

职业教育与普通高中教育收入 回报之差异

社会
2016·2
CJS
第36卷

陈 伟 乌尼日其其格

摘 要:讨论教育回报时,职业教育和普通高中教育之间所存在的实质性区别往往被学者忽略。本文使用中国家庭动态调查 2010 年基线调查数据来分析职业教育与普通高中教育在收入回报上的差异。结果表明,在控制教育类型的选择性因素和个人工作经验等变量的情况下,接受职业教育者比接受普通高中教育者有更多的收入回报。不过,收入回报的差异随教育世代而变化,改革开放早期接受职业教育者比接受普通高中教育者拥有较高的回报,1990 年后接受职业教育者的收入回报已没有优势。本文认为,职业教育有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,而职业教育回报优势的消失则是因为高校扩招所带来的职业教育文凭价值相对降低。

关键词:职业教育 高中教育 教育回报 CFPS 干预效应模型

DOI:10.15992/j.cnki.31-1123/c.2016.02.008

Educational Return Differences between Secondary Vocational Education and Regular Senior Secondary School Education

CHEN Wei Wuriniqiqige

Abstract: Previous studies of returns to education have paid little attention to the

* 作者 1: 陈 伟 上海大学社会学院社会学系 (Author 1: CHEN Wei, Department of Sociology, School of Sociology and Political Science, Shanghai University) E-mail: chenweiab12@gmail.com; 作者 2: 乌尼日其其格 上海大学社会学院社会学系 (Author 2: Wuniriqiqige, Department of Sociology, School of Sociology and Political Science, Shanghai University)

本文的完成得益于吴晓刚、刘玉照和韩怡梅 (Emily Hannum) 三位教授的指导,在统计方法上还得益于张卓妮老师所提供的布朗分解命令。本文初稿曾在 2015 年美国比较与国际教育学会 (Comparative and International Educational Society) 年会宣读,并在多个学术讨论场合得到郝令昕、程华宇 (Hua-Yu Sebastian Cherng) 等教授的批评指正。此外,《社会》杂志的两位匿名评审人对本文也提出专业的批评和建议。对以上学者表示感谢。文责自负。

distinction between effects of secondary vocational education and regular senior secondary school education. Using human capital and information economics theories, this study puts forward three hypotheses on the differential returns between secondary vocational school and regular senior secondary school graduates. They are tested with the data from the China Family Panel Studies in 2010 (CFPS2010). Ordinary Least Squares (OLS) often encounters problems of omitted variable and sample selection bias. Some factors affecting the choice of education are the same factors affecting returns. If these effects are not controlled, a biased coefficient could occur. Treatment effect model, with its ability to better control the effects of education choices, is better suited to estimate the differential returns of these two different types of education. The empirical results of OLS and treatment effect regression in this study show that vocational education has higher returns compared to regular high school education when education selection bias is controlled. Moreover, returns to vocational education vary across school cohorts. They appeared to have diminished since the 1990s after the initial high-return period in the early stage of the economic reform. The limited supply of college graduates in the 1980s and the 1990s higher education expansion have both contributed to this phenomenon.

Keywords: secondary vocational education, regular senior secondary school, returns to education, CFPS, treatment effect model.

一、引言

自改革开放以来,中国的制造业快速崛起,逐渐成为“世界工厂”。进入 21 世纪,特别是在加入 WTO 之后,中国面临产业升级的压力。技术密集型产业和高端服务业是中国产业升级的两个主要方向,但产业升级受制于中国的劳动力供给现状。相对于之前作为“世界工厂”对廉价劳动力的依赖,技术密集型产业和高端服务业均要求劳动者具有较高的劳动技能和教育水平。

然而,当前中国劳动力市场面临高技能人才的缺失和大学生就业难的困境。¹要理解这个困境,就需要回到对中国职业教育和普通教育关系的讨论中。因为在中国的教育体制中,职业教育更注重培

1. 李宏彬等,“大学毕业生:从‘骄子’到‘平民’”,参见“中国大学生调查研究报告”,2012 年第 1 期(<http://www.chinadatacenter.tsinghua.edu.cn/index.php?id=103>)。

