

我国中等职业教育收益率 及其变化趋势分析

——来自 CHNS 的经验证据

史天乐, 张蓝文, 郭菲

[摘要]职业教育是培养大国工匠、实现制造业转型升级的关键途径,但中考后普职分流政策引发的焦虑却反映出社会对职业教育收益率的质疑。本文使用中国健康与营养调查(CHNS)1989—2015年间的10次追踪调查数据,通过拓展的明瑟方程和工具变量法,开展接受中等职业教育和普通高中教育在个人层面教育收益率的差异研究,并采用年龄—时期—世代模型(APC Model)分析职业教育收益率在劳动力生命周期内的变化趋势。研究发现:第一,控制内生性问题后,整体上接受中等职业教育比普通高中教育的个人收益率更高;第二,中等职业教育的工资收益具有显著的年龄和世代效应,中职个人收益率随着世代变迁从“后劲充足”转变为“后劲不足”;第三,中职个人收益率在不同的收入层次具有明显的异质性,中等职业教育对中等收入群体的提升作用更显著,但存在“提低”与“拔高”能力不足的结构性问题。

[关键词]中等职业教育;教育收益率;普职分流;APC模型

一、研究背景与问题引入

党的二十届三中全会明确指出,教育、科技、人才是中国式现代化的基础性、战略性支撑。职业教育作为培养技术技能人才、推动产业转型升级的主阵地,被赋予了新的历史使命与时代重任。要进一步加快构建职普融通、产教融合的职业教育体系,消除职业教育歧视,为学生提供更加多元的选择

[收稿日期] 2024-12-06

[作者简介] 史天乐,清华大学教育研究院,电子邮箱地址: stl22@mails.tsinghua.edu.cn;
张蓝文,清华大学教育研究院,电子邮箱地址: 2071662311@qq.com;
郭菲(通讯作者),清华大学教育研究院,电子邮箱地址: feiguo0121@tsinghua.edu.cn。

机会,改善就业生态,推动社会进步。2022 年 4 月 20 日,《中华人民共和国职业教育法》迎来了首次修订,以法律的形式明确了职业教育在地位上与普通教育同等重要,并规范了职业教育的实施方式与保障体系。然而,在我国职业教育迎来发展机遇和制度红利的同时,现实中存在的问题也不容忽视。2021 年 3 月,教育部在针对中等职业教育招生工作的通知中指出“保持高中阶段教育职普比大体相当”“推动普通高中和中等职业教育协调发展”“提高中等职业教育招生比例”,^①此消息经媒体加工解读为国家在中考分流阶段严格实施“普职比 1:1”“普通高中录取率仅 50%”,引起了社会的热议以及广大家长和学生面对“普职分流”的焦虑。

“普职分流焦虑”现象背后诚然有部分新闻媒体夸张化、情绪化的曲解和误读(田志磊等,2025)。但社会公众对普职分流比例问题的集体性担忧折射出对中等职业教育培养质量和预期回报率的信心缺乏。社会普遍认为职业教育的“教育投资回报率”低于普通教育(王金明和刘晓明,2010;杭永宝,2006),甚至职业教育在雇主眼中可能作为一种负面的“信号”存在(McDonald and Korber, 2023),职业教育培养的劳动者往往走向缺乏“专属性”的初级就业岗位,流入次一级的劳动力市场(高树仁和于畅,2015),且未来发展空间小,几乎没有向上流动的机会(张瑶祥,2013)。要想回应“选择职业教育还是普通教育”问题背后广泛的社会关切,亟待通过开展不同类型教育收益率的研究,呈现中等职业教育投资回报的实际情况。基于此,本研究采用中国健康与营养调查(CHNS)1989—2015 年间 10 次追踪调查数据,分析个体微观层面的高中阶段教育收益率,主要聚焦以下三个问题,以期回应社会关切,为普职分流政策体系的完善提供实证依据。

第一,中等职业教育与普通高中教育的个体收益率差异:劳动力个人接受中等职业教育和未接受该阶段职业教育(即接受普通高中教育)的收益率是否有显著的不同?

第二,中等职业教育在劳动力生命周期内的长期收益变动情况:在接受中职教育的群体中,其工资收入水平如何随工作年限(即工龄)和世代变化发生动态变化?

第三,中等职业教育个体收益率的异质性:相较于普通高中教育,中职个人教育收益率是否因劳动力收入水平和所在区域的不同而存在差异?

^① 教育部:《教育部办公厅关于做好 2021 年中等职业教育招生工作的通知》, http://www.moe.gov.cn/srcsite/A07/moe_950/202104/t20210406_524618.html。

二、文献综述

(一) 职业教育收益率相关研究综述

国外学者针对职业教育收益率的实证研究普遍集中在经济欠发达国家和地区。Bennell(1996)对比了19个发展中国家中等教育阶段职业教育和普通教育的收益率,发现仅有4个国家的普通中等教育收益率显著高于职业中等教育。Moenjak和Worswick(2003)对泰国的研究发现来自富裕家庭的人更有可能接受职业教育,修正自我选择问题后,职业教育的收入回报高于普通教育。Kahyarara和Teal(2008)发现在坦桑尼亚,当劳动者学历水平普遍偏低时,职业教育的回报可能超过普通学历教育。但Earle(2012)关于罗马尼亚1993—1995年间劳动力市场流动规模的研究却发现,接受大学和普通高中教育有利于提高劳动力工作流动的可能性,特别是从第二产业流向第三产业,而受初等教育和职业教育的工人在第二产业就业率下降的背景中失业风险最高。

国内学者在研究不同学历水平群体的教育收益率过程中也关注到了职业教育,并发现具有内部异质性。李莹和丁小浩(2008)借助生存分析方法发现接受中等职业教育的毕业生初次进入劳动力市场的工作搜索时间显著低于普通高中毕业生,说明职业教育是缩短劳动力待业时间的重要因素,但接受中等职业教育或普通高中教育并不会对其工资收入产生显著影响。魏万青和白芸(2016)基于“中国家庭动态跟踪调查”(CFPS)2010数据比较了普高和职高毕业生的就业市场表现,发现职高组在职业声望、职业社会经济地位指数与收入三方面均显著高于普高组,但在采用倾向值匹配法克服样本选择性偏差后,职高组相对于普高组在市场回报上的优势并不显著。陈钊和冯净冰(2015)同样采用CFPS数据分析了职业教育回报的空间差异,发现东部或较发达地区接受职业教育具有显著更高的人力资本回报,为我国职业教育收益率的空间差异提供了证据。祁占勇和何佑石(2022)基于2008—2017年“中国综合社会调查”(CGSS)的数据,综合普通最小二乘法、两阶段最小二乘法和分位数回归等方法对中等职业教育城乡个体回报率变动情况进行研究,结果表明接受中等职业教育能够显著提升城乡低收入群体的个体收入。徐菁(2024)同样基于CGSS数据发现在中等教育阶段,职业教育更能提升劳动者的收入和就业质量,其收入约比接受中等普通教育者高7.46%,且农村户籍和家庭处于较低社会经济地位的群体更能从中等职业教育中获益,这与栾江等(2014)的发现一致,但中等职业教育的收入优势随着出生年代的推移不断

