步加大,并且对于某些技能习得而言,过了一定的年龄段(黄金期),学习者很难真正地掌握这些技能。

有实证研究发现,早期职业声望和社会地位与劳动力的初始阶层和教育程度相关,但随着工作经验的增加,即年龄的增长,教育的影响会慢慢减弱。〔37〕该研究并没有区分职业教育和普通教育的影响差异。此外,哈努谢克(Hanushek, E. A.)等人利用欧洲11个国家的国际成人素养调查(IALS)数据探讨了整个生命周期中教育类型对劳动力市场结果的影响,发现在职业教育较为发达的国家(如德国),接受职业教育的个体在年轻时候更容易获得工作,但是就业优势会随着年龄增加而逐渐消失。〔38〕这项研究主要探讨了接受职业教育的个体的年龄对就业可能性的影响,而年龄与个人职业声望或社会地位之间的影响关系有待进一步研究。

世代效应是指受到青少年时期所经历的历史事件和国家政策的影响,出生于同一时期的人群在接受教育、求职就业等经历方面具有一定的相似性。〔39〕不同出生世代的人群则出现不同的生命轨迹。不同世代之间的差异性反映出了宏观社会经济结构、历史事件和国家政策对个体生命历程的独特影响,从中可以映射出社会变迁的趋势。〔40〕作为教育体系的一个重要组成部分,我国的职业教育受到国家政策的强有力影响。同时,作为一

种和劳动力市场紧密关联的教育类型，职业教育的发展也受到社会经济的影响和制约。中华人民共和国成立之后，职业教育经历了曲折而缓慢的发展历程。改革开放以来，职业教育又经历了辉煌、滑坡和重塑等阶段。<sup>[41]</sup>我国职业教育政策的变革和市场经济的发展可能会对接受职业教育的不同世代人群产生特定的影响，他们身上被深深地打上了宏观社会变迁的烙印。

有实证研究发现，中职和普通高中毕业生的收入差异随出生世代的不同而变化。<sup>[42]</sup>但这些研究关注的仅是职业教育的经济回报问题。有学者利用2010年的中国家庭追踪调查数据发现，相比于普通高中人群，中职人群在职业声望、职业社会经济地位指数和收入等方面的优势具有世代效应，这种优势仅存在于“80前”群体中，在“80后”群体中基本消失。<sup>[43]</sup>这份研究初步涉及世代效应，但对于世代的划分较为简单且局限于高中学段。

本研究将利用多年的中国综合社会调查数据构造混合截面数据，运用APC模型分析方法研究职业教育与个人社会地位的关系，通过对年龄和世代效应的分析揭示职业教育对社会地位获得的长期影响。

### 三、研究设计

依据前文文献，本研究采用历时多年的中国综合社会调查数据，构建职业教育影响个人社会地位获得的APC模型进行实证分析，具体研究设计如下。

#### （一）数据和变量

本研究采用了中国综合社会调查（Chinese General Social Survey，以下简称

CGSS）2003、2006、2010、2011、2012、2013、2015和2017年8个年度的数据构成的混合截面数据。<sup>①</sup>CGSS数据采用多阶段随机抽样的方法，从全国范围内选择调查对象进行问卷访问。数据包括调查对象的个人信息、家庭资料、工作情况等多方面信息。<sup>②</sup>本研究仅保留受教育程度为中职、普通高中、专科和本科的人群，并删除变量信息缺失的数据，最终有效样本为14883份。

在因变量方面，本文主要利用职业声望来测量个人的社会地位。学者们一般用Treiman's SIOPS指标来测量个人的职业地位和社会地位。该指标反映出全社会对各种职业社会声望的普遍性认知。本文还选取了个人社会地位等级的主观评价这一指标来开展分析，以此来测量个人对其社会地位的主观自我认知。从社会认知和自我认知两个方面较为全面地讨论个人的社会地位水平。

自变量包括职业教育、年龄、出生世代和时期等变量。根据被调查者的教育程度是接受职业教育还是同级普通教育以及学历层次是高中还是大学，定义中职虚拟变量（1表示中职，0表示普通高中）和高职虚拟变量（1表示高职，0表示普通本科）。在高中和大学两组子样本中分别定义年龄和出生世代。年龄限定在18~60岁，并计算年龄平方项。出生世代涉及1943年到1999年出生的人群，按照每5年分为一组，定义各个世代组（如1943—1947年出生世代、1948—1952年出生世代等）。<sup>③</sup>时期为CGSS数据调研的相应年份。

控制变量包括个人、家庭和地区等特征，具体包括男性、党员、户籍、婚姻状况、父母最高受教育年限、父亲职业声望、地区等变量。（见表1）

① 2008年调查数据因为缺乏父亲职业编码变量，不采用。

② 对比国家统计局公布的我国人口抽样调查样本数据和第六次人口普查数据中的人口受教育程度分布与部分年份的CGSS数据中的人口受教育程度分布，发现分布比重大体一致，可知样本具有较好的代表性。

③ 1998—1999年出生的人群数量相对较少，故与1993—1997年出生世代合并为一组。

表 1

变量说明及描述性结果

变量名称	变量含义	高中样本		大学样本	
		均值	标准差	均值	标准差
因变量					
职业声望	标准国际声望（取值为 12-78）	38.227	12.548	48.397	13.076
社会地位等级自评*	“您认为您自己目前在哪个等级上？”从下层到上层分为 1-5 等	2.393	0.849	2.673	0.783
第一层自变量					
职业教育	高中阶段：中职=1，普通高中=0；大学阶段：高职=1，本科=0	0.382	0.486	0.545	0.498
年龄	18-60 岁	40.328	10.771	35.731	9.490
男性	是=1，否=0	0.550	0.497	0.536	0.499
党员	是=1，否=0	0.125	0.330	0.285	0.451
户籍	城镇户口=1，农业户口=0	0.677	0.468	0.875	0.331
婚姻状况	已婚=1，未婚=0	0.838	0.369	0.745	0.436
父母最高受教育年限	将最高受教育程度转换为相应教育年限	8.272	2.726	10.019	3.201
父亲职业声望	标准国际声望（取值为 12-78）	40.067	11.771	42.575	13.362
地区	东部地区=1、中部地区=2、西部地区=3	1.617	0.734	1.499	0.726
第二层自变量					
世代	出生年份为 1943-1999 年，每 5 年分为一组	—	—	—	—
时期	2003-2017 年间 8 个调查年份	—	—	—	—
样本数#		8008		6875	

