大学扩招、就业挤压与中等职业教育收益变迁\*

陆万军 张彬斌

摘要：对于个人和家庭来说，教育投资是为了获得更高的收入和更好的职业发展机会，维持合理的教育收益是职业教育持续健康发展的基本保障。本文从职业收入、职业获得和户籍转变的视角分析中等职业教育收益变迁，利用教育类型和毕业队列差别构建双差分模型评估高等教育扩招对中等职业教育收益的影响。研究发现，在高等教育扩招前，中等职业教育相对普通高中教育具有明显的收益优势，但高等教育扩招之后这种收益优势逐步丧失，这是近年来中等职业教育对家庭吸引力下降的主要原因，基于假设队列方法和PSM方法的稳健性检验验证了研究结论的有效性。研究认为，促进职业教育与普通教育相互协调和持续发展，需要使两种教育模式维持相对合理的教育收益，发展职业教育既需要增加职业教育招生数量，同时需要提高供给质量使职业教育维持合理的市场回报率。职业教育收益来源于职业技能的市场溢价，可以利用相关政策提高职业技能与市场需求的匹配度，通过提升职业教育收益率促进职业教育健康发展。当然，在一个技术快速变迁的时代，职业教育同样应该重视学习能力和技能更新能力的培养。

关键词：中等职业教育 普通教育 教育收益 职业获得 双差分模型

中图分类号：F016; F244.1 JEL：E24；J24

**Higher Education Expansion, Employment Squeeze and Changes in Benefits of Secondary Vocational Education**

LU Wanjun1 Zhang Binbin2

(1. Nanjing Agricultural University, Nanjing, China; 2. Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

**Abstract:** Maintaining a reasonable return is the basic guarantee for the sustainable development of vocational education. This paper analyzes the benefits of secondary vocational education from the perspectives of occupational income, occupational acquisition and access to urban Hukou. Using the difference between education type and graduation cohort, the research constructs DID model to assess the impact of expansion in higher education on the return of secondary vocational education. The study found that before the enrollment expansion of higher education, secondary vocational education has obvious income advantage over ordinary high school education. However, this advantage gradually lost after the expansion of higher education. The cohort analysis showed that the enrollment expansion of higher education had a negative impact on the income of secondary vocational education mainly by crowding out high-income employment opportunities. This study believes that the market return of vocational education comes from professional skills. By matching of vocational skills and market demand through corresponding policies, it can promote the development of vocational education by improving the labor market return of vocational education. At the same time, in an era of rapid technological change, vocational education should pay attention to the cultivation of self-learning ability and skill renewal ability, and make vocational education meet the needs of the new era by constructing a lifelong learning system.

**Keywords:** Secondary Vocational Education; General Education; Return to Education；Occupation Acquisition; Difference-in-Differences Model

一、引 言

改革开放之后，农业转移劳动力和人口红利效应曾使中国劳动密集型产业快速发展，推动经济高速增长（蔡昉，2017）。随着中国近年来陆续越过刘易斯转折点和人口红利拐点，以劳动力低成本优势和要素投入为基础的传统增长方式难以持续，经济整体上由高速增长期转入中高速增长期的新常态。在转变经济发展方式和推动产业升级的大背景下，经济系统必然会对劳动力质量提出更高的要求，其中高质量技术工人是产业升级的基本保障。顺应经济发展形势需要，国务院2014年5月印发《关于加快发展现代职业教育的决定》[[1]](#footnote-1)，强调通过发展职业教育创造更大的人才红利，助推经济结构调整和增长方式转型。2019年2月国务院印发《中国教育现代化2035》，从长期战略层面提出“加快发展现代职业教育”，将职业教育作为提升一流人才培养的重要途径。[[2]](#footnote-2)实践层面，为鼓励优秀生源进入职业教育，中等职业院校从2010年开始实施“0学费”制，并给予不同程度的生活补贴，高等职业院校启动实施以培育“大国工匠”为目标的《国家职业教育改革实施方案》，明确职业教育与普通教育具有同等重要的地位。[[3]](#footnote-3)

职业教育涵盖的内容较为广泛[[4]](#footnote-4)，其中以中专、职业高中和技校为主体的中等职业教育体系是培养职业技能人才的重要途径。职业教育通过技能培养提高劳动生产率和就业市场竞争力，为个人带来教育收益和就业机会。由于技能型人力资本专用型较强，如果缺乏与专业技能相匹配的工作岗位，职业教育收益可能会大幅度降低。计划经济时期和改革开放初期，职业教育在我国人才培养中扮演着重要角色，中等职业教育为国家各个行业输送了大量人才，高等教育在当时属于典型的精英教育。直到上世纪90年代，国有企业和行业主管部门一直积极参与职业人才培养与就业环节，中等职业教育一直享受行业主管部门主导的毕业分配政策，以中专、技校和卫校为代表的中等职业有非常明确的分配岗位和就业机会，中等职业教育曾经被认为是获得正规就业机会和进入国有部门及事业单位的重要途径，包括卫校、师专类院校在中考分流时能够吸引大量优质生源[[5]](#footnote-5)。同时，在高等教育扩招之前，受高等教育招生规模限制，普通高中教育面临着较高的升学失败风险，大量优秀的初中毕业生主动分流并接受中等职业教育。自上世纪90年代中后期开始，中国陆续启动就业市场化、国有企业改革和高等教育扩招政策，中等职业教育吸引力逐步下降，甚至沦为“差生教育”和家庭竞争普通教育机会失败后的被动选择。数据显示，1995-2006年企业参与管理与建设的中等职业院校由2850降至520所，缺乏行业主管部门和企业参与是导致毕业生就业质量下滑的重要原因，中职毕业生进入劳动力市场中的技能优势无法有效发挥。[[6]](#footnote-6)图1显示了1995-2018年义务教育之外各类型教育招生人数，其中普通高中和本专科招生人数自1999年高等教育扩招后持续增加，而中等职业教育招生人数在经历一段时期增长后，自2009-2018招生人数由870万下降到559万。伴随着招生规模的缩小，中等职业教育对家庭吸引力并没有提高，这可能主要与中等职业教育收益率变动有关。

图1 1995-2018年普通高中、职业中学与本专科招生人数（万人）

注：数据根据历年《中国统计年鉴》整理。

中等职业教育与普通高中共同构成高中阶段教育。其中，中等职业教育以培养技术人才为主要目标，以技能和技术教育为主要内容。普通高中教育以知识教育为主，以升学和接受高等教育为主要目标。随着高等教育扩招和就业市场化政策的推进，接受高中教育后继续升学的概率提高，中等职业教育毕业生需要在就业市场中与高等教育同类专业毕业生竞争。为发展高质量职业教育体系，教育部2017年发布《中等职业教育改革发展的思路与举措》提出要合理规划中等职业教育和普通高中招生规模，使两种教育招生规模大体相当。对个人和家庭来说，选择职业教育还是普通教育主要取决于两种教育对收入及职业发展的影响。如果职业教育能够获得相对可观的教育收益和良好的职业发展机会，在中学阶段结束后，很多家庭可能会主动分流至职业教育体系。相反，如果职业教育收益率较低，则接受职业教育可能会成为家庭竞争普通教育机会失败后的被动选择。近年来，在国家政策大力支持下，职业教育招生难现象依然普遍存在，中等职业院校还存在比较普遍的退学现象[[7]](#footnote-7)。这些现象很可能与职业教育市场回报较低有关，教育收益率可能是影响职业教育持续发展的重要因素。

本文从教育收益率、职业获得、城镇户籍获得多维度视角分析中等职业教育吸引力下降的原因，利用理论和实证方法分析1999年高等教育扩招与中等职业教育逐步遇冷的关联性。首先，研究将梳理和评述关于职业教育功能和收益的代表性文献，理清教育收益与职业教育持续健康发展之间的关系；其次，研究以初中毕业生群体为参照组，利用2016年中国劳动力市场动态调查数据（CLDS2016）评估中等职业教育、普通高中、专科教育和本科教育收益率；为了进一步分析高等教育扩招对中等职业教育收益率影响，研究利用教育类型与毕业队列差异构建双差分模型（DID: Difference in Difference），考察高等教育扩招对中等职业教育收益率和职业获得影响的净效应。为排除其他因素影响，研究利用假设队列方法和PSM方法排除了普及义务教育、职业教育招生数量变化及选择性偏差对回归结果的影响；利用个人教育史数据检验中考分流的选择性是否会导致通过“3+2”招生制度获得大学专科学历人群教育收益更低，检验能力偏差效应是否会对研究结论产生影响。同时，利用队列回归方法检验高等教育扩招之后，中等职业教育获得者获得高收入职业机会是否减少，进一步验证高等教育扩招对中等职业教育教育收益及职业获得的影响；最后，综合职业教育对职业获得、就业部门选择、户籍转换的影响，研究将分析中等职业教育收益率变化的主要原因，探讨如何通过相应政策构建职业教育与普通教育协同发展的教育体系。相对于已有研究，本文将高等教育扩招与中等职业教育收益相联系，从需求侧视角解析了中等职业教育遇冷的主要原因。研究认为，当职业教育与普通教育在人才培养和能力培养上存在重合时，这两种教育模式可能在劳动力市场上产生竞争关系，高等教育的快速发展会通过挤占职业教育就业机会降低职业教育收益。促进职业教育与普通教育相互协调和持续发展，需要使两种教育模式维持相对合理的教育收益，发展职业教育既需要扩大招生规模、降低学费等供给侧政策的推动，同时需要通过提高职业人才培养质量促进中等职业维持合理的教育收益。