养技能型人才,普通教育更注重培养学术型人才,这两种教育的第一次分流出现在初中教育结束时。九年义务教育之后,每个学生均面临三种选择:一是直接进入劳动力市场,二是进行职业教育,三是选择普通高中教育。这三种选择决定了个人在劳动力市场中的不同位置:第一种人更多会成为普通体力劳动者,第二种人更倾向于成为技术型劳动者,第三种人则更倾向于成为高端服务行业劳动者。因此,初中毕业时对教育的选择是教育分流的分水岭,也是个人人生轨迹的分界线(方长春,2005;王进、汪宁宁,2013)。学生个人和家庭需要承担九年义务教育之后继续教育的成本。这样,初中之后的继续教育在更大程度上是家庭的教育投资行为,其“投资回报”将会影响学生对继续教育的选择(Becker and Hecken,2009)。

讨论教育回报的研究更关注教育的年收益或者不同阶段的教育回报(李春玲,2003b;李实、丁赛,2003;Li,2003;Zhang, *et al.*,2005;张车伟,2006;孙志军,2014),往往将初中之后的职业教育和普通高中教育作为相同的教育层级,忽视不同教育路径选择所造成的教育回报差异(吴愈晓,2013a)。因此,本文主要关注职业教育与普通高中教育的收入回报差异,讨论两者中哪种能够得到更高的收入回报。厘清这两种教育的回报差异可能更有利于理解中国当前劳动力市场困境,也为今后中国职业教育的改革提供参考。

二、文献综述与研究假设

(一)教育回报的两种理论视角

在解释二战后德、日等国家的经济快速崛起时,舒尔茨(Schultz,1961)和贝克尔(Becker,1962)等提出了人力资本理论,认为除了传统的经济生产要素之外,人的要素也至关重要。人所拥有的知识、体力和劳动技能构成人力资本。培训是人力资本形成的方式,对人力资本的配置能够使经济产出最大化。在人力资本理论看来,教育能够为人培训用于生产的技能,这样使教育水平越高的人往往也会拥有越高的经济回报。明瑟(Mincer,1958,1974)通过构建量化模型来估计受教育年限和工作年限这两种不同的人力资本对工作收入的作用。

在信息经济学理论看来,教育程度,特别是文凭,不仅仅代表人

力资本,还成为个人在劳动力市场的一种信息符号(Spence,1973; Weiss,1995)。在雇佣行为发生时,雇主对于雇员人力资本的质和量的观察和测量存在一定的困难,使雇主难以有效地对雇员的人力资本进行定价(王开国、宗兆昌,1999)。在信息不对称的情形下,雇主往往会通过测量雇员的外在资质(比如教育程度)来对其人力资本定价(叶建亮、金祥荣,2004)。作为一种人力资本的信号,教育程度越高者代表能力越高,雇主愿意支付的工资也会越高。同样,雇主也会通过文凭记载的所学内容来评估雇员对岗位的胜任程度。而中国依赖考试选拔的教育获得体系实际上强化了雇主对于文凭所承载信号的重视(叶建亮、金祥荣,2004)。

因此,教育对个人的回报来自两个方面:教育培训所获得的职业技能和文凭所代表的能力信号(Weiss,1995;Frazis,2002)。下文将围绕人力资本和文凭信号两个理论角度提出职业教育和普通高中教育收入回报差异的研究假设。

(二)职业教育与普通高中教育的差异

职业教育和普通高中教育作为义务教育之后的继续教育,与初中教育相比往往有更高的回报(Chen and Hamori,2009;周亚虹等,2010)。职业教育和普通高中教育在课程设置和教育目标方面的侧重点不同,这些侧重点使接受不同教育的毕业生面临不同的职业路径选择和机会结构(Hu, *et al.*, 1971; Oakes, *et al.*, 1992; Lewis, 1998)。