注：1. \*将个别年份中对社会地位自我评估的十等分统一处理为五等分数据（1-5分）；2. #为进入回归方程中的有效样本数。

## （二）研究方法和模型

本研究采用社会科学领域研究变迁趋势的 APC 模型，来分析职业教育对社会地位影响的年龄和世代效应。在模型中，由于年龄、时期和世代三个因素之间会存在多重共线性，普通的线性回归模型无法解决 APC 模型难以识别的问题。对此，学者们陆续开发出了多种方法来解决共线性问题。目前最具代表性、学者们更认可的方法是多层交叉随机效应法（Hierarchical APC-Cross-Classified Random Effects Models，简称 HAPC-CCREM）。[44]

该方法把年龄变量设置在第一层，把年龄作为个体（生命周期）因素来分析，用固定效应来估计。同时，把时期和世代变量放置在第二层，并将每个个体嵌入时期和世代交叉分类构成的组别，打破第二层时期和世代

之间的线性关系。[45] 此时，某一年度和某一世代组别可以看作是对社会地位获得的宏观的随机影响因素，通过高层次的随机效应来估计。通过分层模型的嵌套关系设定，使得高阶层面的时间维度在某种意义上变成了环境变量，它对个体层面的影响体现在对回归系数和截距的影响上，避免了原始的 APC 模型变量之间的共线关系。[46] 基准模型如下。

第一层模型：个人层面

$$Y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{1jk} VET_{ijk} + \beta_{2jk} AGE_{ijk} + \beta_{3jk} AGE_{ijk}^2 + \beta_{4jk} CON_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

其中， $Y_{ijk}$  表示属于世代  $j$  和时期  $k$  的个体  $i$  的社会地位（标准国际声望或社会地位自评）； $VET_{ijk}$  表示职业教育的虚拟变量； $AGE_{ijk}$  表示年龄； $CON_{ijk}$  表示男性、党员和户籍等若干控制变量。此处把社会地位表达为年龄的二次函数。[47]

第二层模型：时期和世代层面

$$\beta_{0jk} = \pi_0 + \mu_{0j} + \nu_{0k} \quad (2)$$

$\beta_{0jk}$  代表截距，表示处在世代  $j$  和时期  $k$  中所有个体社会地位水平的均值。 $\mu_{0j}$  表示世代  $j$  作用在截距上的随机效应， $\nu_{0k}$  表示时期  $k$  作用在截距上的随机效应， $\mu_{0j} \sim N(0, \sigma_{0\mu})$  和  $\nu_{0k} \sim N(0, \sigma_{0\nu})$  均服从正态分布。

将方程 (2) 代入方程 (1) 中得到基准方程的全模型 (3)：

$$Y_{ijk} = (\pi_0 + \mu_{0j} + \nu_{0k}) + \beta_{1jk}VET_{ijk} + \beta_{2jk}AGE_{ijk} + \beta_{3jk}AGE_{ijk}^2 + \beta_{4jk}CON_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

$\beta_{1jk}$  即是在控制了年龄、时期和世代变量的条件下，职业教育相对于同级普通教育而言对个人社会地位的影响效应。

为测量职业教育的年龄效应，在第一层中加入职业教育与年龄、年龄平方的交互项，再代入模型 (3)，得到年龄效应的全模型 (4)。

$$Y_{ijk} = (\pi_0 + \mu_{0j} + \nu_{0k}) + \beta_{1jk}VET_{ijk} + \beta_{2jk}AGE_{ijk} + \beta_{3jk}AGE_{ijk}^2 + \beta_{4jk}VET_{ijk}AGE_{ijk} + \beta_{5jk}VET_{ijk}AGE_{ijk}^2 + \beta_{6jk}CON_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (4)$$

其中，与普通教育相比，职业教育对社会地位的影响效应随着年龄的变化趋势由  $\beta_{4jk}$  和  $\beta_{5jk}$  决定，即年龄效应。

为估计职业教育的世代效应，参照李婷和范文婷的做法<sup>[48]</sup>，在第二层模型中再加入一组模型：

$$\beta_{1jk} = \pi_1 + \mu_{1j} \quad (5)$$

其中， $\pi_1$  表示是在控制了世代差异后，职业教育（相比于普通教育）对社会地位的平均效应， $\mu_{1j}$  表示第  $j$  个世代对职业教育与社会地位关系的影响效应， $\mu_{1j}$  服从正态分布  $\mu_{1j} \sim N(0, \sigma_{1\mu})$ 。如果职业教育与社会声望的关系在  $j$  个世代间存在显著性差异，那么  $\sigma_{1\mu}$  将通过方差显著性检验。将方程 (5) 代入方程 (3) 中得到世代效应的全模型 (6)：

$$Y_{ijk} = (\pi_0 + \mu_{0j} + \nu_{0k}) + (\pi_1 + \mu_{1j})VET_{ijk} + \beta_{2jk}AGE_{ijk} + \beta_{3jk}AGE_{ijk}^2 + \beta_{4jk}CON_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (6)$$

根据对  $\mu_{1j}$  的随机效应方差的估计结果

(是否显著)，可以判断职业教育（相比于普通教育）是否在世代趋势上存在差异，也即是否存在职业教育的世代效应。

#### 四、实证分析结果

研究分别对高中阶段和大学阶段两组子样本进行估计，考察中职对高中毕业人群社会地位的影响和高职对大学毕业人群社会地位的影响。估计结果如下。

##### (一) 中职对个人职业声望的影响

结合上文的模型 (3)、(4) 和 (6)，分别估算出中职对个人职业声望的影响以及这一影响效应的年龄趋势和世代趋势，分别得到表 2 中模型的估计结果。

模型 (a) 发现，相比于普通高中人群，中职人群的职业声望显著更高，平均约高出 3.917 分。加入职业教育与年龄、年龄平方的交互项后（模型 b）发现，中职与普通高中教育对职业声望的影响差异依然显著。也即两类受教育人群在职业声望之间的差异主要体现在年龄差异上。在世代效应模型（模型 c）中，也是如此。即中职人群的职业声望显著高于普通高中人群的职业声望。