二、文献述评与研究假说

学校教育是最重要的人力资本投资形式，在接受九年制义务教育后，初中毕业生将面临第一次教育分流，包括以就业为目标进入中等职业院校，或以继续升学为目标进入普通高中学习。相对于普通教育，职业教育以培养特定技能人才为主要目标，具有培养周期较短和就业方向较明确的特征。Becker（1962）将个人技能分为通用性人力资本和专用性人力资本。从人力资本属性来看，职业教育获得的人力资本专用性更强，需要与特定技术岗位结合才能显著提高劳动生产率（Fuller，1976）。从人力资本属性来看，只有当工作岗位与职业教育技能类型相匹配时，职业教育收益与相同阶段的普通教育相比才可能有明显优势；如果职业技能与经济系统岗位需求不匹配，可能导致职业教育技能优势并不能转化为个人收益。国外研究认为，职业教育短期劳动力市场表现通常会优于普通教育，但终身收益是否具有明显优势并不确定（Verhaest & Baert，2015；Lavrijsen & Nicaise，2017）。在经济全球化和技术快速变化的时代，职业教育获得者的技能优势可能难以显现，而普通教育注重的学习能力和基础知识反而更有优势（Goldin，2001；Krueger & Kumar，2004）。既有研究认为当职业技能与岗位匹配时，职业教育可以通过提高个人劳动生产率带来个人收益，但在长期内职业教育与普通教育相比是否一定具有明显优势并不确定。

预期收益是教育投资决策最重要的影响因素，虽然职业教育具体形式在不同国家存在差异，但维持合理的教育收益是职业教育健康发展的基本保障。德国和日本的职业教育虽然采取了不同的模式，但整体上具有较高的教育收益和清晰的职业发展机会，很多家庭和个人会根据职业偏好主动接受职业教育（蔡秀玲、余熙，2016）。基于美国职业教育收益的研究发现，美国社区学院承担了培养职业人才的主要功能，社区学院所获得的专业技能和资格证书整体上能够带来可观的教育收益（Gill & Leigh，2003），但不同专业存在显著差别，其中具有明确技能的专业毕业生工资溢价更高，商科和人文学科职业教育工资溢价较低（Jepsen et al，2014）。在评估职业教育收益时存在典型的内生性问题，如果在职业教育和普通教育分流过程中存在竞争与筛选过程，可能会导致教育收益率评估过程出现选择性偏差，影响结果的准确性（Ryan，2001）。为避免样本选择性偏差，Hanushek et al（2017）利用11个国家的数据，通过政策差异构建DID模型评估职业教育与普通教育对个人发展影响，认为职业教育在劳动力市场中短期优势较为明显，具有更低的失业率和更高的平均工资，但这种优势随着时间推移逐步丧失。基于克罗地亚、瑞典教育改革的研究发现，让职业教育学生进一步接受普通教育并不会影响他们在劳动力市场中的表现（Hall，2016；Zilic，2018），表明职业教育和普通教育实际上是相互补充的教育类型，不存在本质上的孰优孰劣。

在1999年高等教育扩招前，大学本专科教育在中国属于精英教育，1998年大学本专科招生人数仅为108万人[[8]](#footnote-8)。由于高考录取率较低，普通高中教育在高考选拔过程中面临着较高的失败风险，中等职业教育曾被很多家庭认为是进入体制内或获得正规工作的重要方式（赵琳、冯蔚星，2003）。部分研究对中国职业教育收益率进行了估算，屈小博（2013）对比了流动人口群体中职业中学和普通高中收益率，发现职业中学教育回报率显著高于普通高中，认为通过为农民工提供职业教育有助于突破学历门槛对个人发展的限制。基于就业结果的评估发现，从短期收益来看，中等职业教育能够显著缩短职业搜寻时间，专业技能与岗位匹配度更高（魏立萍、肖利宏，2008；丁小浩、李莹，2008）。如果区分短期和长期表现，普通教育获得者更能够适应劳动力市场中的技能要求和结构变化，同时有更大的空间通过学历教育改善劳动力市场地位，劳动力市场长期表现可能更有更好（王姣娜，2015）。从中国职业教育回报率的变化过程来看，陈伟和乌尼日其其格（2016）检验了教育收益率队列变化过程，发现职业教育相对普通教育的回报率优势从1990年开始逐步消失。随着高等教育扩招，人力资本供给结构的改变会诱发企业利用学历信号选聘人才，最终导致教育过度现象开始日益显著（李锋亮等，2009）。基于2016年劳动力市场调查数据的研究显示，大学专科毕业生的教育过度发生率相对中等职业教育更低（周敏丹，2021）。如果高等教育扩招，部分招聘中等职业教育毕业生的工作岗位提高应聘要求，则可能会产生显著的就业挤压效应，导致中等职业教育毕业生的收益率下降。部分研究从人才培养模式的视角探讨了如何通过政策改善职业教育收益率，提高职业教育对民众的吸引力（潘海生、高常水，2016；付雪凌，2020）。梳理关于中国职业教育的研究发现，职业教育收益率估计相对较少，已有的少数实证研究并没有从教育收益率角度分析为何职业教育对民众的吸引力下降。从人力资本供给结构来看，高等教育扩招导致大学毕业生快速增加，如果大学本专科毕业生与中等职业教育在劳动力市场中具有替代关系，可能会通过挤占中等职业教育高收入岗位影响教育收益率。中国从1996年开始逐步取消中等职业教育和高校毕业生分配制度，伴随着本专科毕业生在高等教育扩招后大量进入劳动力市场，在劳动力市场上会形成与中等职业教育的竞争关系，通过挤占就业机会降低中等职业教育收益率，降低中等职业教育对家庭及个人的吸引力。

综合既有研究及理论分析，本文提出以下研究假说：（1）教育收益变化可能是近年来中等职业教育吸引力下降的重要原因。接受职业教育主要是为了获得正规就业机会和提高工资性收入，从职业获得和教育收益率两个视角分析和对比职业教育与普通教育可能更全面。相关研究认为职业教育对精准扶贫和促进外来人口城市落户具有积极的作用（陈钊、冯净冰，2015，通过评估职业教育对落户城市概率的影响可以更全面地认识职业教育的功能；（2）高等教育扩招可能会影响中等职业教育收益率。高等教育扩招一方面显著降低了高考的失败率，同时普通高中对应的普通教育体系有更完备的学历发展空间，高等教育扩招会显著提高家庭接受高等教育的积极性；另一方面，高等教育中大学专科教育对应高等职业和技能教育，如果中等职业教育在职业技能培养方面与大学专科毕业生具有替代关系，可能会挤占就业机会降低中等职业教育收益率，理论上可以通过毕业队列差异构建DID框架评估随着扩招对职业教育收益率和职业获得的影响；（3）高等教育扩招对就业机会的挤占可能集中在高收入行业。在高等教育与中等职业教育能够相互替代的情形下，大量高等教育获得者进入劳动力市场，会促使企业通过人力资本信号进行人才筛选，高等教育获得者将首先向高收入行业挤占就业机会，最终会影响中等职业教育的收益率。

三、数据、变量与方法

本文一方面要评估职业教育对工资收入、职业获得、户籍身份转变的影响，同时利用毕业时间的队列差异构建双差分模型分析高等教育扩招对职业教育收益的影响，研究需要获得个体劳动力市场表现、教育类型、毕业年份等相关数据。实证研究过程中主要使用2016年中国劳动力动态调查数据（CLDS2016），该数据以15-64岁劳动年龄人口为调查对象，共包含29省和直辖市21068个被访者，数据记录了个人教育史、户籍变化史、工作就业情况、家庭特征等信息，能够识别个体工作特征和劳动力市场表现，同时能够依据教育史的相关信息识别个人所受教育类型和教育经历，数据提供研究所涉及的核心变量和主要控制变量。

（一）变量定义与描述性统计

研究根据工资性收入和是否获得正规就业来表征劳动力市场表现。工资收入来源于个人报告的年工资收入水平（税前），实证研究中取自然对数和收入绝对值两个变量。关于非正规就业和正规就业的定义，部分研究以就业部门进行划分（屈小博，2013），另一些研究认为正规就业机会除了受工作部门影响之外，还与是否签订劳动合同和享受职工基本社会保险相关（陆万军、张彬斌，2018）。借鉴国内外相关定义，本文将从事全日制工作、签订劳动合同并具有职工基本养老和医疗保险的工作定义为正规就业，其他工作类型定义为非正规就业。为评估中等职业教育收益，受教育水平使用虚拟变量，剔除在读和肄业样本后教育水平包括未受过教育、小学、初中、职业中学、普通高中，大学专科、大学本科七种类型，中等职业教育包括：职业高中、中等技校、中专三种类型，数据中有完整受教育信息的样本共16037个，其中普通高中、职业中学、大学专科、大学本科样本分别包含2029、1023、1142、1059个个体。教育收益不仅包括提高个人工资性收入，还包括促进农村居民获得城市户籍（赵西亮，2017）。研究根据初始户籍和获得城镇户籍的年份，生成“户籍身份转变”变量，如果发生了由农业户籍转换为城市户籍取值为1，一直保持农业户籍取值为0。