下降。

微观个体层面的教育收益率及其特征一直都是学界和社会关注的重点,随着研究的深化,关注点已从总体受教育年限收益的整体趋势发展到不同教育类型的收益率及其内部的诸多异质性分析。研究设计也在不断更新,工具变量回归、分位数回归、半参数估计、倾向得分匹配等诸多方法的应用为该领域更加深入的研究与分析创造了有利条件。在我国大力发展职业教育的背景下,已有学者将教育收益率的研究对象聚焦到接受各类职业教育的劳动力群体,注意到职业教育和普通教育的收益率差异并尝试给出解释。然而,大部分研究没有对职业教育的层次进行区分,将中等职业教育、高等职业教育,甚至部分大学专科教育混淆在一起讨论,缺乏对同一教育阶段(如高中教育阶段)的职业教育和普通教育收益率的对比分析。

(二)教育收益率在劳动力生命周期中的时间特征相关研究综述

教育对劳动力收入具有长期持续的影响,因此需要考虑在劳动力从毕业后进入劳动力市场到退休这一完整的生命周期当中,接受职业教育的劳动力群体年龄和收入之间的关系变化,这反映出在更长的时间尺度中选择职业教育这一人力资本投资能否持续产生收益。考虑到收入的时间价值,未来收益可以贴现到需要作出选择的时点,因而影响教育类型的选择。

国内外的实证研究并没有就教育个人收益率随工作经验(工龄)在劳动力生命周期中的时间特征得出统一的结论。Belman 和 Heywood(1997)利用美国 1979—1991 年的数据对比了 5 个年龄段非少数族裔男性学历的羊皮纸效应,发现教育个人收益率会随着年龄的增长呈现出先增后减的趋势,其中 31—40 岁年龄组的教育个人收益率最高。Henderson 等(2011)同样使用来自美国的数据,按照年龄分组回归却发现总体上年龄越高教育收益越低。Hanushek 等(2017)结合 18 个国家的微观数据,采用双重差分方法比较接受职业教育和普通教育的劳动力在不同年龄段的就业收益,发现职业教育的相对劳动力市场优势随着年龄的增长而减弱。Cörvers 等(2011)在比较普通教育和职业教育背景的劳动力收入变动情况时发现,虽然德国、荷兰和英国的教育体系有所差异,但其职业教育收益率表现出同样的时间特征:受过职业教育的劳动力在职业生涯的初始阶段收入较高,然而随着时间的推移,具有普通教育背景的劳动力会在劳动力市场上迎头赶上。

近些年来,国内不少学者也开始关注教育收益率在不同工作经验(工龄)/年龄群体间的时间异质性问题。王明进和岳昌君(2009)使用半参数估计的方法进行研究,发现不同工龄劳动力的教育收益率存在显著差别,教育的最大受益者是在 20 世纪 80 年代中后期进入劳动力市场的一批人。于洪霞

(2015)发现教育收益率在整个劳动力生命周期中呈现先增后减的“倒U型”分布且存在性别差异,女性在生命周期前期的教育收益率高于男性,但后期被男性反超。戴平生(2015)发现工作年限与教育年限之间不具备“平行性”关系,教育个人收益率呈现出“剧烈上升、稳定回落和翘尾回升”的“N型”分布。值得注意的是,已经有国内学者尝试使用年龄—时期—世代模型(APC Model)开展有关中国社会变迁的实证研究,如吴晓刚和李晓光(2021)使用虚拟变量分组法评估了我国城市劳动力市场中教育匹配的变迁趋势。曾旭晖和郑莉(2016)使用多层多项Logit模型分析了教育如何影响农村劳动力转移,以及就业选择的年龄增长和世代更替趋势。刘云波等(2023)的研究则是少有的、聚焦到职业教育上的研究,发现随着年龄的增加,中职和普通高中毕业生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。基于上述文献回顾可以发现,鲜有学者专门针对职业教育收益率在劳动力生命周期中的时间特征进行分析,更尚未有应用APC模型以分离职业教育回报率的年龄和世代效应的相关研究。

基于此,本研究旨在探究接受中等职业教育相较于接受普通高中教育的个体收益率差异及其内部异质性,特别是采用APC模型描摹我国七十余年间不同经济发展宏观背景下中等职业教育收益率的变动趋势和关键特征,以期回应“普职分流”背景下职业教育回报不足的社会关切,丰富中等职业教育回报率的相关研究。

三、研究设计

(一)数据来源与处理

本研究采用的数据是由美国北卡罗来纳大学人口中心和中国疾病预防控制中心联合进行的中国健康和营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS)。该调查在1989—2015年之间进行过10次跟踪调查,覆盖了河南、湖北、河南、贵州、辽宁、黑龙江、江苏、山东、广西、上海、北京和重庆12个省份共计143564个家庭,调查包括被试的出生年份、性别、接受正规学校教育的年限、取得的最高学历水平、职业、工作单位性质和类型、上一年月份平均收入、婚姻状况等情况。对缺失样本点进行处理后,本研究选取最高受教育水平为高中层次且有稳定工资收入的8901个样本点进行分析。择定样本中,3164人接受了中等职业教育,占总体的35.55%。样本平均受教育年限为11.74年,平均工作经验为20.24年,月平均工资收入的均值为1241.18元。

(二)基准回归模型

针对第一个研究问题“职业教育与普通教育的收益率差异”，使用拓展的明瑟(Mincer)收入方程进行最小二乘估计(OLS)回归。主回归模型包括下列回归方程：

模型 1(接受中等职业教育整体相较于接受普通高中教育的收益率)：

$$\log(wage_i)=\beta_0+\beta_1tech_i+\gamma_1expe_i+\gamma_2expe_i^2+\alpha_1gender_i+\alpha_2site_i+\alpha_3job_i+\alpha_4unit_i+\alpha_5cohort_i+\alpha_6prov_i+\epsilon_i \tag{1}$$

模型 2(控制相同受教育年限，接受中等职业教育相较于接受普通高中教育的收益率)：

$$\log(wage_i)=\beta_0+\beta_1tech_i+\beta_2educ_i+\gamma_1expe_i+\gamma_2expe_i^2+\alpha_1gender_i+\alpha_2site_i+\alpha_3job_i+\alpha_4unit_i+\alpha_5cohort_i+\alpha_6prov_i+\epsilon_i \tag{2}$$