##### 1. 年龄效应

模型 (b) 中，职业教育与年龄的平方交互项为正 (0.008,  $p < 0.001$ )，职业教育与年龄的交互项为负 (-0.494,  $p < 0.001$ )。这说明，职业声望随着年龄的变化趋势，在中职人群和普通高中人群中存在显著的差异。这通过作图说明更为直观（见图 1）。总体上，两类受教育人群的职业声望都随着年龄的增加先略有下降，然后随着年龄的增长而增加。中职人群在 25 岁时，职业声望处于最低；而普通高中人群在 21 岁时最低。相比较而言，中职人群的平均职业声望在各年龄段都普遍高于普通高中人群。年龄变化趋势在不同类型的教育中存在显著差异。随着年龄的增加，中职人群的职业声望上升速度更快，二者之

表 2 职业教育对职业声望影响的 APC 模型 (高中阶段)

变量	(a)	(b)	(c)
一层变量			
职业教育 (是=1)	3.917*** (0.293)	10.533*** (3.575)	4.245*** (0.639)
年龄	-0.276** (0.128)	-0.141 (0.149)	-0.375*** (0.114)
年龄平方	0.005*** (0.002)	0.003 (0.002)	0.006*** (0.001)
职业教育*年龄		-0.494*** (0.189)	
职业教育*年龄平方		0.008*** (0.002)	
性别	-0.420 (0.276)	-0.403 (0.275)	-0.411 (0.275)
党员 (是=1)	5.339*** (0.424)	5.265*** (0.423)	5.274*** (0.423)
户口 (城市=1)	0.673** (0.319)	0.614* (0.318)	0.604* (0.318)
已婚 (是=1)	0.320 (0.437)	0.383 (0.436)	0.301 (0.434)
父母最高受教育年限	0.043 (0.056)	0.048 (0.056)	0.043 (0.056)
父亲职业声望	0.103*** (0.012)	0.102*** (0.012)	0.102*** (0.012)
参照组: 东部地区			
中部地区	0.604** (0.305)	0.567* (0.304)	0.574* (0.304)
西部地区	1.278*** (0.396)	1.198*** (0.396)	1.204*** (0.395)
二层随机效应方差			
时期			
截距项	2.146* (1.160)	1.982* (1.077)	2.308* (1.241)
世代			
职业教育			3.209* (1.808)
截距项	0.479 (0.364)	0.336 (0.267)	1.477* (0.884)
N	8008	8008	8008
拟合 BIC	62707.09	62696.6	62698.23

注: 1. \* p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01; 2. 括号中为标准误。

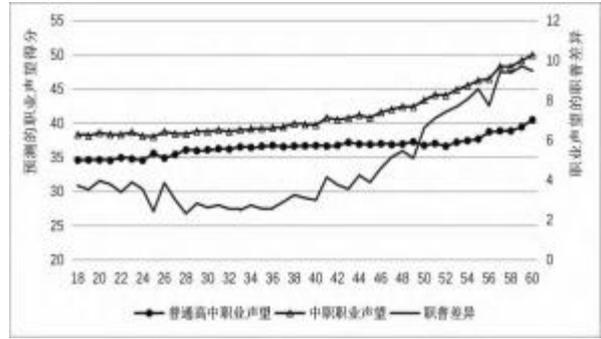


图 1 中职对职业声望的影响随年龄的变化趋势

间的差距不断拉大。在 59 岁时,二者之间的差距达到顶峰,相差约 9.7 分。

本研究发现,中职对职业声望的影响存在年龄效应。这可能是由于与普通高中人群相比,中职人群更多就业于具备一定专业性和技术性的工作岗位。随着工作经验的增加,中职毕业生的专业优势持续累积,专业性技术工作岗位的职业声望较其他工作岗位更高,因此年龄更大的中职毕业生与普通高中毕业生相比,获得较高的社会地位。此外,还有研究发现,职业教育毕业生在 38~60 岁时收入超过普通高中毕业生,更高的收入本身也可以带来更高的职业声望。[49]

## 2. 世代效应

根据模型(c)回归结果可知,二层的随机效应方差显著(p<0.1),职业教育的世代效应显著。也即中职相比普通高中教育对职业声望得分的影响效应在不同世代上存在显著差异。结合图 2 发现,随着新旧世代的更替,普通高中和中职人群的职业声望都随之下

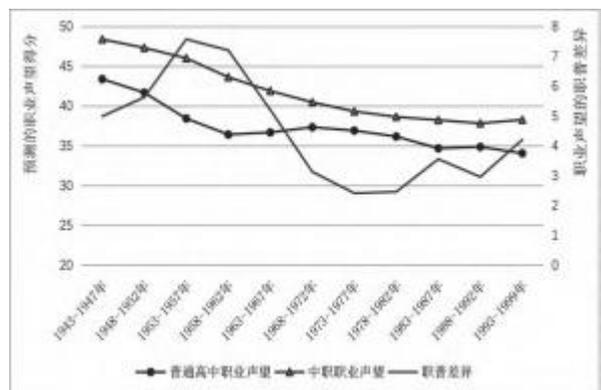


图 2 中职对职业声望的影响随世代的变化趋势

降。尽管中职人群的职业声望在各个世代都普遍高于普通高中教育人群的职业声望，但二者之间的差距大体上呈现不断缩小的趋势。也即中职人群带给个人社会地位的相对优势在不断减弱。

对于早期的世代而言，中职人群可以获得较高的社会地位，这与当时的社会政治经济背景和国家政策有关。20世纪五六十年代，百废待兴，国家大力发展工业经济，急需大量技术技能人才发展经济。国家出台政策，就读中职学校可以免除学费、获得补贴，毕业后由国家统一分配工作，且可以实现农业户籍向非农业户籍的转化。这一时期，中职属于精英教育，只有成绩优异的初中（或部分高中）毕业生才能考取，毕业后可以获得薪酬不菲、社会地位较高的“金饭碗”。<sup>[50]</sup>此时，高等教育群体规模较小，中职人群属于职业群体中的佼佼者，有机会进入专业性和技术性工作岗位，甚至社会声望较高的基层和中层管理岗位。相比之下，普通高中毕业生如果不能继续升学或进入工厂工作，就业机会非常有限，大多数农村普通高中毕业生只能返乡就业。这一时期，中职带给早期世代的社会地位收益很高。