中国从1999年开始实施高等教育扩招政策，1999年大学本科和专科招生人数较上一年度分别增长43.4%和42.3%，随后几年逐步回归到扩招前的增速[[9]](#footnote-9)。为分析高等教育扩招对中等职业教育收益率产生的影响，研究以2003年扩招后第一届毕业生大规模进入劳动力市场作为分界点构建毕业队列，根据已完成义务教育个体回答的最高学历毕业年份，2003年及之后毕业进入劳动力市场的队列取1，2003之前毕业队列取0，2003年之后毕业的人群占总样本的37%。研究根据个人报告的出生户籍与当前户籍性质，产生户籍转换变量，发生户籍身份转变的个体约为11%。工作经验根据个人第一份非农工作时间与样本调查时间来推断，研究剔除了工作经验中异常值。父母受教育水平借鉴相关研究中的方法转换为受教育年限变量[[10]](#footnote-10)。工作单位类型包括“政府、国有或集体的编制工作”、“民营、外资或合资企业工作”、“个体工商户、第一产业或自由职业”三类，取值分别为1、2、3，以虚拟变量进入回归方程，描述性统计显示，三类工作单位所占的比重分别为16.2%，49.5%和34.4%。根据个人报告的工作类型，将职业类型分为：农林渔业、制造与建筑业、低端服务业、高端服务业四类，描述性统计显示，4类职业类型的比重分别为16.9%，30.1%、31.1%和21.9%。同时，根据个体报告的居住和工作地，将地区分为：东部直辖市、东部省份、中部省份、东北地区、西部省份五类。表1为主要变量的描述性统计结果，表2呈现了主要被解释变量根据教育的分组统计结果。被访者年平均工资收入约为40860元，大约有32%的受访者获得了正规就业机会，37%的受访者2003年之后毕业进入劳动力市场。为分析教育类型对收入、职业获得、城镇户籍获得影响，表2分组统计结果显示，个人收入随受教育水平的提高逐步提高，其中职业中学比普通高中年收入大约高2800元，大学本专科教育相对其他教育类型整体上具有非常明显的工资收益。在职业获得方面，随受教育水平提高个人获得正规就业机会的概率整体上逐步提高，但普通高中和职业中学在获得正规就业机会方面整体上差异不明显，大学本专科毕业生获得正规就业概率明显高于其他教育类型。从毕业前户籍身份为农村户籍的人口来看，随着教育水平提高，农村户籍人口更有可能融入城市并获得城市户籍。

表1 变量定义与描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量名 | 定 义 | 样本量 | 均 值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| *lny* | 年工资收入对数 | 6388 | 10.26  | 0.91  | 7.60  | 12.61  |
| *edu* | 受教育水平 | 6388 | 4.05  | 1.76  | 1 | 7 |
| *eduv* | 中等职业教育 | 6388 | 0.14  | 0.35  | 0 | 1 |
| *eduh* | 普通高中 | 6388 | 0.10  | 0.29  | 0 | 1 |
| *gender* | 性 别 | 6388 | 0.57  | 0.49  | 0 | 1 |
| *hukou\_now* | 当前户籍性质 | 6388 | 1.35  | 0.48  | 1 | 2 |
| *Hukou\_old* | 原始户籍性质 | 6388 | 1.36  | 0.62  | 1 | 3 |
| *edu\_ma* | 母亲教育年限 | 4274 | 4.39  | 4.35  | 0 | 16 |
| *edu\_fa* | 父亲教育年限 | 4372 | 6.43  | 4.42  | 0 | 16 |
| *exps* | 工作经验 | 3245 | 9.58 | 10.45 | 0 | 42 |
| *work\_form* | 是否为正规就业 | 3944 | 0.32  | 0.47  | 0 | 1 |
| *cohort* | 队 列 | 5026 | 0.37  | 0.48  | 0 | 1 |
| *hukou\_ch* | 户口性质转变 | 4605 | 0.11  | 0.31  | 0 | 1 |
| *area* | 地 区 | 6252 | 2.95  | 1.30  | 1 | 5 |
| *unit* | 单位类型 | 6158 | 2.18  | 0.69  | 1 | 3 |
| *career* | 职业类型 | 5593 | 2.57 | 1.01 | 1 | 4 |

表2 依据受教育程度的分组对比统计

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 年工资收入 | 是否正规就业 | 户籍性质转变 |
| 均值 | 方差 | 均值 | 方差 | 均值 | 方差 |
| 未受过教育 | 19374 | 22806 | 0.07 | 0.26 | 0.02 | 0.12 |
| 小 学 | 24246 | 21931 | 0.11 | 0.31 | 0.03 | 0.16 |
| 初 中 | 31725 | 27444 | 0.21 | 0.41 | 0.05 | 0.22 |
| 普通高中 | 38683 | 30340 | 0.38 | 0.49 | 0.12 | 0.32 |
| 职业中学 | 41560 | 29484 | 0.37 | 0.48 | 0.12 | 0.32 |
| 大学专科 | 52860 | 38614 | 0.45 | 0.50 | 0.21 | 0.41 |
| 本 科 | 75175 | 54675 | 0.45 | 0.50 | 0.35 | 0.48 |
| 总 体 | 40860 | 37545 | 0.33 | 0.47 | 0.07 | 0.25 |

（二）研究设计与模型介绍

本文采用扩展的Mincer方程估算中等职业教育收益率，实证研究中受教育水平变量使用分类变量。相对与其他教育类型，义务教育阶段不涉及具体的技能教育，随着中国在1986年开始普及义务教育制度，从上世纪90年代中期开始，初中毕业生逐步成为我国新增就业人员中的最低受教育水平。理论上，中等职业教育与义务教育毕业生不存在明显的替代关系，本文以初中教育为参照组，分析普通高中、职业中学和其他教育类型的收益率。为更全面地反应职业教育收益，通过logit模型分析职业教育是否能够显著提高个人获得正规就业和城镇户籍的概率。基于本文的理论分析，为实证检验高等教育扩招对职业教育收益率是否产生了显著的负面冲击，研究首先通过分样本回归的方式检验扩招前后职业教育收益率的变化；其次，虽然教育扩招政策在全国范围内同时推进，但不同教育类型和毕业队列所受的影响存在差异，如果在中等职业教育毕业生在扩招之后进入劳动力市场，所面临的就业竞争会更为激烈，这会显著影响中等职业教育的市场回报。截面数据可以通过队列差别构建控制-干预关系，利用双差分方法评估政策效应（Duflo，2000；吴要武、赵泉，2010），研究通过队列差异和教育类型差别构建双差分模型实证检验高等教育扩招对职业教育收益率、职业获得和户籍性质转变的影响。最后，为进一步分析高等教育扩招对职业教育收益率产生影响的机制，研究通过添加毕业队列与教育类型交互项的方式，分析高等教育扩招后职业教育获得者进入高收入部门就业的机会是否显著下降，探讨高等教育扩招是否通过挤占中等职业教育就业机会影响了职业教育收益。研究涉及的主要回归方程如下：

$Y=α+β∙edu\_{v}+\sum\_{}^{}β\_{i}∙edu\_{i}+\sum\_{}^{}γ\_{i}∙Z\_{i}+ε$ （1）

$Y=α+β∙edu\_{v}+γ∙edu\_{v}∙cohort+\sum\_{}^{}β\_{i}∙edu\_{i}+\sum\_{}^{}τ\_{i}∙edu\_{i}∙cohort+\sum\_{}^{}γ\_{i}∙Z\_{i}+ε$ （2）

$Y=α+β∙edu\_{v}+δ∙cohort+γ∙edu\_{v}∙cohort+\sum\_{}^{}β\_{i}∙edu\_{i}+\sum\_{}^{}τ\_{i}∙edu\_{i}∙cohort+\sum\_{}^{}γ\_{i}∙Z\_{i}+ε$ （3）

在上述方程中，Y为被解释变量，eduv表示职业教育，cohort为毕业队列（2003年及以后获得最后学历者，取值为1，否则取值为0），edui表示其他教育类型，参照组为初中学历人群，Zi为控制变量，包括工作经验、工作经验平方、行业类型和单位类型等。方程（1）用于评估不同教育类型对工资性收入、职业获得和户籍身份转变的影响，研究重点关注初中教育，中等职业教育与普通高中教育收益的差别；方程（2）通过添加队列与教育类型交互项，可以分析高等教育扩招前后不同教育类型的收益变化，主要关注进入相关高收入部门就业机会变化，研究主要关注交互项系数和显著性，对比不同教育类型在高等教育扩招后职业获得的变化情况；方程（3）为双差分基准模型，如果参照组（初中学历人群）未受到政策影响，交互项系数在理论上可以识别出高等教育扩招对不同类型教育收益的影响。表3以中等职业教育为例，解释了双差分模型各系数的含义及模型的基本原理，假定不考虑其他教育类型与控制变量影响，同时初中教育收益率没有受到高等教育扩招明显的影响，则队列与职业教育交互项系数为剔除时间趋势之后由教育扩招引发的职业教育收益率变化。在稳健性检验部分，研究将依据方程（3）通过假设毕业队列排除其他因素对双差分结果的影响，同时通过PSM方法降低选择性偏误对回归结果的影响。为降低中考分流选择性对研究结论的影响，研究通过教育史数据分析“3+2”招生制度下大专学历毕业生的收益情况，进一步分析中考分流的选择性是否会降低高等职业教育收益率。最后，在影响机制分析上，通过添加队列与教育类型交互项检验扩招前后职业教育进入高收入部分和竞争失败概率的变化，验证高等教育发展对中等职业教育进入高收入部门是否存在挤出效应。