其中 $wage_i$ 是被调查对象 i 汇报的上一年份月平均工资收入，由于部分样本存在兼职的情况，在处理数据时已经将具有 1 份以上收入的样本收入加总。 $tech_i$ 是是否接受中等职业教育的虚拟变量， $educ_i$ 是劳动力受教育年限， $expe_i$ 是劳动力的工作经验年限， $expe_i^2$ 则是工作经验年限的平方。 $gender_i$ 、 $site_i$ 、 job_i 、 $unit_i$ 、 $prov_i$ 、 $cohort_i$ 分别表示性别、城乡(户籍)、职业、工作单位性质、省份和出生世代，^① ϵ_i 为误差项。 $cohort$ 是结合我国经济社会发展阶段，根据样本的出生年份划分出的 4 组世代的虚拟变量，第一组为新中国成立前(出生在 1920—1949 年间的样本，占总样本的 8.41%)，第二组为计划经济时期(出生在 1950—1965 年间的样本，占总样本的 51.05%)，第三组为经济发展动荡期(出生在 1966—1977 年间的样本，占总样本的 27.48%)，第四组为改革开放之后(出生在 1978—1997 年间的样本，占总样本的 13.05%)。变量描述详见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
月工资收入对数(元)	8901	6.345	1.313	1.099	11.426
受教育年限(年)	8901	11.742	0.681	10	16

① 职业、工作单位性质、省份和出生世代为分类变量，其中职业包括高级和一般技术人员、行政工作人员和管理者、农民、技术工人、服务行业人员等；工作单位性质包括政府机关、事业单位、国有企业、集体企业、个体企业和家庭联产承包农业等；省份包括 12 个省份；世代包括 4 个出生队列。

续表					
变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
本人高中类型为中职 (是=1, 否=0)	8901	0.355	0.479	0	1
IV1: 配偶最高受教育水平为中职 (中职=1, 其他=0)	8901	0.132	0.388	0	1
IV2: 配偶高中类型为中职 (是=1, 否=0)	3127	0.375	0.484	0	1
性别(女性=1, 男性=0)	8901	0.410	0.492	0	1
城乡(农村=1, 城镇=0)	8901	0.479	0.500	0	1
年龄(岁)	8901	37.985	10.714	17	69
调查年份(年份)	8901	2002	8.656	1989	2015
工作经验(年)	8901	20.243	10.732	0	50
工作经验平方(年)	8901	524.948	469.557	0	2500

注：IV2 限制在配偶最高接受了高中层次教育的样本中。

(三)工具变量法

在上述拓展的明瑟收入方程中，由于个人能力不可观测，存在因遗漏变量造成的内生性问题，会导致是否接受职业教育这一因变量与回归方程的扰动项相关，普通最小二乘估计无法得出真实、稳健的实证结果。

内生性问题的一类解决方法是通过添加合适的工具变量(Instrumental Variable, IV)实现两阶段的最小二乘估计，从而得到更准确的结果。通常认为，个体与配偶接受教育的年限和取得的学历水平紧密相关，这是由于婚姻领域的同型匹配。共同的教育层次和教育类型更有可能导致相似的经历，从而拥有彼此匹配的价值观念。国内外的实证调查和人口普查数据都支撑了“丈夫和妻子的教育水平越来越相似”的结论(Pencavel, 1998；李煜，2008)。因此个体配偶受教育年限是内生变量受教育程度的强工具变量(郭冬梅等，2014)。

由于婚姻的匹配往往发生在高中阶段的教育选择之后，因此配偶的受教育程度与本人的能力关系不大。同时根据第六次全国人口普查数据，我国人口的平均初婚年龄为 23.64 岁，个体收入差距在此年龄段比较微弱，个人收入与婚姻选择之间的相关性不大(杨克文和李光勤，2018)。因此使用配偶的受教育程度满足工具变量的外生性要求。

本文借鉴上述思路,将配偶是否接受中等职业教育作为本人是否接受中等职业教育的工具变量,并通过两阶段最小二乘回归(2SLS)的方法,解决基准模型(1)和(2)使用 OLS 回归所产生的内生性问题。为验证结果的稳健性,本文选取了两种方式构建工具变量:IV1 以配偶的最高受教育水平是否是中职作为工具变量(1=中职,0=其他各层次教育);IV2 将样本限制到配偶最高接受过高中阶段教育的样本中,以配偶的高中类型是否是中职为工具变量(1=中职,0=高中)。第一种主要强调夫妻的教育类型匹配,即双方都接受过职业教育;^①第二种同时强调类型匹配和层次匹配,相对更强,但样本量更小。经对比,使用 IV2 的样本在人口学变量、职业发展情况、省份和世代分布上与全样本不存在显著差异,说明样本量的减少并未导致分析对象的选择偏差。

(四)年龄—时期—世代效应(APC)模型

由于职业教育人群的教育收益不仅受到微观因素的影响,同时也受到宏观经济社会因素、历史环境、集体记忆和惯习的调节。外部社会环境因素作用于处在不同生命周期阶段的劳动力个体,使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。为避免年龄、时期和出生世代三者之间不可避免的共线性造成的分析误差,获得职业教育收益率的准确效应,本文采用年龄—时期—世代分析方法(Age-Period-Cohort Model,简称 APC 模型),试图分离出可能的年龄、时期和世代因素影响,呈现较长时间维度中劳动力教育收益的变迁(针对研究问题 2),将微观生命周期与宏观社会历程结合起来,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以及“普职分流焦虑”问题的理解。

本文采用的 CHNS 数据库的设计符合多重出生队列多个年份的纵向数据追踪要求,使得区分世代效应和年龄效应成为可能(郑莉和曾旭晖,2018)。经过对研究方法的综合比较,本文将采用 Yang 和 Land(2006)提出的分层 APC 交叉分类随机效应模型(Hierarchical APC-Cross-Classified Random Effects Models, HAPC-CCERM),该模型的优点在于一方面它打破了年龄、时期和世代三者之间的简单线性关系,使其产生了多层次的嵌套关系,高阶层面的时间维度在某种意义上转化成为环境变量,使其对个体层面的影响体现在对回归系数和截距的影响上;另一方面该方法可以直接应用在微观调查数据上,拥有较好的适配性(李婷,2018)。本文也将同时采用成长曲线模型、

^① CHNS 数据没有区分本专科,因此本文只在中等教育层次识别是否接受了职业教育。

虚拟变量分组等方法进行稳健性检验(苏晶晶和彭非, 2014; 王金水等, 2022; 许琪等, 2022), 从而具体探讨接受中等职业教育相比于接受同等层次的普通教育对教育收益率的长期影响效应, 并分析该效应在不同年龄阶段、不同的出生世代群体中的变动特征。