改革开放到20世纪90年代中期，中职得到短暂的恢复和发展，但同一时期，国家恢复高考，高等教育得到快速发展，在一定程度上弱化了中职人群的社会地位优势。同时，我国开始向市场经济转型，私营经济逐步发展，普通高中教育人群有了更多的工作机会。20世纪80年代开始，中职毕业生不再包分配。90年代中期，中职学历不再能促成城乡户籍转换，毕业生需要通过自主就业进入劳动力市场。中职人群的户籍和就业优势消失，对优质生源的吸引力下降。20世纪末的高等教育扩招，使得中职生源质量下降，高等学校毕业生的超额供给也严重挤压了中职毕业生的就业空间。<sup>[51]</sup>中职毕业生多数就职于制造业和服务业的私营企业，岗位的社会声望较低，

薪酬待遇不容乐观。<sup>[52]</sup>随着中职毕业生在劳动力市场上的竞争力下降，其社会地位日渐下降，民众对中职的认可度走低。

## （二）高职对个人职业声望的影响

类似地，在高等教育阶段分别估计出高职对个人职业声望的影响以及这一影响效应的年龄趋势和世代趋势，分别得到表3中模型的估计结果。可以发现，高职对个人职业声望产生了显著负向影响（模型a）。相比于普通本科人群，高职人群的平均职业声望得分显著更低。这一影响效应在考虑了职业教育的世代趋势后，仍显著为负。

高职人群与普通本科人群在职业声望上的显著差异，反映出长期以来人们将这两类教育定位为不同层次的教育——代表着受教育者能力的高低。根据劳动力市场分割理论，本科教育毕业生可能更多进入主要劳动力市场，而高职毕业生更多进入次要劳动力市场；高职毕业生可能流向收入和职业声望较低的行业，如制造业和生产性服务业，而本科毕业生更多进入信息、金融等高职业声望的行业。现实中的很多政策都是这种层次教育观念的体现。这些都限制了高职人群个人社会地位的提升，导致其职业地位普遍低于普通本科人群。

在模型（b）中加入年龄及年龄的交互项后，高职与普通本科教育对职业声望的影响变得不再显著。两类受教育人群在职业声望之间的差异主要体现在年龄差异上。本文基于表3的系数预测了个体职业声望随时间的变化趋势。从总体上来看，随着年龄的增加，本科和高职毕业生的职业声望有所增加，并且高职和普通本科教育群体在职业声望得分上的差距先下降后上升，在39岁达到最低点-5.8分。

模型（c）的结果显示，高职对个人社会地位的影响不存在世代效应。换句话说，对于不同世代的群体而言，高职对个人职业声望的影响效应，与普通本科教育相比并不存在

表 3 职业教育对职业声望影响的 APC 模型 (大学阶段)

变量	(a)	(b)	(c)
一层变量			
职业教育 (是=1)	-4.870*** (0.316)	5.416 (4.436)	-4.756*** (0.424)
年龄	0.208 (0.137)	0.537*** (0.204)	0.210 (0.137)
年龄平方	0.0002 (0.002)	-0.004 (0.003)	0.0001 (0.002)
职业教育*年龄		-0.545** (0.243)	
职业教育*年龄平方		0.007** (0.003)	
性别	-0.523* (0.309)	-0.521* (0.309)	-0.528* (0.309)
党员 (是=1)	1.355*** (0.359)	1.345*** (0.359)	1.362*** (0.359)
户口 (城市=1)	1.142** (0.493)	1.153** (0.493)	1.170** (0.493)
已婚 (是=1)	0.578 (0.448)	0.504 (0.449)	0.533 (0.449)
父母最高受教育年限	-0.033 (0.055)	-0.032 (0.055)	-0.031 (0.055)
父亲职业声望	0.048*** (0.013)	0.048*** (0.013)	0.048*** (0.013)
参照组: 东部地区			
中部地区	1.872*** (0.375)	1.911*** (0.376)	1.899*** (0.375)
西部地区	2.676*** (0.454)	2.667*** (0.454)	2.673*** (0.454)
二层随机效应方差			
时期			
截距项	0.977 (0.596)	0.976 (0.596)	0.963 (0.590)
世代			
职业教育			0.627 (0.666)
截距项	1.56e-15# (1.92e-14) #	1.47e-15# (1.87e-14) #	0.201 (0.273)
N	6875	6875	6875
拟合 BIC	54394.58	54402.34	54410.19

注: 1. \* p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01; 2. 括号中为标准误; 3. #为科学计数法。

① 因年龄效应模型的解释力度更优, 且世代效应模型的二层随机效应方差的标准误无法估计, 故选用年龄效应模型。

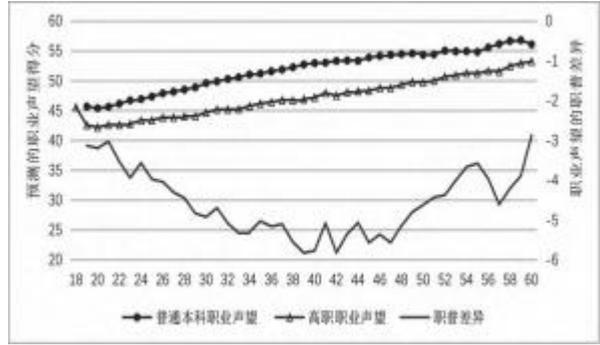


图 3 高职对职业声望的影响随年龄的变化趋势

显著的差异, 相差在-5分左右, 比较稳定(见图4)。这可能是由于我国的高职教育处于高等教育层次, 所培养的人才在相当长一时期内属于精英人才, 满足了当时劳动力市场的技能人才的发展需求, 受到社会经济结构转型的冲击有限。

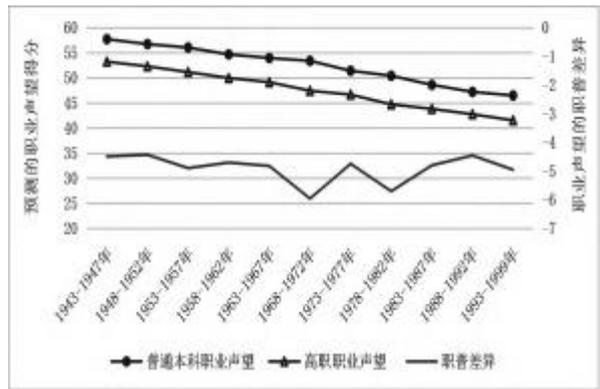


图 4 高职对职业声望的影响随世代的变化趋势

### (三) 职业教育对社会地位自评的影响

本研究还以社会地位等级自评为因变量, 选用估计年龄效应的模型<sup>①</sup>分样本进行回归。结果发现, 中职人群相比普通高中人群而言, 其对于自身社会地位等级的评价显著更低; 高职人群相比于普通本科人群而言, 两者在自身社会地位等级评价上不存在显著差异。这与前文采用 Treiman's SIOPS 作为因变量(表2和表3)的分析结果不一致, 个人社会地位的等级自评与职业声望社会评价之间出现了偏差。(见表4)