表3 DID模型中的系数含义与解释

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 系数含义 | 系 数 | 系数之间关系 |
| 2003年之前毕业初中生教育收益 | α | （1） |
| 2003年之后毕业初中生教育收益 | α+δ | （2） |
| 2003年之前毕业职业中学教育收益 | α+β | （3） |
| 2003年之后毕业职业中学教育收益 | α+β+δ+γ | （4） |
| 两次差分结果 | γ | [(4)-(3)]-[(2)-(1)] |

四、中等职业教育收益的估算：基于多维度的实证研究

（一）中等职业教育收益率估算：基于工资收入的角度

根据上文的研究思路和模型设定，表4显示了基于工资性收入视角的职业教育收益率OLS估算结果，该部分研究同时通过分样本回归分析高等教育扩招前后不同教育类型的收益变化。结果（1）和（2）基于总体样本的回归分析显示，职业教育收益率总体上显著高于普通高中收益率。结果（1）显示，中等职业教育年工资收入约比初中教育高24.3%，普通高中教育比初中教育高13.5%，大学专科和本科分别比初中教育高50.6%和84.1%。在控制个人性别、行业、单位和地区特征后，回归结果（2）显示普通高中教育与初中教育收益不存在显著差异，但中等职业教育收益约比初中教育高14.3%，普通高中教育收益率约比初中教育高8.1%，但系数显著度较低。分毕业年份样本回归后职业教育与普通高中教育系数存在显著差异。其中，回归结果（3）和（4）为2003年之前获得最后学历的样本，回归结果（3）显示中等职业教育年收入约比初中教育高33.7%，普通高中约比初中高15.2%，这也印证了我国中等职业曾经具有较高的教育收益率，也是扩招前许多优秀的初中毕业生选择主动分流至中等职业教育的重要原因。在控制其他变量后，回归结果（4）显示中等职业教育年收入约比初中教育高23.7.2%，普通高中约比初中高11.9%，但系数显著度较低，这可能是由于高中毕业生与初中毕业生整体上具有非常强的相互替代关系。回归结果（5）和（6）为2003年之后获得最终学历的样本，结果显示在高等教育扩招后整体上中等职业教育收益率出现了明显下降。回归结果（5）显示，中等职业教育总体上比初中教育高18.4%，普通高中与初中教育收益不存在显著差别。在控制相关变量后，回归结果（6）显示职业教育与初中教育的收益率不存在显著差别，表明职业教育的收益优势可能主要源于行业、地区和工作特征。综合表4中的回归结果，中等职业教育收益率在高等教育扩招后出现了明显下降。

表4 职业教育收益率估算

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 普通高中 | 0.135\*\*\*（0.045） | 0.081\*（0.048） | 0.152\*\*\*（0.056） | 0.119\*（0.061） | 0.056（0.099） | -0.027（0.102） |
| 职业中学 | 0.243\*\*\*（0.047） | 0.143\*\*\*（0.050） | 0.331\*\*\*（0.068） | 0.237\*\*\*（0.072） | 0.184\*\*\*（0.008） | 0.106（0.082） |
| 大学专科 | 0.506\*\*\*（0.042） | 0.456\*\*\*（0.047） | 0.714\*\*\*（0.070） | 0.683\*\*\*（0.078） | 0.469\*\*\*（0.072） | 0.442\*\*\*（0.076） |
| 大学本科 | 0.841\*\*\*（0.041） | 0.757\*\*\*（0.052） | 1.076\*\*\*（0.078） | 0.980\*\*\*（0.092） | 0.813\*\*\*（0.071） | 0.765\*\*\*（0.082） |
| 小学 | -0.240\*\*\*（0.047） | -0.156\*\*\*（0.050） | -0.302\*\*\*（0.061） | -0.199\*\*\*（0.063） | -0.07（0.265） | -0.015（0.286） |
| 工作经验 | 0.033\*\*\*（0.004） | 0.028\*\*\*（0.005） | 0.022\*\*\*（0.006） | 0.021\*\*\*（0.006） | 0.047\*\*\*（0.011） | 0.045\*\*\*（0.012） |
| 工作经验平方 | -0.001\*\*\*（0.0001） | -0.0008\*\*\*（0.0001） | -0.0007\*\*\*（0.0001） | -0.0007\*\*\*（0.0001） | -0.001\*\*\*（0.0005） | -0.002\*\*\*（0.0005） |
| 性 别 |  | 0.291\*\*\*（0.030） |  | 0.299\*\*\*（0.041） |  | 0.295\*\*\*（0.048） |
| 行业类型 |  | 控制 |  | 控制 |  | 控制 |
| 单位类型 |  | 控制 |  | 控制 |  | 控制 |
| 地区 |  | 控制 |  | 控制 |  | 控制 |
| 截距项 | 10.03\*\*\*（0.030） | 9.40\*\*\*（0.053） | 10.11\*\*\*（0.041） | 9.46\*\*\*（0.077） | 9.95\*\*\*（0.060） | 9.13\*\*\*（0.201） |
| 样本来源 | 全样本 | 2003年之前毕业样本 | 2003年之后毕业样本 |
| 相关统计量 |
| 调整后R2 | 0.212 | 0.335 | 0.210 | 0.331 | 0.185 | 0.240 |
| F值 | 110.26 | 72.71 | 58.84 | 36.24 | 41.5 | 24.8 |
| 样本量 | 3275 | 2310 | 1551 | 1292 | 1137 | 971 |

注：（）内为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著，行业特征与单位特征共包括五个虚拟变量，地区共包括四个虚拟变量。

（二）中等职业教育对获得正规就业机会及城镇户籍的影响

正规就业代表着更稳定的工作、更好的工作环境和更多的职业发展机会，就业特征也是衡量教育收益的一个重要维度。部分研究显示教育和技能培训能够提高农民工和城镇居民获得正规就业的概率（王建，2017）。获得城镇户籍也是教育收益的一种重要形式（赵西亮，2017）。表5为从获得正规就业机会和非农户籍视角对职业教育收益评估结果。回归结果（1）显示，中等职业教育、普通高中教育获得正规就业的概率分别是初中教育的2.24倍和2.29倍，[[11]](#footnote-11)大学本专科教育获得正规就业机会的概率大约为初中教育的3.12倍，中等职业教育在获得正规就业机会方面与普通高中教育相比并没有明显优势，本专科教育在正规就业机会获得方面优势明显。为了降低教育扩招、家庭和个人特征影响回归结果，在控制毕业队列、个人特征和地区虚拟后。回归结果（2）显示，中等职业教育获得正规就业的概率约为初中毕业生的2.23倍，普通高中毕业生获得正规就业的概率约为初中毕业生的1.81倍，表明整体上中等职业教育在获得正规就业机会方面与普通高中毕业生相比有微弱的优势。在剔除原始户籍为城镇户籍的样本后，回归结果（3）和（4）从城镇户籍身份获得和城市融入视角分析了职业教育收益。回归结果（3）显示，中等职业教育和普通高中教育获得者取得城市户籍的概率约为初中教育的2.6倍，大学本专科获得城市户籍方面的优势非常明显。控制毕业队列等变量后，中等职业教育和普通高中教育获得城镇户籍的概率分别为初中教育的3.7倍和2.6倍，表明职业教育所提供的技能整体上能够提高个体获得城镇户籍的概率，这与中等职业教育具有更高的正规就业概率具有一致性。

表5 教育对正规就业和非农户籍获得的影响（logit模型）

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 是否为正规就业 | 是否获得非农户籍 |
| （1） | （2） | （3） | （4） |
| 普通高中 | 0.829\*\*\*（0.108） | 0.591\*\*\*（0.128） | 0.952\*\*\*（0.110） | 0.953\*\*\*（0.122） |
| 职业中学 | 0.808\*\*\*（0.115） | 0.802\*\*\*（0.134） | 0.957\*\*\*（0.137） | 1.302\*\*\*（0.149） |
| 大学专科 | 1.138\*\*\*（0.100） | 1.181\*\*\*（0.127） | 1.668\*\*\*（0.121） | 2.283\*\*\*（0.147） |
| 大学本科 | 1.137\*\*\*（0.098） | 1.110 \*\*\*（0.134） | 2.356\*\*\*（0.121） | 3.126\*\*\*（0.158） |
| 小学 | -0.785\*\*\*（0.194） | -0.432\*（0.228） | -0.593\*\*\*（0.135） | -0.798\*\*\*（0.179） |
| 毕业队列 |  | -0.412（0.091） |  | -1.463\*\*\*（0.117） |
| 个人特征变量 |  | 控制 |  | 控制 |
| 地区虚拟变量 |  | 控制 |  | 控制 |
| 截距项 | -1.327\*\*\*（0.069） | -1.650\*\*\*（0.127） | -2.974\*\*\*（0.068） | -2.765\*\*\*（0.103） |
| 相关统计量 |
| Pseudo R2 | 0.058 | 0.086 | 0.121 | 0.137 |
| chi2 | 270.12 | 318.67 | 726.62 | 533.34 |
| 样本量 | 4365 | 3250 | 12688 | 7459 |