(五)稳健性检验与异质性分析

本文的稳健性检验主要关注特殊样本, 因为选取的样本中存在少量受教育年限少于或多于 12 年的数据, 这与现实中正常取得高中阶段学历(无论是中等职业教育还是普通高中教育)规定的学制不符, 为避免样本特征因素对实证分析结果稳健性产生干扰, 将会在稳健性检验部分对不同受教育年限样本组分类开展检验与分析。

异质性分析部分将采用分位数回归、分组回归等方法对样本群体的收入和地区进行分析, 以回应研究问题 3, 揭示职业教育群体内部教育收益率的诸多差异, 为后续提出相应的政策建议提供可靠支撑。

四、实证结果与分析

(一)主模型回归结果

本研究利用 CHNS 数据对基准回归的两个模型进行估计, 结果如表 2 所示。主模型第(1)列回归结果显示, 在控制工作经验、性别、户籍、省份、工作职业、单位类型以及出生世代等变量的前提下, 接受中等职业教育和普通高中教育对劳动力工资收入的教育收益没有显著区别。主模型第(2)列回归在控制上述变量的基础上, 进一步纳入了受教育年限, 结果发现接受中等职业教育相对于接受普通高中教育对劳动力工资收入有正向显著的影响, 说明接受同等年限中等职业教育带来的工资收益高于接受普通教育带来的工资收益。

表 2 主模型的估计结果

因变量: 月工资对数	基准模型(OLS)		工具变量 1(2SLS)		工具变量 2(2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中等职业教育	0.029	0.140***	0.414***	0.508***	0.242***	0.332***
	(0.018)	(0.019)	(0.101)	(0.106)	(0.092)	(0.099)
受教育年限		0.210***		0.289***		0.210***
		(0.012)		(0.026)		(0.027)
工作经验	0.128***	0.126***	0.122***	0.121***	0.113***	0.111***
	(0.003)	(0.0030)	(0.004)	(0.004)	(0.007)	(0.007)

续表						
因变量：	基准模型(OLS)		工具变量 1(2SLS)		工具变量 2(2SLS)	
月工资对数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工作经验	-0.670***	-0.666***	-0.619***	-0.621***	-0.444***	-0.405***
平方/1000	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
控制变量	性别、城乡、省份、职业、单位性质、出生世代					
Cragg-Donald						
Wald F			284.454	277.763	328.739	306.704
观测值	8901	8901	8901	8901	3127	3127
R-squared	0.709	0.719	0.694	0.707	0.688	0.696

注：括号内为标准误；* p<0.05,** p<0.01,*** p<0.001。

使用配偶的最高受教育程度作为工具变量进行 2SLS 回归，第一种构造方式(“中职或其他”)的工具变量回归结果如表第(3)、(4)列所示，第二种构造方式(“中职或普高”)的工具变量回归结果如第(5)、(6)列所示，两种工具变量构造方式第一阶段回归的 F 值均大于 100，不存在弱工具变量问题。

表 2 第(3)–(6)列显示，不论使用哪种工具变量，2SLS 的第二阶段回归结果均正向显著，表明在控制了工作经验、出生世代等诸多变量后，不论是否控制受教育年限，接受中等职业教育相比于接受普通高中教育都有更高的工资收入回报。对比 OLS 模型的结果，加入工具变量后，接受中等职业教育相对于普通高中教育对劳动力工资收入的回归系数均有所上升，说明 OLS 回归对中等职业教育收益率存在较大程度的低估。上述结果回应了研究问题 1：在处理遗漏变量等可能的内生性问题之后，高中阶段接受职业教育相比于接受普通教育的个人收益率更高。

(二)中等职业教育收益率的年龄与世代效应

为回应研究问题 2，即在接受职业教育的群体中，工资收入水平在不同年龄和出生世代情况下的变动水平，本文结合 APC 模型绘制趋势图，试图从劳动力生命周期的视角更加深入地探索接受职业/普通教育对于个体教育回报率的长期影响。

据表 3 模型 1 结果所示，相比于接受普通高中教育群体，接受中等职业教育的工资收入更高。加入职业教育与年龄、年龄平方的交互项后(模型 2)发现，年龄和中等职业教育的交互项显著，说明中等职业教育对工资收入的影响存在年龄效应。

表 3 职业教育对工资收入水平影响的 APC 模型回归结果

因变量：月工资对数	模型 1	模型 2	模型 3
一层变量			
中等职业教育	0.140*** (0.019)	0.092*** (0.024)	0.060 (0.089)
年龄	0.104*** (0.001)	0.100*** (0.001)	0.102*** (0.001)
年龄平方	-0.006*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
职业教育×年龄		0.007*** (0.002)	
职业教育×年龄平方		0.000 (0.000)	
控制变量	包含	包含	包含
二层随机效应方差			
时期			
截距项	1.095*** (0.245)	1.103*** (0.243)	1.095*** (0.246)
世代			
中等职业教育			0.170*** (0.006)
截距项	1.432*** (0.507)	1.431*** (0.506)	1.489*** (0.527)
观测值	8901	8901	8901
拟合 BIC	13979.879	13957.961	19233.063

注：括号内为标准误；* p<0.05,** p<0.01,*** p<0.001；控制变量同表 2 主回归模型。

为更加直观、简洁地呈现出年龄差异，按劳动者年龄分段取工资均值绘制图 1。如图所示，接受中等职业教育群体的平均工资在其进入劳动力市场初期相对于接受普通高中教育群体更高，且差值在 30—35 岁年龄组呈现出峰值，这是由于初步进入劳动力市场，接受职业教育的群体往往具备更强的专业技能，能够快速匹配雇主需求、胜任岗位，因而获得更高的平均工资收入。但在 40—55 岁阶段，接受中等职业教育群体的平均工资被接受普通高中教育

群体“赶超”，两者的教育收益不相上下，这一阶段进入劳动力生命周期当中的“平台期”，接受中等职业教育的群体受限于中等层次职业教育有限的可持续发展空间，出现了一定程度的“后劲不足”。而到劳动力生命周期晚期（55 岁以上），职业教育再次呈现出了相对优势，平均工资高于接受同层次普通教育的群体，这可能由于职业教育对应行业依然保持着较强的“学徒制”传统，拥有丰富经验的专业技术人员获得更高的平均工资水平。