表4 职业教育对社会地位自评影响的APC模型

变量	高中阶段	大学阶段
一层变量		
职业教育 (是=1)	-0.135**	0.086
	(0.064)	(0.064)
年龄	-0.032***	-0.011
	(0.006)	(0.008)
年龄平方	0.0003***	0.0002*
	(0.0001)	(0.0001)
其他控制变量	是	是
二层随机效应方差		
时期		
截距项	0.030*	0.007
	(0.017)	(0.005)
世代		
截距项	9.73e-11#	0.0006
	(1.48e-09) #	(0.009)
拟合 BIC	21921.7	17828.68

注：1. \* p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01; 2. 括号中为标准误；3. #为科学计数法。

具体而言，中职人群对个人社会地位等级的自我评价显著低于普通高中人群，这与对职业声望影响效果的结论不一致，即中职人群的职业声望显著高于普通高中人群。这说明，中职人群对自身社会地位的评价低于实际所获得的社会地位。中职毕业生对自身社会地位的低估可能是由于他们长期在学业上受到挫折，且受到社会偏见的影响。这些因素导致其自信心不足，对自身社会地位产生了认知偏差。

此外，本文发现，高职人群与普通本科人群在社会地位等级自评上不存在显著差异，这与职业声望的估计效果也不一致，后者发现高职人群的职业声望显著更低。这说明，高职人群对自身社会地位的评价略高于实际所获得的社会地位。

#### (四) 稳健性检验

本研究采用了三种方法对上述实证结果进行稳健性检验。一是在估计方法方面，采用虚拟变量分组模型进行检验，<sup>[53]</sup>其中，年

龄、年龄平方项仍以连续变量形式纳入模型；时期和世代采用虚拟变量分组形式纳入模型；二是在变量处理上，参考部分学者对世代以10年为时间间隔来分组，<sup>[54]</sup>以此取代前文中的以5年为时间间隔的分组，再代入多层交叉随机效应模型；三是对世代进行10年间隔分组处理的同时，时期和世代采用虚拟变量分组模型估计。检验发现，除在普通高中阶段采用第二种检验发现世代效应不显著外，其他的结论都与前文的结论（表2和表3）是一致的。因此，可以推断实证研究结果是稳健可靠的。此外，对社会地位等级自评的年龄效应模型进行上述三种方法的稳健性检验，得到的结论与表4的结论也是一致的。

## 五、研究结论和启示

职业教育对个人社会地位获得的影响效应，直接关系职业教育的吸引力问题，关系民众对职业教育的认可度。本研究从微观个体的生命历程出发，探讨了宏观社会演进在接受职业教育的个体层面所产生的影响作用，勾勒出职业教育社会地位收益的年龄和世代的变迁趋势。

### (一) 研究结论

本研究利用2003—2017年CGSS混合截面数据和APC模型对职业教育的年龄效应和世代效应进行了分析。实证分析发现，中职人群的职业声望显著高于普通高中人群，而高职人群的职业声望显著低于普通本科人群。随着年龄的增长，中职人群和高职人群的职业声望都在提高，并且中职人群和普通高中人群的职业声望差距逐步拉大，即中职人群在职业声望回报方面优势愈加明显；随着年龄的增长，高职人群和普通本科人群的职业声望差距呈现先扩大后缩小的趋势，即高职人群的职业声望劣势在中年时较为突出。随着世代的更替，中职人群和高职人群的职业声望在不断下降，并且中职人群和普

通高中人群的职业声望差距呈现逐渐缩小的趋势，即中职人群的职业声望优势在晚期的世代中不断下降；而高职人群和普通本科人群的职业声望差距在不同的世代群体中不存在显著差异。

本研究对社会地位等级自评的分析发现，中职人群对个人社会地位等级的自我评价显著低于普通高中人群，中职人群低估了其实际获得的社会地位（职业声望），存在认知偏差；高职人群对自身社会地位的评价与普通本科人群无显著差异，略高于实际所获得的社会地位。

总之，研究表明，职业教育人群的社会地位获得受微观个体因素的影响。比如，技能人才成长存在累积优势，随着年龄的增加，个人在社会地位上的收益越来越高。同时，职业教育人群社会地位的获得也受宏观经济因素以及教育政策变革的影响。这主要体现在职业教育人群的社会地位随着出生世代的演进呈现不断下降的趋势。

本研究对澄清职业教育吸引力低提供了佐证。在中职毕业生中，年轻人群和晚近出生人群的职业声望较低。相比于普通高中毕业生，在晚近出生的人群中，中职毕业生的职业声望优势在下降。相比于普通本科毕业生，高职毕业生的职业声望显著较低。有研究指出，职业教育群体相比于初中教育群体具有社会地位的比较优势，职业教育能为个体提供“安全网”保障，促进一定程度的向上社会流动。但相比于高等教育，职业教育在经济收入与社会经济地位上都处于相对劣势，展现出明显的“分流器”效应。<sup>[55]</sup> 这些事实可能降低了全社会对职业教育毕业生社会地位的预期，使得职业教育吸引力下降，形成了家庭对职业教育选择的焦虑。<sup>[56]</sup>

职业教育对社会地位的影响嵌入毕业生个体生命历程所处的制度环境，反映为职业教育对社会地位影响的世代效应。这也表明，职业教育的吸引力处于一个动态变化过

程中。本研究发现，中职对社会地位的影响存在世代效应，即早期世代中（20世纪五六十年代出生的人群），中职毕业生的职业声望显著高于普通高中毕业生，在后期世代中，这一优势显著缩小，且在高职毕业生中不再存在。从制度环境的视角来看，20世纪90年代高等学校扩招之前，中国社会处于加速工业化时代，中职的社会流动功能强大，对生源（尤其是农村高能力生源）的吸引力大，基础教育的优质毕业生首选接受中职而非普通高中教育。这些早期世代的中职毕业生自身人力资本水平较高，能够进入职业声望较高的行业和部门，并通过工作经验提升自己的职业声望。此外，高等学校扩招之前高等教育毕业生供给较少。早期世代的中职毕业生能够进入职业声望较高的专业技术岗位和中低层管理岗，这也有助于提升其职业声望。<sup>[57]</sup> 20世纪末高等学校扩招以来，我国逐步完成工业化过程，进入知识经济社会和文凭社会，中职的城乡户籍转换功能和进入中等和高等技能岗位的功能被高等教育取代，职业教育发展的制度环境发生了巨大的变化。在此条件下，年龄效应反映出职业教育的生产性价值提升了，但是世代效应反映出职业教育的社会流动价值下降，导致其被边缘化、吸引力下降。因此，职业教育毕业生社会地位的变化是我国从工业社会向知识社会乃至文凭社会转型的产物。