注：（）内为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著，个人特征变量包括性别、出生户籍状况，地区虚拟变量包含4个虚拟变量。

该部分基于工资性收入、职业获得和户籍身份转变的视角评估了职业教育收益。基于工资性收入视角的研究发现，中等职业教育收益率在高等教育扩招前后发生了显著变化，主要表现为中等职业教育相对于普通高中教育的收益优势在扩招后基本丧失，高等教育扩招之后，大学本专科毕业生的收益也出现了一定程度的下降，但收益优势依然显著。在控制队列差异等因素后，中等职业教育相对于普通高中毕业生具有获得正规就业机会的微弱优势，这可能源于职业技能对应的正规就业岗位更为明确。最后，在控制毕业队列及其他控制变量后，研究发现与普通高中教育相比，职业教育能够提高农村户籍人口获得城镇户籍的概率，职业技能在促进个体城市融入纬度上具有一定的优势。基于该部分的实证研究可以推断，职业教育收益率的变化可能是导致吸引力下降的主要原因。但职业教育收益率变化是否与高等教育扩招相关，以及导致职业教育吸引力下降的机制还需要进一步分析。

五、高等教育扩招与职业教育收益率

（一）基于队列的双差分模型分析

中国从1999年开始实施高等教育扩招政策，从2003年左右开始高等教育扩招后的毕业生开始陆续进入劳动力市场，本专科毕业生供给数量在劳动力市场中明显增加。已有相关研究运用队列双差分方法评估了高等教育扩招对大学本专科毕业生就业的影响，认为高等教育扩招在总体上提高了大学毕业生失业率并降低了劳动参与率（吴要武、赵泉，2010；邢春冰、李实，2011）。在劳动力市场中，如果本专科毕业生与中等职业教育毕业生在专业技能和求职岗位上具有替代关系，随着大学本专科毕业生供给数量大幅度增加，可能会诱发企业和相关部门提高招聘条件，同时本专科毕业生会因为就业压力会降低求职要求，导致本专科毕业生在岗位上对中等职业教育产生替代效应，这不仅会导致本专科毕业生自身工资下降，同时可能会导致中等职业教育收益下降。在教育体系中，义务教育和普通高中教育以知识教育为主且不涉及具体的技能教育，毕业生主要在劳动密集型产业和低端服务业工作，与高等教育毕业生不存在明显替代关系，高等教育扩招至少在短期内不会直接影响普通高中和义务教育获得者劳动力市场表现。以义务教育为参照组，可以评估扩招对不同群体劳动力市场表现的影响。依据回归方程（3），研究利用毕业队列与教育类型构造双差分模型，评估教育扩招对不同类型教育收益的影响，其中参照组为初中教育，队列与教育类型交互项为政策影响的净效应，表6显示了主要回归结果。

回归结果（1）显示，职业中学回归系数显著高于普通高中，表明在高等教育扩招前职业中学与普通高中毕业生工资性收入分别比初中毕业生高48.9%和27.4%，大学本科和专科毕业生分别比初中毕业生高80.5%和120%。队列与高中教育交互项系数不显著，表明高等教育扩招并没有影响普通高中毕业生就业。队列与职业中学、大学专科、大学本科交互项系数显著为负，表明高等教育扩招约使职业教育、大学专科和大学本科收益率分别下降27.2%、27.3%、31.4%。中等职业教育收益率因高等教育扩招下降后，相对普通高中教育的收益优势丧失，这可能是中等职业教育吸引力下降的主要原因。本专科教育在扩招前具有更大的收益优势，收益下降后依然具有相对可观的收益率。为避免样本分布的地区非均衡性和个人特征变量的影响，回归（2）在加入了个人特征和地区控制变量，结果没有发生显著变化，高等教育扩招是导致中等职业教育收益率显著下降，但高等教育扩招对普通高中教育收益没有显著影响，高等教育毕业生与普通高中毕业生在劳动力市场中不存在明显的竞争关系。回归（3）和（4）评估了不同教育类型获得正规就业机会的变化，毕业队列变量系数显著为负，扩招后初中毕业生非正规就业的整体比重增加，这可能是由于随着经济发展非正规就业比重逐步提高，同时中等职业教育获得正规就业机会方面比普通高中教育具有微弱的优势，高等教育扩招没有对中等职业教育非正规就业机会产生显著冲击，但高等教育扩招后普通本专科毕业生获得正规就业机会的概率显著提高，这可能是由于我国在2008年开始推行《劳动合同法》，劳动力市场中的正规就业机会显著增加，本专科毕业生获得正规就业机会的概率显著高于中等职业教育毕业生。回归（5）和（6）评估了不同教育类型农村户籍人口获得城镇户籍的概率差异，该部分严重其他教育类型相对参照组系数较高，主要原因是参照组初中毕业生有部分人群依然留在农村从事农业生产，其他教育类型人群务农比重非常低，回归结果显示毕业队列系数显著为负，表明教育扩招后初中毕业生落户概率下降，其中职业中学毕业生获得城镇户籍的概率高于普通高中毕业生，从队列与教育类型系数的交互项来看，教育扩招并没有对普通高中、职业中学和大学专科的获得城镇户籍产生影响，但教育扩招整体上提高了本科毕业生获得城镇户籍的概率，这可能是有与高等教育扩招后城镇户籍的获得更多地向本科生及以上毕业生放开，导致本科毕业生城镇户籍的获得概率提高。表6表明，高等教育扩招导致中等职业教育相对普通高中教育的工资收入优势丧失，这是近年来职业教育吸引力下降主要原因。同时，职业教育相对于普通高中在获得正规就业和城镇户籍方面具有微弱优势，高等教育扩招没有对职业教育获得正规就业机会和城镇户籍产生显著效应，但高等教育扩招后大学本专科毕业生获得正规就业机会和非农户籍的概率提高，这也会降低职业教育吸引力。

表6 各类教育市场回报变化的双差分分析结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 工资性收入（对数） | 是否为正规就业 | 是否获得非农户籍 |
| （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 毕业队列 | 0.004（0.061） | 0.008（0.049） | -1.145\*\*\*（0.249） | -1.053\*\*\*（0.257） | -1.956\*\*\*（0.364） | -1.956\*\*\*（0.365） |
| 普通高中 | 0.274\*\*\*（0.038） | 0.220\*\*\*（0.041） | 0.908\*\*\*（0.13） | 0.669\*\*\*（0.141） | 0.955\*\*\*（0.125） | 1.002\*\*\*（0.128） |
| 职业中学 | 0.489\*\*\*（0.044） | 0.464\*\*\*（0.047） | 0.954\*\*\*（0.149） | 0.755\*\*\*（0.160） | 1.270\*\*\*（0.163） | 1.316\*\*\*（0.167） |
| 大学专科 | 0.805\*\*\*（0.045） | 0.776\*\*\*（0.051） | 1.195\*\*\*（0.153） | 0.918\*\*\*（0.177） | 2.319\*\*\*（0.183） | 2.313\*\*\*（0.186） |
| 大学本科 | 1.202\*\*\*（0.055） | 1.102 \*\*\*（0.057） | 0.859\*\*\*（0.169） | 0.494\*\*（0.199） | 2.823\*\*\*（0.224） | 2.833\*\*\*（0.228） |
| 队列\*普通高中 | -0.101（0.086） | -0.066（0.086） | -0.468（0.380） | -0.334（0.396） | 0.094（0.520） | 0.105（0.521） |
| 队列\*职业中学 | -0.272\*\*\*（0.080） | -0.298\*\*\*（0.083） | 0.338（0.322） | 0.522（0.340） | 0.455（0.464） | 0.412（0.469） |
| 队列\*大学专科 | -0.273\*\*\*（0.071） | -0.296\*\*\*（0.074） | 0.812\*\*\*（0.296） | 0.901\*\*\*（0.316） | 0.391（0.426） | 0.401（0.431） |
| 队列\*大学本科 | -0.314\*\*\*（0.077） | -0.297\*\*\*（0.079） | 1.296\*\*\*（0.301） | 1.332\*\*\*（0.325） | 0.894\*\*（0.437） | 0.876\*\*（0.441） |
| 个人与地区变量 |  | 已控制 |  | 已控制 |  | 已控制 |
| 截距项 | 10.015\*\*\*（0.020） | 9.794\*\*\*（0.032） | -1.137\*\*\*（0.083） | -1.575\*\*\*（0.131） | -2.669\*\*\*（0.077） | -2.580\*\*\*（0.115） |
| 相关统计量 |
| 调整后的R2 | 0.183 | 0.208 | —— | —— | —— | —— |
| Pseudo R2 | —— | —— | 0.057 | 0.088 | 0.130 | 0.137 |
| 样本量 | 5026 | 4472 | 3469 | 3064 | 6318 | 6116 |

注：（）内为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。个人与地区特征主要包括个人原始户籍、性别和就业地区，共包含五个虚拟变量。