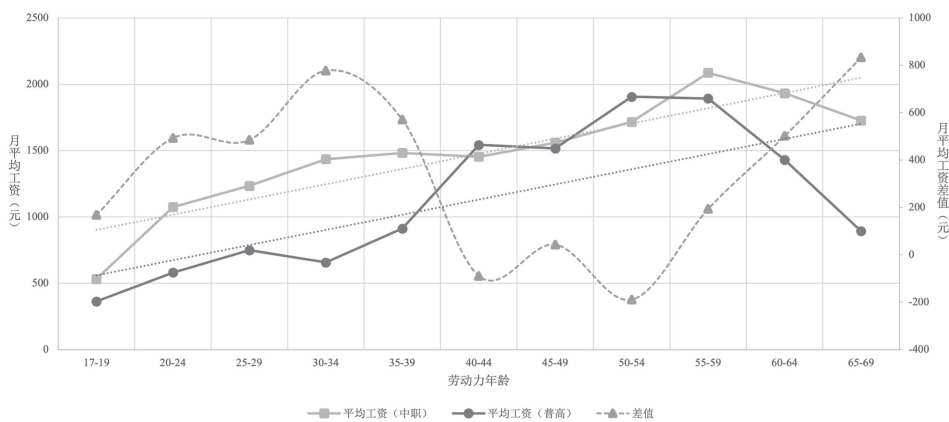


图 1 中职教育群体和普高教育群体平均工资随年龄变化趋势(按年龄分组)

根据模型 3 的回归结果可知，二层的随机效应方差显著，职业教育的世代效应显著，即中等职业教育相对于普通高中教育对于劳动力工资收入的影响效应在不同世代存在显著差异。

为直观呈现年龄与世代伴生的影响，本文进一步绘制了接受中等职业教育和普通高中教育的群体在不同出生世代的平均工资随年龄变化的趋势。如图 2 所示，在对两个群体根据出生世代分组后发现，新中国成立前和计划经济时期出生的群体，接受中等职业教育相比于接受普通高中教育在劳动力生命早期的收益率不相上下，但在其劳动力生命中后期保持着明显的相对收入优势，呈现出较为充足的“后劲”，这一特点尤其体现在计划经济时期的出生世代上。新中国成立前后，我国社会整体受教育水平较低，中等职业教育和普通高中教育在社会地位和文化观念上的区别不大，职业教育的回报优势源自于他们在高等教育供给不足的特定历史背景下更有可能从事专业技术性工作(陈伟和乌尼日其其格，2016)，加之当时大力追求生产力的进步，技术人员的社会地位较高，因此中等职业教育在计划经济时期优势显著。

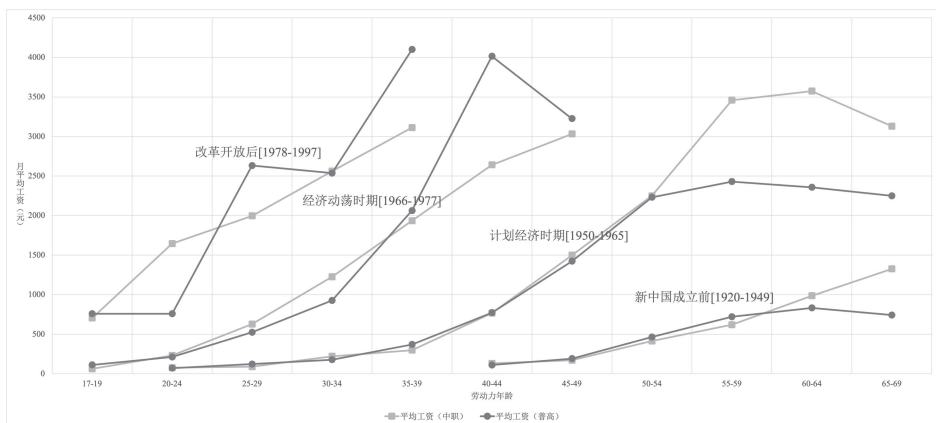


图2 中职教育群体和普高教育群体平均工资随年龄变化趋势(按出生世代分组)

在经济发展动荡时期和改革开放之后出生的群体则在进入劳动力市场初期就具备了一定的相对优势,但同时也失去了职业教育带来的充足“后劲”,转而呈现出人力资本发展“后劲不足”的现象,其平均工资在劳动力生命周期的中后期被接受普通高中教育的群体赶超。这一世代差异背后伴随着我国经济体制的重大改革、高等教育大众化乃至普及化的时代进程。由于本研究关注的是最高学历为中等教育层次的群体,对于没有进入高等教育阶段的劳动力而言,接受以培训专业技能为主的职业教育反而能更加快速高效地进入劳动力市场,所以在生命周期早期呈现出更高的平均收益。但由于劳动力市场分割的日益明显,职业教育的可持续发展空间受限,与此同时,高校扩招导致职业教育文凭的价值相对降低,从而表现出人力资本积累与发展后劲的匮乏。

针对世代效应的具体分析能够缓解单一分析年龄维度变化的弊端,整体的年龄效应中职业教育相比于普通高中教育并未表现出“后劲不足”的问题,这是由于相当部分的“后劲”都来自于计划经济时代的“积累”,区分世代效应之后便能够发现接受职业教育群体人力资本可持续发展受限的问题,这是近期职业教育面对的现实问题和真实挑战。加强职业教育终身学习能力建设,完善职业教育内部的中一高等教育阶段贯通已经成为新时期职业教育发展的关键任务。

五、稳健性检验

在本研究选取的样本中,接受中等职业教育或普通高中教育并取得相应学历的劳动力的受教育年限的范围是10—16年,这与通常认为的完成中等阶段教育所需的12年受教育年限有所出入,因此需要对受教育年限不足12年和超过12年的样本作出专门的分析。

仅对受教育年限为 12 年的样本进行 OLS 回归和工具变量 2SLS 回归，结果见表 4。在剔除非 12 年受教育年限样本后，模型 1 的 OLS 回归结果由原本的不显著变为显著，这与控制受教育年限模型 2 回归结果(表 2 第 2 列)相吻合，说明在相同的受教育年限的前提下，接受中等职业教育相对于接受普通高中教育的教育收益更高。两种工具变量构造方式下模型 1 的 2SLS 回归结果均与表 2 没有明显区别，说明在解决内生性问题之后，结果具备稳健性。

表 4 限制受教育年限为 12 年样本的回归结果

因变量：月工资对数	基准模型(OLS)	工具变量 1(2SLS)	工具变量 2(2SLS)
	(1)	(2)	(3)
中等职业教育	0.195*** (0.024)	0.409** (0.125)	0.318*** (0.115)
工作经验	0.124*** (0.004)	0.120*** (0.004)	0.114*** (0.009)
工作经验平方/1000	-0.676*** (0.001)	-0.627*** (0.000)	-0.509*** (0.001)
控制变量	包含	包含	包含
观测值	5616	5616	1955
R ²	0.690	0.686	0.639

注：括号内为标准误；* p<0.05，** p<0.01，*** p<0.001；控制变量同表 2 基准回归。

根据 CHNS 调查的问卷设计，有 12 年以上受教育年限但最高学历为中等职业教育或普通高中的群体可以被视作接受过 1—4 年的大学教育但未能取得本科或专科学历的群体，他们与接受高中阶段教育后直接进入劳动力市场的群体在工资收入表现方面可能存在差异，需要针对样本群体的选择问题进行检验。根据表 5 前两列展示的回归结果，在受教育年限超过 12 年的群体中，无论是否控制受教育年限，接受中等职业教育群体的教育收益率均显著高于接受普通高中群体的教育收益率，这说明在接受大学阶段教育但并没有取得大学阶段相应学历的群体中，高中阶段所受到的教育类型依然在劳动力就业方面发挥着较为重要的作用。