劳动力市场中存在的制度性歧视是影响职业教育毕业生社会地位提升的主要障碍之一。从社会地位自评的结果来看，高职毕业生认同自身的高等学校毕业生身份，其自评结果与普通本科毕业生无显著差异。但从职业声望来看，高职人群所获得的社会地位显著低于普通本科人群。长期以来，高职被看作本科教育的“压缩饼干”，是“次一级”的教育。<sup>[58]</sup> 在文凭社会中，职业教育不可避免地处于教育层级的低端，在劳动力市场中受到各种政策歧视。目前，劳动力市场上有诸多

针对高职毕业生的隐性的政策。这些隐性的政策也会降低家庭对职业教育的需求。

社会认知偏差已经内化为职业教育毕业生自身的认知偏差。本研究发现，中职毕业生对个人社会地位等级的自我评价显著低于普通高中人群，低估了其实际所获得的社会地位，存在认知偏差。中职毕业生中普遍存在的认知偏差是对社会期待的内化。这些不利于中职毕业生发展的教育体系环境和劳动力市场环境形成了中职毕业生面对的“自我实现的预言”循环，即中职生源质量差导致中职毕业生就业差，后者又导致中职毕业生的社会地位低，最终导致中职招生的生源质量差。对职业教育的社会偏见和歧视已经在中职人群社会地位的认知偏差中有所体现，表现为中职人群在自身社会地位认知方面的自我矮化。

本研究通过汲取多学科的知识，引入个人社会地位这一重要的结果变量，丰富和拓展了职业教育与社会流动关系、职业教育收益的研究。在研究方法上，通过采用近年来社会科学领域研究变迁趋势中的APC模型进行分析，拆分出各个时间维度上的影响效应，有助于厘清职业教育对社会地位的影响效应在年龄和世代上的动态变化关系，将宏观社会变迁与微观个体生命周期变化的视角相结合来探讨职业教育吸引力低这一复杂的社会问题。同时，本研究从职业教育与社会流动关系理论和文凭社会理论出发来解释职业教育与社会地位关系的变迁趋势，试图弥补既往研究讨论的不足。本研究通过量化分析验证了上述理论解释，即职业教育社会地位效应的变迁趋势受到社会经济转型和教育制度变迁等宏观因素影响，为廓清关于职业教育吸引力不足、社会地位低下问题的认识增添了新的证据。

## （二）政策建议

提高职业教育对个人社会地位获得的影响效应是提升职业教育吸引力的必由之路。

为此，有必要跳出“职业教育”，从更高的视野来审视职业教育的发展，笔者结合本文的实证发现提出如下建议。

关注职业教育毕业生的职业生涯发展和终身成长。实证分析发现，随着年龄的增加，接受职业教育个人的社会地位收益增多。技能人才成长存在年龄方面的累积优势。应鼓励各地在国有大中型企业中探索实施技能人才等级制度试点改革，如浙江省实施的新“八级工”制度，打开高技能人才的向上通道，提升高技能人才的经济待遇和社会地位。<sup>[59]</sup>为此，在宏观制度设计上，考虑配套建立以社会保险制度、劳动保障制度、技能认证机制为主的社会保护制度，<sup>[60]</sup>激励持续的技能投资，为专业技术技能人才的技能累积和精进创造良好的外部条件。

给予技术技能人才在政治、经济、人事等方面公平待遇，消除制度歧视。2022年修订通过的《中华人民共和国职业教育法》提出，机关、事业单位、国有企业在招录、招聘技术技能岗位人员时，应当明确技术技能要求，将技术技能水平作为录用、聘用的重要条件；明确事业单位公开招聘中有职业技能等级要求的岗位，可以适当降低学历要求。<sup>[61]</sup>这些制度政策方面的变革和落实，有利于解决社会认知和个人认知偏差问题，提高职业教育与劳动力市场制度的衔接程度，真正使职业教育“热起来”、“香起来”。

落实职业教育的类型属性，推动相关配套改革。本研究发现，在控制年龄、时期和世代等因素的条件下，中职人群的社会地位显著高于普通高中人群。这意味着，对于高中学历就业的人群而言，中职仍然是一种有潜力、有价值的教育类型。《国家职业教育改革实施方案》倡导将职业教育建成与普通教育“平等而不同”的教育类型，这意味着要在教育投入、过程和产出方面实现职普平等。为此，需要进一步提升职业教育吸引力，鼓励天赋不同的学生接受职业教育。应大力改革职

业教育招生录取制度,推进平行录取,不断完善职教高考制度。同时,要不断深化职业教育人才培养模式改革,加强过程质量考核,发展高质量的职业教育。

营造崇尚技能的社会文化,建设技能型社会。进一步推进中小学的职业启蒙、职业体验和劳动教育等工作。扩大对职业教育发展、大国工匠、劳动模范等主题的正面宣传力度,推动举办面向全民的公益性技能体验活动,树立“崇尚技能、人人皆可成才”的多样化的人才观。引导学生和家长根据学生的自然禀赋和兴趣爱好选择适合自己的教育和职业。营造尊重劳动、崇尚技能的社会文化氛围,推动学历型社会向技能型社会转变,技能强国。