（二）稳健性检验

1. 假设队列方法

回归分析和双差分分析结果显示，职业教育对民众吸引力下降主要是教育收益相对下降导致的。研究将通过假设队列的方式进行稳健性检验和样本平行性检验，同时有效排除其他教育类型招生人数变化产生的影响。理论上，如果高等教育扩招不是导致职业教育收益变动的重要因素，则通过更改毕业队列划分标准同样可以观察与表6中类似的交互项系数变化。研究首先将2003-2016年毕业队列以2009年为时间点划分为参照组和干预组，其中将2012-2016年毕业队列取值为1，2003-2011年毕业队列取值为0，交互项中队列设置作同样的变动，主要是考虑到中国大约到2009年中等职业教育招生达到峰值，之后中等职业教育招生规模开始逐年下降（图1），按照中等职业教育3年培养期推算，2012年为中等职业教育毕业学生最多的年份，研究可以据此排除职业教育招生规模变化对教育收益的影响；同时，对2003年之前的毕业队列按照1996年为时间点划分参照组和干预组，其中1996-2002年毕业队列取值为1，1996年之前的毕业队列取值为0，这主要考虑到中国从1986年颁布《义务教育法》，1987年九年制义务教育全面普及，1996年之后毕业队列中接受义务教育的人口比重大幅度增加，这一队列划分标准可以排除初中毕业生人数增长对职业教育收益的影响。根据回归方程（3），下表7呈现了稳健性检验的主要结果，其中回归结果（1）-（3）呈现的是2003-2016年毕业样本的回归结果，回归结果（4）-（6）是2003之前毕业样本的回归分析结果，研究主要关注二次交互项系数，在重新设定队列后划分标准后队列与职业中学、队列与普通高中的二次交互项系数均不显著，据此可以排除义务教育普及和职业教育招生数量变化对中等职业教育收益的影响，验证了上文实证结果的稳健性。

表7 稳健性检验

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 工资收入（对数） | 正规就业 | 户籍转变 | 工资收入（对数） | 正规就业 | 户籍转变 |
| （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 队列\*职业中学 | 0.065（0.198） | 0.057（0.664） | -0.243（0.378） | -0.121（0.096） | 0.416（0.365） | -0.522（0.400） |
| 队列\*普通高中 | 0.206（0.265） | -0.098（0.506） | -0.176（0.439） | 0.050（0.103） | 0.319（0.367） | -0.262（0.472） |
| 队列\*专科 | -0.021（0.173） | 0.125（0.462） | -0.534（0.677） | -0.219\*\*（0.105） | 0.683\*（0.392） | 0.390（0.419） |
| 队列\*本科 | 0152（0.172） | 0.728\*\*（0.320） | -0.523（0.654） | -0.087（0.116） | 0.516（0.432） | 1.11\*（0.493） |
| 假想队列1 (2012-2016=1) | -0.486\*\*（0.154） | -1.490\*\*\*（0.265） | -0.379\*\*\*（0.288） |  |  |  |
| 假想队列2 (1996-2002=1) |  |  |  | 0.212\*\*\*（0.047） | -0.542\*\*（0.234） | -0.782（0.244） |
| 教育类型 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 相关控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 9.760\*\*\*（0.060） | -1.966\*\*\*（0.233） | -0.430\*\*\*（0.029） | 9.74\*\*\*（0.038） | -1.54\*\*\*（0.167） | -2.45\*\*\*（0.132） |
| 样本来源 | 2003年之后毕业样本 | 2003年之前毕业样本 |
| 相关统计量 |
| 调整后的R2 | 0.270 |  |  | 0.205 |  |  |
| Pseudo R2 |  | 0.113 | 0.249 |  | 0.098 | 0.230 |
| 样本量 | 1473 | 1291 | 1946 | 2857 | 1674 | 4011 |

注：（）内为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。相关控制变量主要包括队列、个人原始户籍、性别和就业地区，共包含五个虚拟变量。

2. 考虑选择性的影响：对“3+2”招生制度的分析

考核和选拔过程中样本选择性会高估教育收益，其中普通高中毕业生往往是高考竞争的失败者，与职业中学的能力偏差应该较小，不会对文章的结论产生实质性影响。此外，就业市场中以高中学历作为招聘条件的岗位很少，不会通过能力信号筛选影响就业选择。对于本文的研究，近年来“3+2”制度开始在各地广泛实施，对没有通过中考分流进入普通高中的同学，可以选择“3+2”经历5年学习获得大学专科学历，部分学校可以在学习3年后获得中等职业学校毕业资格进入劳动力市场。理论上，选择“3+2”入学机会的学生属在中考分流中的“失败者”，在不可观测的指标如能力变量上可能会低于普通高中同学，如果毕业后获得的劳动力市场收益显著有别于其他专科毕业生，则说明能力偏差会影响本文结论，同时也说明“3+2”招生制度无法有效提高中等职业教育的吸引力。通过问卷中个人教育史信息，可以识别通过“3+2”制度获得大学专科学历的人群，共有2325位获得中专或大专学历人群回答了教育史模块的相关问题，其中，通过“3+2”获得大学专科学历为1223人，占52.6%，其他人群获得中等职业教育学历，这说明“3+2”招生制度在近年开始广泛普及。由于回答教育史模块相关问卷主要集中在2003年之后，研究同时将通过“3+2”途径获得专科学历的人群从职业大学专科人群中剔除，表8分别回归并对比收益系数发现，以中等职业教育为参照组，通过“3+2”获得大专学历的平均教育回报率会略微低于由高中进入大学专科的人群，但系数差别很小，说明样本选择性并不对研究结论产生根本性的影响。同时“3+2”招生制度获得大学专科学历的人群获得正规教育的概率相对普通高中进入大专的人群概率更高，这可能源于“3+2”制度的职业教育体系对应的正规工作岗位更明确。

表8 考虑“2+3”制度的教育回报分析

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 工资收入（对数） | 正规就业 |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） |
| 大专“2+3” | 0.227\*\*\*（0.051） |  | 0.344\*\*\*（0.116） |  |
| 大专（高中升学） |  | 0.250\*\*\*（0.053） |  | 0.330\*\*\*（0.118） |
| 工作经验 | 0.038\*\*\*（0.081） | 0.037（0.009） |  |  |
| 工作经验平方 | -0.0008\*\*\*（0.0003） | -0.007（0.002） |  |  |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 相关统计量 |
| 样本量 | 1457 | 781 | 1313 | 1249 |
| 调整后的R2 | 0.102 | 0.132 | 0.032 | 0.041 |

注：参照组为中等职业教育群体，个人与地区特征主要包括原始户籍、性别和就业地区，共包含6个虚拟变量。

3. 考虑选择性及能力偏差—PSM方法

本文的研究还受到典型的选择性和能力偏差的影响，表现为进入职业教育和普通教育的毕业生可能本身在能力上存在差异，虽然家庭和个人只关注现实中职业教育与普通教育的收入差别，并以此来做出自己的教育决策，但这种能力差别依然会对本文研究结论的科学性产生影响。选择性偏差和能力差别是教育收益估算面临重要难题，既有研究利用双胞胎数据（孙志军，2014）、能力代理变量（Li et al, 2012）和倾向得分匹配（许玲丽、艾春荣，2016）等方法对做了大量的研究。由于个人能力无法观察到，但个人是否接受中等职业教育与家庭背景、个人特征等变量存在相关性，本文以出生年份、性别、父母受教育水平、14岁时父母的职业、出生省份、出生时户籍身份作为协变量，以1：1邻近匹配法分析中等职业教育和普通高中在扩招前后收益的变化，在样本匹配时研究删除了其他教育类型个体，只保留中等职业教育毕业生和普通高中毕业生样本，匹配后整体样本量大幅度减少。研究同时使用工资收入对数和工资收入绝对值来进行匹配分析，利用匹配方法降低样本偏差减少样本原则性对分析结果的扰动。下表9和表10报告了倾向得分匹配结果，总体来看，2003之前毕业队列中等职业教育具有收入优势，2003年之后毕业队列中等职业教育在收入上与普通高中没有显著差异，排除了样本选择性偏差对回归结果的扰动，中等职业教育和普通高中相对收益的变化并非由于能力及选择性偏差所导致的。

表9 倾向得分匹配（PSM）结果（年工资收入对数）

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 中等职业教育 | 普通教育 | ATT | 样本总量 |
| 匹配前(1) | 匹配后(2) | 匹配前(3) | 匹配后(4) | (2)-(4) | 匹配后 |
| 2003年前毕业样本 | 10.457 | 10.457 | 10.293 | 10.270 | 0.187\*\*\*（0.074） | 551 |
| 2003年后毕业样本 | 10.301 | 10.301 | 10.213 | 10.431 | -0.130（0.80） | 432 |

表10 倾向得分匹配（PSM）结果（年工资收入）

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 中等职业教育 | 普通教育 | ATT | 样本总量 |
| 匹配前(1) | 匹配后(2) | 匹配前(3) | 匹配后(4) | (2)-(4) | 匹配后 |
| 2003年前毕业样本 | 44417 | 44417 | 40383 | 40081 | 4436\*\*\*（2221） | 551 |
| 2003年后毕业样本 | 40168 | 40168 | 34610 | 42597 | -2429（3043） | 432 |