表 5 受教育年限不为 12 年的基准模型 OLS 回归结果

因变量：月工资对数	受教育年限超过 12 年样本		受教育年限不足 12 年样本	
	基准模型(OLS)		基准模型(OLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
中等职业教育	0.698** (0.224)	0.672** (0.227)	0.067* (0.034)	0.077* (0.034)

续表

因变量：月工资 对数	受教育年限超过 12 年样本		受教育年限不足 12 年样本	
	基准模型 (OLS)		基准模型 (OLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育年限		0.331*** (0.018)		0.245** (0.077)
工作经验	0.131*** (0.017)	0.131*** (0.003)	0.130*** (0.006)	0.129*** (0.006)
工作经验平方/1000	-1.111** (0.000)	-1.110** (0.000)	-0.709*** (0.000)	-0.688*** (0.000)
控制变量	包含	包含	包含	包含
观测值	354	354	2931	2931
R ²	0.705	0.705	0.676	0.677

注：括号内为标准误；* p<0.05,** p<0.01,*** p<0.001；控制变量同表 2 基准回归。

样本中同样存在部分受教育年限少于 12 年却获得了高中阶段学历的样本，造成这种现象的现实原因一方面可能存在“跳级”和“提前毕业”的现象，另一方面也可能与部分中等职业技术学校的弹性学制有关，为避免这部分样本对整体研究稳健性的影响，表 5(3)、(4)列展示了受教育年限少于 12 年样本的主模型回归结果。无论是否控制受教育年限，受教育年限不足 12 年的群体接受中等职业教育的教育收益率显著更高，虽然整体的回归系数较小，但依然与前文发现相一致。

此外，针对 APC 模型的使用和变量处理，本文一方面采用了虚拟变量分组模型和成长曲线模型进行检验，前者将年龄、年龄平方仍以连续变量形式纳入模型，时期和世代采用虚拟变量分类分组形式纳入模型，后者则是分层线性模型(hierarchical linear modeling)的一种；另一方面在变量处理上，分别参考部分学者对世代进行 10 年、5 年为时间间隔的分组方法。经过检验发现，结论与前文(表 3)的结果一致，进一步证明 APC 模型部分的实证研究结果是稳健可靠的。

六、异质性分析

(一)收入异质性

为进一步探究职业教育与普通教育的回报率差异，我们将研究样本的收

入分设为 5 个不同水平，表征为 τ_{10} — τ_{90} ，进行分位数回归估计。

表 6 分位数回归结果

因变量：月工资对数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	τ_{10}	τ_{25}	τ_{50}	τ_{75}	τ_{90}
中等职业教育	0.143*** (0.032)	0.162*** (0.024)	0.184*** (0.024)	0.148*** (0.024)	0.091** (0.031)
受教育年限	0.188*** (0.021)	0.213*** (0.015)	0.230*** (0.015)	0.223*** (0.015)	0.211*** (0.020)
工作经验	0.143*** (0.005)	0.131*** (0.004)	0.124*** (0.004)	0.113*** (0.004)	0.099*** (0.005)
工作经验平方/1000	−0.000*** (0.000)	−0.798*** (0.000)	−0.001*** (0.000)	−0.467*** (0.000)	−0.000 (0.000)
控制变量	包含	包含	包含	包含	包含
观测值	8901	8901	8901	8901	8901
Pseudo R ²	0.470	0.536	0.506	0.453	0.377

注：括号内为标准误；* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ ，*** $p<0.001$ ；控制变量同表 2 基准回归。

分位数回归结果显示，中等职业教育对于中等收入水平(τ_{50})的劳动力增收效应最强，但对于较低(τ_{10})、较高(τ_{90})收入水平的劳动力增收效应不足，尤其是接受中等职业教育对于高收入水平劳动力的增收效应(系数仅为 0.091)明显小于其他群体。这说明接受中等职业教育相对于接受普通高中教育，虽然整体而言对个体增收的作用更为明显，但在不同收入层次上依然存在显著差异。

(二)地区异质性

由于我国不同地区之间经济社会发展水平及地方教育程度存在较大差异，本研究根据 CHNS 数据库进行调查的省份进行地区划分，分东北地区(辽宁、黑龙江)、东部地区(江苏、山东、北京、上海)、中部地区(湖北、湖南、河南)、西部地区(重庆、贵州、广西)进行分组回归，结果见表 7。

表 7 地区分组回归结果

因变量：月工资对数	(1)	(2)	(3)	(4)
	东北	东部	中部	西部
中等职业教育	0.192*** (0.041)	0.173*** (0.034)	0.108** (0.035)	0.140** (0.047)

续表				
因变量：月工资对数	(1)	(2)	(3)	(4)
	东北	东部	中部	西部
受教育年限	0.179*** (0.023)	0.213*** (0.024)	0.212*** (0.024)	0.197*** (0.029)
工作经验	0.123*** (0.008)	0.140*** (0.005)	0.121*** (0.006)	0.137*** (0.007)
工作经验平方/1000	-0.663*** (0.000)	-0.759*** (0.000)	-0.511*** (0.000)	-0.985*** (0.000)
控制变量	包含	包含	包含	包含
观测值	1553	2822	2951	1575
R-squared	0.686	0.703	0.656	0.656

注：括号内为标准误；* p<0.05,** p<0.01,*** p<0.001；控制变量同表 2 基准回归。

根据分地区回归结果，不同地区之间的职业教育收益率存在差异：东北地区中等职业教育相对于普通高中教育的教育收益率最高，其次是东部地区和西部地区，中部地区最低。但邹检验(Chow test)结果显示分组回归的组间系数差异并不显著(p>0.05)。

各地区职业教育回报率的差异与地区间产业结构水平有关，东北地区制造业较为发达，对于职业人才需求较大，接受职业教育的劳动力往往具备更好的就业机会和社会认可。同时，由于东北地区长期以来制造业发展程度较高，政府发展当地职业教育的投入更大，职业教育水平较高，也会影响当地劳动力的职业教育回报率。中部地区由于产业结构和地区经济发展水平的原因，接受职业教育劳动力能够获得的就业机会和工资收入都相对有限，中等职业教育与普通高中教育之间的收益率差异较小。而西部地区虽然整体经济发展水平不高，但由于国家的一系列资源开发和对口帮扶政策，对于职业教育的重视程度和人才需求都较高，因此职业教育与普通教育之间的收益率差异比中部地区更大。