#### 参考文献:

- [1] Kane, T. J. & Rouse, C. E. Labor-Market Returns to Two- and Four-Year College [J]. *The American Economic Review*, 1995, (3).
- [2] Bishop, J. H. & Mane, F. The Impacts of Career-Technical Education on High School Labor Market Success [J]. *Economics of Education Review*, 2004, (4); 李锋亮, 李曼丽. 对工程师教育收益率的实证研究——基于“卓越工程师计划”调查数据的分析 [J]. *高等工程教育研究*, 2010, (5); 赵铮, 等. 技术工人与会计师教育收益率的实证研究——基于两省调研数据的分析 [J]. *现代管理科学*, 2013, (2).
- [3] 李振祥, 文静. 高职院校学生满意度及吸引力提升的实证研究 [J]. *教育研究*, 2012, (8); 刘丽群. 高中阶段普职沟通的问题反思与政策建议 [J]. *教育研究*, 2015, (9).
- [4] 徐彩群. 财政资助与中国农村学生就读中职的意愿——基于三省调查数据的实证研究 [D]. 南京: 南京财经大学, 2011; 王欢. 涉农中等职业教育发展对策探寻——基于对石家庄市中等职业学校学生就读意愿的调查 [J]. *河北大学学报(哲学社会科学版)*, 2012, (3); 谭冬萌. 免费政策下中职生的就读意愿的调查研究 [D]. 广州: 广东技术师范学院, 2016.
- [5] 梁桂. 从社会学角度探析农业中等职业教育招生难问题 [J]. *职教论坛*, 2009, (7).
- [6] [7] 庄西真. 社会分层和流动与职业教育发展 [J]. *职教通讯*, 2005, (2).
- [8] 梁桂. 从社会学角度探析农业中等职业教育招生难问题 [J]. *职教论坛*, 2009, (7); 徐国庆. 职业教育要走出社会地位低下结构化的困境 [J]. *职教论坛*, 2017, (3).
- [9] [38] Hanushek, E. A. et al. General Education, Vocational

Education, and Labor-Market Outcomes Over the Lifecycle [J]. *The Journal of Human Resources*, 2017, (1).

[10] [41] 田志磊, 等. 改革开放四十年职业教育财政回顾与展望 [J]. *教育经济评论*, 2018, (11).

[11] 陈技伟, 冯帅章. 高校扩招如何影响中等职业教育 [J]. *经济学季刊*, 2022, (1).

[12] 李婷. 哪一代人更幸福? ——年龄、时期和队列分析视角下中国居民主观幸福感的变迁 [J]. *人口与经济*, 2018, (1).

[13] Becker, G. S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, With Special Reference to Education* [M]. Chicago: The University of Chicago Press, 1993; McMahon, W. W. Consumption Benefits of Education [A]. Carnoy, M. *International Encyclopedia of the Economics of Education* [M]. Oxford: Pergamon, 1995; McMahon, W. W. *Education and Development: Measuring the Social Benefits* [M]. New York: Oxford University Press, 1999; 杨钊. 高等职业教育收益研究的现状与问题 [J]. *中国职业技术教育*, 2011, (36).

[14] Heckman, J. J., et al. Fifty Years of Mincer Earnings Regressions [R]. National Bureau of Economic Research Working Paper 9732, 2003.

[15] 加里·贝克尔. 人力资本理论: 关于教育的理论和实证分析 [M]. 北京: 中信出版社, 2007.

[16] Wright, E. O. *Approaches to Class Analysis* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

[17] Parkin, F. System Contradiction and Political Transformation [J]. *European Journal of Sociology/Archives Européennes de Sociologie*, 1972, (1).

[18] 丹尼尔·贝尔. 后工业社会(简明本) [M]. 北京: 科学普及出版社, 1985.

[19] 兰德尔·柯林斯. 文凭社会: 教育与分层的社会历史学 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2018.

[20] 王星. 走向技能社会 国家技能形成体系与产业工人技能形成 [M]. 北京: 中国工人出版社, 2021.

[21] [24] 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, (2).

[22] Wegener, B. Concepts and Measurement of Prestige [J]. *Annual Review of Sociology*, 1992, (1).

[23] Ganzeboom, H. B. G. & Treiman, D. J. Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations [J]. *Social Science Research*, 1996, (3).

[25] [26] Treiman, D. J. *Occupational Prestige in Comparative Perspective* [M]. New York: Academic Press, 1977.

[27] 沈晖. 当代中国中间阶层认同研究 [M]. 北京: 中国大百科全书出版社, 2008; 赵红霞, 王乐美. 促进还是抑制: 高等教育对社会阶层流动的影响——基于 CGSS 混合截面数据的实证分析 [J]. *高教探索*, 2020, (9).

[28] Breen, R. & Whelan, C. T. Investment in Education: Educational Qualifications and Class of Entry in the Republic of Ireland [A]. Shavit, Y. & Müller, W. *From School to Work: A*

Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations [C]. Oxford: Clarendon Press, 1998; Graaf, P. M. D. & Ultee, C. W. Education and Early Occupation in the Netherlands Around 1990: Categorical and Continuous Scales and the Details of a Relationship [A]. Shavit, Y. & Müller, W. From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations [C]. Oxford: Clarendon Press, 1998; Härkönen, J. & Bihagen, E. Occupational Attainment and Career Progression in Sweden [J]. European Societies, 2011, (3).

[29] Grubb, W. N. The Returns to Education and Training in the Sub-Baccalaureate Labor Market: Evidence from the Survey of Income and Program Participation, 1984-1990 [R]. Berkeley, CA: National Center for Research in Vocational Education, 1995.

[30] Lin, Y. & Vogt, W. P. Occupational Outcomes for Students Earning Two-Year College Degrees: Income, Status, and Equity [J]. The Journal of Higher Education (Columbus), 1996, (4); Grubb, W. N. Learning and Earning in the Middle, Part I: National Studies of Pre-Baccalaureate Education [J]. Economics of Education Review, 2002, (4); Xu, D. & Trimble, M. What About Certificates? Evidence on the Labor Market Returns to Nondegree Community College Awards in Two States [J]. Educational Evaluation and Policy Analysis, 2016, (2).

[31] 高树仁, 于畅. 职业教育学生发展权益的困境及其化解[J]. 职业技术教育, 2015, (7).

[32] 张瑶祥. 高职院校“好就业、难招生”现象分析——基于社会分层视角[J]. 教育研究, 2013, (5); 周正. 中等职业学校教育对象的历史变迁[J]. 职业技术教育, 2008, (13).

[33] Pascarella, E. T. & Terenzini, P. T. How College Affects Students: Volume 2: A Third Decade of Research [M]. San Francisco, CA: Jossey-Bass, 2005.

[34] Allen, W. R. The Contradictory College: The Conflicting Origins, Impacts, and Futures of the Community College [J]. American Journal of Sociology, 1995, (6).