六、影响机制分析

（一） 就业部门挤出效应

如果高等教育与中等职业教育具有替代关系，对于中等职业教育来说，与高等教育扩招过程中的大学专科毕业生具有较强的替代关系。一方面，随着大学专科毕业生大量进入劳动力市场，劳动力市场供需均衡变化会导致专科毕业生工资率相对下降，诱发企业使用大专毕业生替代中等职业教育毕业生；另一方面，随着高等教育的扩招，正规就业岗位在招聘时会逐步提高应聘者的学历要求，通过教育信号筛选直接利用本专科毕业生替代中等职业教育毕业生。理论上，高等教育扩招可能主要挤占中等职业教育毕业生进入部分高收入部门的机会，导致中等职业教育收益率下降，该部分将通过进入高收入行业机会的变化来验证这一假说。部门和行业特征是导致收入差别的重要原因，进入体制内工作岗位和高收入岗位是接受职业教育的目标，研究根据个人报告的岗位特征，将获得政府、事业单位或国有企业有编制工作定义为政府/国有部门工作，将金融、科教文化、科学研究、党政机关工作定义为高端服务业，这两个部门整体上具有相对更高的收入和更多的职业发展机会。表11显示了职业获得队列分析的主要结果，回归结果（1）和（4）显示，中等职业教育毕业生进入政府/国有部门、高端服务业的比重高于普通高中，但低于大学专科和大学本科教育。为分析高等教育扩招后不同教育类型进入高收入部门的概率变化，回归方程加入了队列与教育类型的交互项。回归结果（2）和（3）显示，队列与教育类型交互项均显著为负，教育扩招后不同教育类型进入政府/国有部门的概率均呈现出下降，这主要由于政府/国有部门的职位增长数相对较慢，同时职业教育与队列交互项系数显示教育扩招后职业教育进入国有/政府部门的下降幅度最大，整体上高等教育扩招后职业教育相对于高中教育在进入政府/国有部门具有微弱的优势，但与大学专科和本科教育进入政府/国有部门机会的差距拉大，这可能会进一步降低个人和家庭接受中等职业教育的意愿。回归结果（5）和（6）显示，高等教育扩招后中等职业教育毕业生进入高端服务业的概率明显下降，其他教育类型没有受到明显影响，这可能主要是随着大学毕业生扩招和市场供给增加，高端服务业新增岗位提高了招聘要求，本专科毕业生替代了部分由中等职业教育毕业生，例如师专和卫校目前已经难以进入正规教育系统和医疗机构，导致中等职业教育进入高端服务业的优势相对普通高中不再明显。

表11 职业获得的队列分析（logit模型）

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 政府/国有部门 | 高端服务业 |
| （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 普通高中 | 1.508\*\*\*（0.131） | 1.616\*\*\*（0.150） | 1.467\*\*\*（0.170） | 1.277\*\*\*（0.124） | 1.244\*\*\*（0.143） | 1.306\*\*\*（0.154） |
| 职业中学 | 1.858\*\*\*（0.140） | 2.389\*\*\*（0.164） | 2.334\*\*\*（0.189） | 2.076\*\*\*（0.124） | 2.333\*\*\*（0.151） | 2.378\*\*\*（0.166） |
| 大学专科 | 2.517\*\*\*（0.123） | 3.282\*\*\*（0.163） | 3.106\*\*\*（0.195） | 2.663\*\*\*（0.112） | 2.809\*\*\*（0.155） | 2.881\*\*\*（0.177） |
| 大学本科 | 3.367\*\*\*（0.118） | 3.790\*\*\*（0.174） | 3.697\*\*\*（0.213） | 3.663\*\*\*（0.111） | 3.804\*\*\*（0.171） | 3.859\*\*\*（0.198） |
| 队列\*普通高中 |  | -1.100\*\*\*（0.356） | -0.864\*\*（0.380） |  | -0.007（0.251） | 0.043（0.256） |
| 队列\*职业中学 |  | -1.690\*\*\*（0.278） | -1.557\*\*\*（0.306） |  | -0.802\*\*\*（0.200） | -0.839\*\*\*（0.215） |
| 队列\*大学专科 |  | -1.293\*\*\*（0.164） | -1.081\*\*\*（0.185） |  | -0.307\*\*（0.153） | -0.365\*\*（0.170） |
| 队列\*大学本科 |  | -0.606\*\*\*（0.157） | -0.592\*\*\*（0.189） |  | -0.234（0.165） | -0.245（0.185） |
| 其他控制变量 |  |  | 控制 |  |  | 控制 |
| 截距项 | -3.547\*\*\*（0.097） | -3.539\*\*\*（0.111） | -3.555\*\*\*（0.140） | -3.198\*\*\*（0.087） | -3.159\*\*\*（0.969） | -2.787\*\*\*（0.118） |
| 相关统计量 |
| Pseudo R2 | 0.199 | 0.220 | 0.260 | 0.274 | 0.245 | 0.255 |
| chi2 | 905.9 | 863.0 | 901.0 | 1229.4 | 1064.7 | 955.0 |
| 样本量 | 7692 | 6418 | 5756 | 7052 | 5928 | 5318 |

注：（）内为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。其他控制变量包括性别、出生户籍和地区，共6个虚拟变量。

（二）灵活职业的选择效应—扩招前后的对比研究

基于政策前后的对比（Before-After）可以在一定程度上显示政策对不同群体的影响。在劳动力市场中，对于职业中学、普通高中和高等教育毕业生，如果在劳动力市场竞争中无法找到满意的正规就业机会，可能会务农、从事自由工作或个体工商户[[12]](#footnote-12)， 选择这三种类型职业的概率可以从另一个角度对比中等职业教育与普通高中教育劳动力市场表现的差异性。下表12为基于队列分析为基础总结的不同类型教育选择自由职业、务农和个体工行户的比重。其中普通高中教育在高等教育扩招前后选择自由工作、务农和个体工商户的变化方向与初中教育一致，表现为自由工作的比重下降，从事农业工作的概率大幅度下降，个体工商户的概率下幅度上升。职业中学在扩招前后的变化方向与大学专科毕业生的变化更为相近，表现为职业中学毕业生选择自由工作和个体工商户的概率上升，选择务工的概率小幅度下降。总体来看，大学扩招后，中等职业教育毕业生在选择自由工作、务农和个体工商户方面与初中及高中毕业生的差异下降。而高等教育毕业生与中等职业教育毕业生目前仍然存在明显差别。

表12 扩招前后部分职业类别的对比

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 自由工作 | 务 农  | 个体工商户 |
| 扩招前 | 扩招后 | 扩招前 | 扩招后 | 扩招前 | 扩招后 |
| 初中 | 11.79% | 9.98% | 42.25% | 29.94% | 13.5% | 19.58% |
| 普通高中 | 9.58% | 8.72% | 29.05% | 8.71% | 12.8% | 17.94% |
| 职业中学 | 5.66% | 6.68% | 8.27% | 6.69% | 13.8% | 17.51% |
| 大学专科 | 2.61% | 4.72% | 2.28% | 1.40% | 9.77% | 10.13% |
| 本 科 | 0.89% | 1.79% | 0.00% | 0.45% | 3.91% | 3.74% |

七、结论与政策探讨

本文从教育收益视角分析了中国中等职业教育近年来遇冷的主要原因，探讨何以有效促进职业教育持续发展。研究发现，在高等教育扩招前，中等职业教育与普通高中相比具有明显的收益优势，具体表现为具有更高的工资收入，更有可能获得正规就业机会，农村家庭也可以通过中等职业教育获得城镇户籍。在高等教育扩招后，中等职业教育整体收益出现了显著下降，工资性收入与普通高中教育相比不再具有明显优势，但在获得正规就业机会与城镇户籍方面还具有微弱的优势。为了进一步分析高等教育扩招与教育收益率的关系，本文利用不同教育类型和毕业队列受扩招影响的差异性构造双差分模型，发现高等教育扩招不仅使大学本专科教育收益率显著下降，同时显著降低了中等职业教育收益率，但对普通高中教育收益率没有显著影响，导致中等职业教育收益率与普通高中相比没有显著优势，但高等教育依然保持着较为可观的收益。同时，高等教育扩招使高考升学率大幅度提高，综合效应会导致中等职业教育对民众的吸引力下降。利用队列分析检验高等教育扩招对中等职业教育的主要影响机制发现，高等教育扩招后中等职业教育进入高收入行业和部门的概率显著下降，高等教育扩招通过挤占就业机会对职业教育收益产生了负面冲击；基于扩招前后选择灵活职业的对比效应分析显示，高等教育扩招后整体上中等职业教育与普通高中教育在选择自由工作、务农和个体工商户概率上开始趋同，中等职业教育在职业选择上的优势在扩招后逐步丧失。

本文的研究具有较为重要的政策含义：真正实现“职业教育作为提升一流人才培养与创新能力的重要途径”的政策目标，根本途径在于加快构建高质量的完备职业教育体系。提升职业教育收益率是发展现代职业教育的重要保障，而提升职业教育收益必然要求完备的高质量职业教育体系。只有当职业教育的市场收益不亚于普通教育时，职业教育才会成为家庭教育投资决策的重要选择，才不会沦为竞争普通教育失败后的被动选择，将职业教育等同于“差生教育”的社会印象才会消失。高质量的中等职业教育一方面可以为更高级别的职业教育输送教育对象，也可以有效避免中考分流在部分地区所产生的家庭抵触情绪，是促进职业教育与普通教育协同发展的重要基础。理论上，职业教育收益来源于职业技能的市场溢价，只有当职业教育培养的技能符合市场需求时，职业教育才能够显著提高个人工资收入和职业稳定性。政府可以通过积极搭建职业院校与市场需求的交流平台，提升职业人才培养与市场技能需求的匹配度，通过提高职业院校毕业生专业技能与岗位的匹配度提升教育收益。基于本文的研究，大学专科教育还具有相对可观的教育收益率，同时“3+2”招生制度下的大专学历依然具有客观的教育收益，进一步完善“中等职业教育-高等职业教育”体系有助于提高职业教育对家庭的吸引力，这要通过进一步打通中等职业教育和大学专科教育以及高等职业教育的升学通道，将技能培育型的大学本专科教育作为中等职业教育的延伸，也是提高中等职业教育吸引力的一大途径。