七、结论与建议

本文通过使用“中国健康与营养调查”(CHNS)数据，采用拓展的明瑟收入方程估计了接受高中阶段职业教育相对于接受同阶段普通教育的个人教育

收益率,在通过使用工具变量法纠正了内生性偏差后,比较了选择接受中等职业教育和接受普通高中教育对劳动力工资收入的影响、在劳动力生命周期中的长期变动趋势和内部异质性,得到的主要结论如下。

第一,同等受教育年限下,接受中等职业教育相对于接受普通高中教育的收益更高。本研究发现,以往采用 OLS 模型的文献可能低估了中等职业教育的教育收益率。本文以“配偶是否接受中等职业教育”为外生工具变量改善因样本能力不可观测带来的内生性问题,分别采用“中职或其他”和“中职或普高”两种工具变量构造方式,发现同等教育年限下,接受中等职业教育分别是接受普通高中教育的平均月工资收入的 1.662 倍($e^{0.508}$)和 1.394 倍($e^{0.332}$),相比陈伟和乌尼日其其格(2016)的发现高 0.514 倍和 0.246 倍。

第二,接受中等职业教育相对于接受普通高中教育对劳动力工资收入具备更大的年龄效应和世代效应。APC 模型中的年龄效应显示,接受中等职业教育群体的工资收入在劳动力生命周期的初期和中后期相对于接受普通高中教育群体都具有优势。初期优势是因为接受职业教育的群体在刚刚步入劳动力市场时,往往具备更强的专业技能,能够快速匹配雇主需求、胜任岗位,因而获得更高的平均工资收入。世代效应显示,接受中等职业教育相对于接受普通高中教育的劳动力工资收入的“后劲”具有世代差异,越早出生的世代接受中等职业教育的收益更高,这与我国经济社会的整体发展趋势以及教育体制的重要改革密切相关。在新中国成立初期和计划经济时期出生的群体适逢生产力亟需发展但高等教育供给不足的特定历史时期,接受中等职业教育并步入专业技术性岗位的他们在积累了一定的工作经验后成为专家型技师,在劳动力生命周期的中后期表现出了相较于接受普通教育群体更高的工资收入。但在经济发展动荡时期和改革开放后出生的群体,中等职业教育收益率出现了“后劲不足”的情况,随着知识经济的快速发展,劳动力市场分割日益明显,职业教育的可持续发展空间受限,与此同时高等教育规模扩张导致文凭价值相对降低,接受中等职业教育的群体暴露出人力资本积累与发展后劲的匮乏。

第三,中等职业教育收益率因样本特征的不同存在异质性。首先,接受中等职业教育的相对收益率在中等收入水平的劳动力群体中最高,但在 10% 和 90% 分位收入水平的劳动力群体中相对较低,说明中等职业教育对中等收入群体的提升作用更显著,但仍存在“提低”与“拔高”能力不足的结构性问题。90% 分位数水平上的回归系数仅为 0.091,意味着接受中等职业教育的相对

收益在高收入群体中非常微弱,说明仍存在一定程度的劳动力市场分割,最高学历为高中教育的劳动力整体迈入高收入群体的比例较低,同时,高收入群体所处行业的技能要求也并不依赖于中等职业教育的培养。其次,接受中等职业教育的相对收益率在东北、东部、中部和西部地区之间也存在差异,但组间系数差异不显著。东北地区的职业教育收益率最高、中部地区的职业教育收益率最低,说明职业教育回报水平与当地的产业结构、劳动力市场人才需求和行业的社会认可程度有关,职业教育建设需要联动产业结构和人才市场变革共同进行。

本文通过实证分析得出的经验证据较好地佐证了职业教育作为个体“安全网”保障的效应,即职业教育带来的个体收益能够维持其所处的社会经济地位水平(王奕俊和胡慧琪,2022)。不仅相对于普通初中教育,而且相对于同等层次的普通高中教育都具备更高的个人教育收益率。中等职业教育的“安全网”效应受到年龄效应和世代效应的共同影响,在收入水平和所在地区方面也存在异质性。但与此同时,职业教育的“分流器”效应在现实中依然存在,近年来中等职业教育相对收益在劳动力生命周期内表现出的“后劲不足”现象,以及微弱的收入“拔高”作用,都揭示出职业教育相对于普通教育缺乏足够的发展上升空间。

但本研究仍存在一定局限。首先,CHNS调查目前只更新到2015年,尽管历时近三十年的追踪数据能够为探讨中等教育阶段普职教育的长期回报和不同世代的变动趋势提供具备数据纵深的独特视角,从而对话我国长期存在的“普职分化”制度困境,但要想回应当下的教育焦虑,亟需更具时效性的数据。其次,受限于该数据中教育层次的测量方式,本文的研究对象只选取了最高教育程度为高中层次的群体,未讨论进入高等教育阶段的普职教育的差异,因此未能进一步考虑接受普通高中教育意味着更多的高等教育机会以及后续的劳动力市场分割问题。未来一方面应收集包含更多教育层次的最新数据,分析普职分化后带来的长期劳动回报差异;另一方面应从劳动力市场均衡的角度探索供求关系对普职教育个人收益率的具体影响。

根据以上结论和讨论,结合我国职业教育发展现状,本文提出如下政策启示:

第一,实证结果已揭示出接受中等职业教育相较于接受同等年限的普通高中教育带来的个人收益更高,要想扭转公众对职业教育回报的疑虑,可以

借助政府力量宣传相关实证发现。应充分肯定中等职业教育对提高人力资本质量方面的作用,加大对中等职业教育的政策倾斜和投入力度,为高中阶段的普职分流提供充分的制度保障和资源支持。

第二,中等职业教育的个体收益在经济发展动荡时期和改革开放之后出生世代的劳动力的生命周期内存在“后劲不足”现象,对收入的“拔高”能力也不充分,表明仅接受中等层次职业教育难以适应当前的经济社会发展和产业结构转型,因此应构建职业教育的终身教育体系,建立职业教育体系内部中等教育与高等教育的衔接机制,健全跨教育层次的学分互认与转移机制。同时,在把握类型教育的基础上注重对学生可迁移能力的培养,提升面对技术革新和产业转型的适应能力,拓展高层次专业技术人才的培养渠道。鼓励产学研深度融合,提升学生的创新创业能力和终身学习意识,使职业教育在劳动力生命周期内发挥长期的增收作用。

第三,中等职业教育对于低收入群体的增收能力有限,且在中部地区的教育收益率相对较低。因此,应根据不同区域经济发展状况和产业结构特点,采取差异化的发展布局战略,对职业教育欠发达地区给予政策支持和精准帮扶,探索不同区域现代职业教育产教融合共同体建设,推动职业教育提质增效,赋能地方制造业转型升级和促进新旧动能转换,使职业教育更直接惠及民生。

[参考文献]