[35] 梁玉成. 现代化转型与市场转型混合效应的分解——市场转型研究的年龄、时期和世代效应模型[J]. 社会学研究, 2007, (4); Yang, Y. Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972 to 2004: An Age-Period-Cohort Analysis [J]. American Sociological Review, 2008, (2).

[36] 高岩. 高技能人才成长探析 [D]. 沈阳: 东北大学, 2008.

[37] Warren, J. R., et al. Occupational Stratification Across the Life Course: Evidence from the Wisconsin Longitudinal Study [J]. American Sociological Review, 2002, (3).

[39] 周雪光. 国家与生活机遇——中国城市中的再分配与分层 (1949—1994) [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2015.

[40] 高海燕, 等. 中国民众社会价值观的变迁及其影响因素——基于年龄—时期—世代效应的分析 [J]. 社会学研究, 2022, (1).

[42] 陈伟, 乌尼日其其格. 职业教育与普通高中教育收入回报之差异 [J]. 社会, 2016, (2); 陈技伟, 冯帅章. 高校扩招如何影

响中等职业教育 [J]. 经济学季刊, 2022, (1).

[43] 魏万青, 白芸. 职教教育能提升劳动力市场优势吗? ——基于CFPS2010的比较研究 [J]. 社会发展研究, 2016, (4).

[44] Yang, Y. & Land, K. C. A Mixed Models Approach to the Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys, with an Application to Data on Trends in Verbal Test Scores [J]. Sociological Methodology, 2006, (1); Yang, Y. & Land, K. C. Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications [M]. Boca Raton, FL: CRC Press, 2013.

[45] Yang, Y. & Land, K. C. Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys: Fixed or Random Effects? [J]. Sociological Methods and Research, 2008, (3).

[46] 李婷. 哪一代人更幸福? ——年龄、时期和队列分析视角下中国居民主观幸福感的变迁 [J]. 人口与经济, 2018, (1); 吴晓刚, 李晓光. 中国城市劳动力市场中教育匹配的变迁趋势——基于年龄、时期和世代效应的动态分析 [J]. 中国社会科学, 2021, (2).

[47] Yang, Y. Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972 to 2004: An Age-Period-Cohort Analysis [J]. American Sociological Review, 2008, (2).

[48] 李婷, 范文婷. 生育与主观幸福感——基于生命周期和生命历程的视角 [J]. 人口研究, 2016, (5).

[49] [57] 王奕俊, 等. 教育收益率发生了变化吗——基于CFPS的中等职业教育招生下滑与升学热原因探析 [J]. 教育发展研究, 2019, (11).

[50] [51] [52] 陈颖. 我国中等职业教育发展的历史脉络与现实困境 [J]. 教育经济评论, 2018, (4).

[53] 吴晓刚, 李晓光. 中国城市劳动力市场中教育匹配的变迁趋势——基于年龄、时期和世代效应的动态分析 [J]. 中国社会科学, 2021, (2).

[54] 梁玉成. 现代化转型与市场转型混合效应的分解——市场转型研究的年龄、时期和世代效应模型 [J]. 社会学研究, 2007, (4); 曾旭晖, 郑莉. 教育如何影响农村劳动力转移——基于年龄与世代效应的分析 [J]. 人口与经济, 2016, (5).

[55] 王奕俊, 胡慧琪. “安全网”还是“分流器”? 职业教育对于社会流动影响的实证研究——基于CFPS的证据 [J]. 华东师范大学学报 (教育科学版), 2022, (7).

[56] 姜大源. 关于加固中等职业教育基础地位的思考 (连载二) [J]. 中国职业技术教育, 2017, (12).

[58] 郭建如, 邓峰. 高职教育培养模式变革、就业市场变化与毕业生就业概率分析 [J]. 高等教育研究, 2013, (10).

[59] 浙江省人力资源和社会保障厅关于开展职业技能等级“新八级”制度试点工作的通知 [EB/OL]. [http://rlsbt.zj.gov.cn/art/2022/4/29/art\\_1453805\\_58929058.html](http://rlsbt.zj.gov.cn/art/2022/4/29/art_1453805_58929058.html).

[60] 杨钊, 等. 制造业2025与技能短缺治理 [Z]. 北京: 北京大学社会调查研究中心 (工作论文), 2017.

[61] 中华人民共和国职业教育法 (2022 修订) [EB/OL]. <https://law.pkulaw.com/falv/e5164083e8d52ebdbdfb.html>.

# Vocational Education and Individuals' Acquisition of Social Status

## ——Based on an Analysis of Age and Cohort Effects

Liu Yunbo, Zhang Ye & Yang Po

**Abstract:** The impact of vocational education on individuals' acquisition of social status is directly related to the attraction of vocational education, which is closely connected with the educational anxiety caused by the current divergence of academic senior high school education from secondary vocational education. This study, based on the data from the Chinese General Social Survey between 2003 and 2017, estimates the age and cohort effects of vocational education on individuals' acquisition of social status through the Age-Period-Cohort Models. The findings areas follows: Those who had received secondary vocational education enjoyed a significantly higher occupational reputation than those who had received academic senior high school education, while those who had received higher vocational education enjoyed a significantly lower occupational reputation than those who had received undergraduate education; there were age and cohort effects in the impact of secondary vocational education on individuals' social status; with the increase of age, the gap of occupational reputations gradually widened between the graduates from secondary vocational schools and those from academic senior high schools; with the passage of the times, the gap tended to be narrowed; and an analysis of the self-assessment of social status grades revealed that the graduates from secondary vocational schools underestimated their actual social status, and had a cognitive bias. Vocational school graduates' acquisition of social status is influenced by both their micro life course and the macro social changes. Enhancing the effect of vocational education on individuals' acquisition of social status is a prerequisite for the enhancement of the attraction of vocational education. To this end, we need to pay attention to the career development and lifelong growth of vocational school graduates, provide fair welfare and benefits for skilled talents, conduct vocation education according to its types, and create a social culture advocating skills.

**Key words:** vocational education; social status; occupational reputation; human capital

**Authors:** Liu Yunbo, associate professor of the Faculty of Education, Beijing Normal University; Zhang Ye, graduate student of the Faculty of Education, Beijing Normal University (Beijing 100875); Yang Po, tenured associate professor of the Graduate School of Education, Peking University (corresponding author, pyang@gse.pku.edu.cn, Beijing 100871)

[责任编辑: 许建争]