1. 人力资本假设

从人力资本的角度看,职业教育产生的是一种特殊的人力资本,它使劳动者拥有快速掌握职业相关技能的优势(Rosenstock,1991)。国外关于职业教育和普通高中教育的研究也发现,接受职业教育者在获得雇佣机会和获得专业技术性工作方面更具优势(Arum and Shavit,1995; Witte and Kalleberg,1995)。接受职业教育者借用这种优势能够很快与相应的工作匹配,从而在收入上获得优势(Meer, 2007;宋光辉等,2012)。特别是中等职业教育的毕业生的工作岗位与其在校期间所学的课程较为匹配时,接受职业教育的劳动力更能体现出比接受普通教育的劳动力在收入上的优势(Neuman and Ziderman,1991)。中国的普通高中教育在更大程度上是作为一种进

入大学的应试选拔教育,两种教育内容和目标偏向的不同,造成了劳动力市场对于职业教育和普通高中教育的不同认知,接受职业教育者被等同于具有技术能力的劳动力,仅有普通高中文凭的劳动者则被认为是劳动技能缺乏。已有研究也证实,普通高中教育对人力资本投资的收入回报较低,职业教育却具有高的回报(Li, *et al.*, 2012; 屈小博, 2013)。由此,可以提出如下假设:

假设 1: 受职业教育者和受普通高中教育者在职业选择上存在差异,受职业教育者更倾向于获得专业技术型职业。

假设 2a: 如果受职业教育者能够获得专业技术型职业,就有利于发挥受职业教育者的技能优势,使职业教育的收入回报高于普通高中教育。

职业教育的收入优势来自其所学与所工作内容的对口程度(Neuman and Ziderman, 1991)。当接受职业教育者所获得的工作内容与所学知识匹配程度过低时,职业教育的专业技能就难以发挥作用。而普通高中毕业的学生在准备大学入学考试的时候,逐渐培育了通用技能:语言能力和逻辑思维能力。这些能力会有利于在较长时间内提高普通高中毕业生的收入(Hu, *et al.*, 1971; Yang, 1997, 1998)。也即当从事非技术性工作岗位时,接受职业教育毕业生反而会有劣势。那么就有如下假设:

假设 2b: 若受职业教育者未能获得专业技术型职业,职业教育者的技能优势就难以发挥,职业教育的收入回报就会低于普通高中教育。

假设 2a 和假设 2b 建立在两种不同教育所导致的人力资本内容所存在的差异上,认为不同人力资本与职业的匹配程度会影响教育的回报。接受职业教育者从事对口的技术性工作岗位将会更有优势,普通高中毕业生则在非技术性工作岗位上可能存在着优势。换言之,接受不同类型教育者的回报应该至少在职业间存在差异。

2. 文凭符号假设

除人力资本的差异外,对两种教育收入回报差异的讨论还应该考虑到中国教育改革对两种教育文凭所代表的信息符号的影响。

建国初期为了培养技术人才服务经济建设,政府开始建立各类技术学校。改革开放之后,为发展经济和解决大量中学毕业生的就业问

题,国家开始恢复和重建“文化大革命”期间被中断的职业教育。以中等专科学校、技术学校、职业高中为主的中等职业教育体系逐渐建立。

在改革早期(1978—1990),职业教育作为培养国有企业和国有工厂技术工人的教育体系,除国家大力支持外,许多企业和行业组织也兴办职业教育,学生毕业之后由政府或企业安排工作。加之大学招生名额有限,就使得民众更倾向于选择职业教育,导致职业教育竞争激烈,初中的优秀学生往往选择报考职业学校,特别是师范学校和卫校这两类职业教育学校。到1993年,职业教育与普通高中教育在校生比例达到1:1(赵琳、冯蔚星,2003)。

随着中国教育改革的推进,政府财政大幅度投入高等教育和普通高中教育,而对中等职业教育的投入比例走低(张万朋,2010)。大学招生人数自1990年开始逐年增加(李春玲,2010)。在高等教育机会增加的情况下,优势阶层的子女更倾向于选择普通高中教育以获得更高水平的教育,特别是重点高中教育资源被优势阶层“有效维持”,而弱势阶层子女则更多选择职业教育(吴愈晓,2013a)。职业学校在较差的办学条件下变为二流学校,职业学校的学生也往往被视为“二流学生”(和震等,2008)。