- 陈伟、乌尼日其其格,2016:《职业教育与普通高中教育收入回报之差异》,《社会》第2期。
- 陈钊、冯净冰,2015:《应该在哪里接受职业教育:来自教育回报空间差异的证据》,《世界经济》第8期。
- 戴平生,2015:《半参数 GAM 模型下我国教育收益率的分析》,《数理统计与管理》第1期。
- 高树仁、于畅,2015:《职业教育学生发展权益的困境及其化解》,《职业技术教育》第7期。
- 郭冬梅、胡毅、林建浩,2014:《我国正规就业者的教育收益率》,《统计研究》第8期。
- 杭永宝,2006:《职业教育的经济发展贡献和成本收益问题研究》,南京农业大学博士学位论文。
- 李婷,2018:《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》,《人口与经济》第1期。

- 李煜, 2008:《婚姻的教育匹配: 50 年来的变迁》,《中国人口科学》第3期。
- 李莹、丁小浩, 2008:《中等职业教育毕业生待业时间的生存分析》,《教育与经济》第2期。
- 刘云波、张叶、杨朴, 2023:《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》,《教育研究》第1期。
- 栾江、陈建成、李强、何忠伟, 2014:《高中教育还是中等职业教育更有利于增加西部地区农村劳动力非农收入? ——基于异质性的处理效应估计》,《中国农村经济》第9期。
- 祁占勇、何佑石, 2022:《我国中等职业教育城乡个体回报率变动研究——基于 2008—2017 年 CGSS 的实证分析》,《西南大学学报(社会科学版)》第2期。
- 苏晶晶、彭非, 2014:《年龄—时期—队列模型参数估计方法最新研究进展》,《统计与决策》第23期。
- 田志磊、薛懿、殷利, 2025:《高中阶段普职分流: 误解、事实与愿景》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第2期。
- 王金明、刘晓明, 2010:《浅论人力资本因素对职业教育发展的影响》,《职教论坛》第9期。
- 王金水、吴愈晓、许琪, 2022:《年龄—时期—世代模型的发展历程与社会科学研究》,《社会研究方法评论》第2期。
- 王明进、岳昌君, 2009:《个人教育收益率的估计与比较: 一个半参数方法》,《统计研究》第6期。
- 王奕俊、胡慧琪, 2022:《“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》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第7期。
- 魏万青、白云, 2016:《职高教育能提升劳动力市场优势吗? ——基于 CFPS2010 的比较研究》,《社会发展研究》第4期。
- 吴晓刚、李晓光, 2021:《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》,《中国社会科学》第2期。
- 徐菁, 2024:《选择职业教育还是普通教育? ——基于收入和就业质量的视角》,《职业技术教育》第12期。
- 许琪、王金水、吴愈晓, 2022:《理论驱动还是方法驱动? ——年龄—时期—世代分析的最新进展》,《社会学研究》第6期。
- 杨克文、李光勤, 2018:《教育获得对初婚年龄的影响研究》,《人口学刊》第6期。
- 于洪霞, 2015:《生命周期中教育收益率变动轨迹分析》,《统计研究》第5期。
- 曾旭晖、郑莉, 2016:《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》,《人口与经济》第5期。
- 张瑶祥, 2013:《高职院校“好就业、难招生”现象分析——基于社会分层视角》,《教育研究》第5期。

- 郑莉、曾旭晖, 2018:《教育健康回报的城乡与性别差异——基于世代与年龄效应的分析》,《华东理工大学学报(社会科学版)》第2期。
- Belman, D. and J. D. Heywood, 1997, “Sheepskin Effects by Cohort: Implications of Job Matching in a Signaling Model”, *Oxford Economic Papers*, 49(4), 623—637.
- Bennell, P., 1996, “General Versus Vocational Secondary Education in Developing Countries: A Review of the Rates of Return Evidence”, *Journal of Development Studies*, 33(2), 230—247.
- Cörvers, F., H. Heijke, B. Kriechel and H. Pfeifer, 2011, “High and Steady or Low And Rising? Life-Cycle Earnings Patterns in Vocational and General Education”, ROA Research Memorandum ROA-RM-2011/7.
- Earle, J. S., 2012, “Industrial Decline and Labor Reallocation in a Transforming Economy: Romania in Early Transition”, *IZA Journal of Labor and Development*, 1(1), 2.
- Hanushek, E. A., L. Woessmann and L. Zhang, 2017, “General Education, Vocational Education, and Labor-Market Outcomes over the Life-Cycle”, *Journal of Human Resources*, 52(1), 48—87.
- Henderson, D. J., S. W. Polachek and L. Wang, 2011, “Heterogeneity in Schooling Rates of Return”, *Economics of Education Review*, 30(6), 1202—1214.
- Kahyarara, G. and F. Teal, 2008, “The Returns to Vocational Training and Academic Education: Evidence from Tanzania”, *World Development*, 36(11), 2223—2242.
- McDonald, P. and K. Mailys, 2023, “Employer preferences for vocational over general education: evidence from an employer survey experiment”, *Research in Social Stratification and Mobility*, 83, 100756.
- Moenjak, T. and C. Worswick, 2003, “Vocational Education in Thailand: A Study of Choice and Returns”, *Economics of Education Review*, 22(1), 99—107.
- Pencavel, J., 1998, “Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands”, *The American Economic Review*, 88(2), 326—329.
- Yang, Y. and K. C. Land, 2006, “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”, *Sociological Methodology*, 36, 75—97.

Returns to Secondary Vocational Education in China and its Trend: Empirical Evidence from CHNS

SHI Tian-le, ZHANG Lan-wen, GUO Fei

(Institute of Education, Tsinghua University)

Abstract: Vocational education is considered to be a key way to cultivate national craftsmen and achieve transformation and upgrading of manufacturing industries, but the reality of anxiety and panic about the post-secondary school entrance examination general-vocational diversion policy reflects the general society's doubts about the yield of vocational education. Therefore, this paper uses data from 10 follow-up surveys of the China Health and Nutrition Survey(CHNS) between 1989 and 2015 to conduct a study on the individual-level vocational education yield and its group differences between receiving secondary vocational education and general high school education through a modified Mincer equation and instrumental variables least squares method and use the Age-Period-Cohort Model to analyze the returns to vocational education over the life cycle of the workforce, the main findings are: first, after dealing with endogeneity, the overall individual yield of receiving secondary vocational education is higher compared with that of receiving; second, the wage earnings from secondary vocational education have significant age and cohort effects, and the individual education return to secondary vocational education changes from a "latecomer's advantage" to a "latecomer's disadvantage" with the change of cohorts; third, there is heterogeneity in the individual gain rate of vocational high school education in terms of income level. The promotion effect of secondary vocational education on the middle-income group is more significant, but there are structural problems of insufficient effect for low-income and high-income groups.

Key words: secondary vocational education; returns to education; general-vocational diversion; APC model

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 刘泽云)