此外，完备的高质量职业教育体系具备从低层次学历向更高层次学历进阶的完善通道，有利于强化个体的“学历获得”预期，提高职业教育的社会评价。除了市场性收益因素之外，升学渠道选择面窄、高质量教育资源缺乏等因素也限制着职业教育的社会认可度。在中国，高学历往往还具有可观的非物质回报，作为一个长期受儒家文化和科举制熏陶的社会，获得高学历常被视为崇高的家庭荣耀（刘精明，2014）。与欧洲社会在子女教育早期就使父母面临“普通中等教育-高等教育”和“职业教育-劳动力市场”的权衡不同，中国家庭在子女教育决策时更关注子女未来可能获得的最高学历，高学历还具有非常重要的象征价值（侯利明，2015）。如果职业体系不完备限制了获得高学历，则职业教育很难被社会所认可。因此，必须要在加大对职业教育的财政投入同时，进一步优化资源配置，提升教育质量，不仅注重职业技能本身，更要注重训练学生的习得和思维能力，健全从初等、中等到高等的完备职业教育体系，逐步消除职业教育文凭与学术教育文凭的差异，形成职业教育与学术教育并行发展相互促进的格局。同时，部分研究也显示，如果中等职业教育的收益较低或缺乏更高的学历预期，则可能使得部分贫困家庭在中考分流失败后选择直接进入劳动力市场，这将会进一步加剧贫困的代际传递，政府在职业教育和其他非义务阶段教育发展过程中，要加大对低收入家庭的关注，通过进一步贫困生补贴、奖学金制度激励贫困家庭子女接受非义务阶段教育。

参考文献：

蔡昉，2017：《中国经济改革效应分析—劳动力重新配置的视角》，《经济研究》第7期。

蔡秀玲 余熙，2016：《德日工匠精神形成的制度基础及其启示》，《亚太经济》第5期。

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。

丁小浩 李莹，2008：《中国城镇中等职业教育就业状况分析》，《教育科学》第4期。

付雪凌，2020：《变革与创新：扩招背景下高等职业教育的应对》，《华东师范大学学报(教育科学版)》第1期。

侯利明，2015：《地位下降回避还是学历下降回避——教育不平等生成机制再探讨(1978-2006)》，《社会学研究》第2期。

李锋亮 岳昌君 侯龙龙，2009.《过度教育与教育的信号功能》，《经济学(季刊)》第2期。

刘精明，2014：《能力与出身:高等教育入学机会分配的机制分析》，《中国社会科学》第8期。

陆万军 张彬斌，2018：《就业类型、社会福利与流动人口城市融入—来自微观数据的经验证据》，《经济学家》第8期。

潘海生 高常水，2016：《企业参与职业教育策略变迁机理及政策启示》，《教育研究》第8期。

屈小博，2013：《教育回报与劳动力市场的非正规性——来自中国城市劳动力市场的证据》，《世界经济文汇》第5期。

孙志军，2014：《基于双胞胎数据的教育收益率估计》，《经济学(季刊)》第3期。

王建，2017：《正规教育与技能培训:何种人力资本更有利于农民工正规就业?》，《中国农村观察》第1期。

王姣娜，2015：《经济转型期中国高中普职教育路向何方?》，《中国社会科学院研究生院学报》第1期

魏立萍 肖利宏，2008：《 中等职业教育与普通高中失业者失业持续时间和再就业机会的差异分析》，《教育与经济》第1期。

吴要武 赵泉，2010：《 高校扩招与大学毕业生就业》，《经济研究》第9期。

邢春冰 李实，2011：《扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业》，《经济学(季刊)》第4期。

许玲丽 艾春荣，2016：《高等教育回报的质量差异—对部属、省属与地方高校的比较研究》，《经济理论与经济管理》第8期。

赵琳 冯蔚星，2003：《 中国职业教育兴衰的制度主义分析—“市场化”制度变迁的考察》，《清华大学教育研究》第6期。

赵西亮，2017：《教育、户籍转换与城乡教育收益率差异》， 《经济研究》第12期。

周敏丹，2021：《人力资本供给、工作技能需求与过度教育》，《世界经济》第7期。

Becker, G. S. (1962), “Investment in human capital: a theoretical analysis”, *Journal of Political Economy* 70(5): 9-49.

Duflo, E. (2000), “Child health and household resources in South Africa: evidence from the old age pension program” *The American Economic Review* 90(2): 393-398.

Fuller, W. P. (1976), “More evidence supporting the demise of pre-employment vocational trade training: a case study of a factory in India”, *Comparative Education Review* 20 (1): 30-41.

Gill, A. M. & Leigh, D. E. (2003), “Do the returns to community colleges differ between academic and vocational programs?”, *Journal of Human Resources* 38(1):134-155.

Goldin, C. (2001), “The human capital century and American leadership: Virtues of the past”, *Journal of Economic History* 61(2): 263-292.

Hall, C. (2016), “Does more general education reduce the risk of future unemployment? Evidence from an expansion of vocational upper secondary education”, *Economics of Education Review* 52(3): 251-271.

Hanushek, E. A. et al (2017), “General education, vocational education, and labor-market outcomes over the lifecycle”, *Journal of Human Resources* 52(1): 48-87.

Jepsen, C. et al (2014), “The labor-market returns to community college degrees, diplomas, and certificates”, *Journal of Labor Economics* 32(1): 95-121.

Krueger, D. & Kumar, K. B. (2004), “Skill-specific rather than general education: a reason for us-europe growth differences?”, *Journal of Economic Growth* 9(2): 167-207.

Lavrijsen, J. & Nicaise, I. (2017), “Returns on vocational education over the life cycle: between immediate labor market preparation and lifelong employability”, *International Review of Education* 63(2): 257-280.

Li, H. et al (2012), “Estimating returns to education using twins in urban China”, *Journal of Development Economics* 97(2): 494—504

Ryan, P. (2001), “The school-to-work transition: a cross-national perspective”, *Journal of Economic Literature* 39(1): 34-92.

Verhaest, D. & Baert, S.(2015), “The early labor market effects of generally and vocationally oriented higher education: is there a trade-off?”, *IZA Discussion Papers*, No. 9137.

Zilic, I. (2018), “General Versus Vocational Education: Lessons from a Quasi-Experiment in Croatia”, *Economics of Education Review* 62(1): 1-11.

1. \* 陆万军，南京农业大学公共管理学院，邮政编码：210095，电子邮箱：luwanjun@njau.edu.cn；张彬斌，中国社会科学院财经战略研究院，邮政编码：100028，电子邮箱：zhang123\_bin@126.com；本文受国家社科基金青年项目“劳动力市场新变化对就业脱贫的影响及路径优化”（18CJY012）资助。感谢审稿专家的宝贵意见，文责自负。

 参见http://old.moe.gov.cn//publicfiles/business/htmlfiles/moe/moe\_1778/201406/170691. html。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 参见 http://www.gov.cn/zhengce/2019-02/23/content\_5367987.htm。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 参见 http://www.gov.cn/zhengce/content/2019-02/13/content\_5365341.htm。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 职业教育是与普通教育不同的教育类型，主要是指技术技能人才培养为目标的教育类型，包括初等职业教育、中等职业教育、高等职业教育、职业技能培训体系等内容。参见http://www.gov.cn/zhengce/content/ 2019-02/13/content\_5365341.htm。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 参见 http://www.oeeee.com/mp/a/BAAFRD000020190523164201.html。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 高靓. 锻造大国工匠、奠基中国制造—新中国70年职业教育改革发展历程. 中国教育报，2019-09-27. [↑](#footnote-ref-6)
7. 赵红旗.招生难制约职业教育发展，中国青年网.参见： http://edu.youth.cn/jyzx/jyxw/ 201907/ t20190705\_12000793.htm。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 参见：1999年《中国统计年鉴》。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 数据根据历年《中国统计年鉴》提供的各级教育招生人数计算。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 借鉴相关研究中的定义，本文受教育程度与受教育年限的转换关系为：文盲=0、私塾/扫盲班=2、小学=6、初中=9、普通高中=12、职业高中/中专/技校=13、成人高等教育（专科）=14、成人高等教育（本科）/全日制大学专科=15、大学本科及以上=16。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 在全文的logit分析中，由于解释变量为分类变量，对回归解释时将回归系数转化为几率比（变化倍数），计算公式为exp(β)=eβ。 [↑](#footnote-ref-11)
12. CLDS数据中自由工作主要只从事零散工，摊贩，无派遣单位的保姆，自营运司机，手工工匠的劳动者。 [↑](#footnote-ref-12)