1998年之后,尽管政府仍然通过各种方式支持职业教育,但随着中等职业学校数量持续下降,生源质量也大幅降低(曹洪健、周楠,2012)。马学军(2014)的研究显示,职业高中异化为管理地方的大量“学困生”,在职业培训上投入的精力有限。在这样的生源选择和教育投入情形下,职业教育对个人所带来的人力资本提升有限,职业学校文凭的价值逐年下降。与此同时,普通高中毕业生经过高考的训练,基础知识和通用技能,特别是外语技能得到很好的培训。这样,在劳动力市场上两种类型文凭所带给雇主的信号发生转变,读职业学校的学生往往被认为是差生,甚至在劳动力市场受到歧视(潘晨光等,2007),职业教育遭到多重社会排挤(曲正伟,2006)。

考虑到中国教育改革对职业教育和普通高中教育社会认可度所带来的变化,本文提出如下假设:

假设3:在改革早期接受职业教育相对于接受普通高中教育具有更高的收入回报,在改革后期则职业教育的收入回报优势消失。

(三)教育选择的家庭背景因素

由于义务教育之后的进一步教育费用需要由家庭支付,家庭的教育投资能力和教育投资选择会导致子女选择不同的教育类型(方长春,2005)。有研究证实,尽管大学扩招释放了更多的受教育机会,改革开放之后教育机会的获得还是取决于家庭背景(李春玲,2003a,2010;吴晓刚,2009)。吴愈晓(2013a)的研究发现,家庭社会经济地位变量,诸如户籍、父亲职业和父母教育程度等,会影响子女的教育获得,家庭社会经济地位越高的学生,越有可能选择学术教育轨道而非职业教育轨道,这一结论与美国学者在美国所观察到的现象相一致(Kao and Thompson,2003)。

此外,由于国家对教育投资分配不均等,特别是对农村和移民子女投资偏少(Heckman,2005),这使教育机会获得的不平等还体现在城乡差异上(吴愈晓,2013b,2013c;Hao, *et al.*,2014)。在义务教育影响下,农村孩子获得初中教育的机会虽然增加,但高中教育升学机会的城乡差距却在变大(吴晓刚,2009)。韩怡梅等(Hannum, *et al.*,2011)认为,在中国的教育制度下,教育不平等表现为教育机会的地区差异。居住在较为穷困地区的儿童相对于富裕地区的儿童而言,接受进一步教育的机会更低。

在讨论教育回报时,需要考虑教育的选择过程及其所导致教育回报模型中的遗漏变量和选择性偏误。当影响进入不同类型教育的因素同时影响职业收入时,就会导致对教育回报的测量产生偏差。显然,中国学生的教育选择与其家庭背景和当时的受教育机会存在极紧密的关系。

三、数据和模型

(一)数据

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的“中国家庭动态调查”(CFPS)2010年的全国基线调查数据。中国家庭动态调查通过多阶段随机抽样的方式选取了全国代表性样本和五个省市的自代表样本。2010年的基线调查样本覆盖除香港、澳门、台湾、新疆、青海、内蒙古、宁夏和海南之外的25个省市,总共完成调查的村居为635个,完成调查的家庭总共为14960户,接受调查的成人样本为33600

人(谢宇等,2014)。本研究使用的是中国家庭动态调查的全国代表性样本,所得到的结论在全国范围内具有推论意义。

本文仅仅讨论高中阶段两种不同类型教育的回报差异,故而从CFPS2010的成人数据库中抽取了最高学历为高中(包括普通高中、职业高中、中专和技校)的子样本。考虑到成人教育与全日制教育存在诸多差异,故将成人教育剔除出分析样本,只保留全日制教育样本。CFPS2010的成人样本中最高学历为全日制高中程度的有4 261人,将初中毕业时间限定为1978年之后,并限定所有分析变量均非缺失值,得到有效子样本数量为1 526个。

(二)变量描述

中国家庭动态调查数据提供了收入明细,包括职业收入、第二职业收入和其他类型的收入。考虑到灵活就业以及家庭经营等诸多影响收入测量的因素,本研究使用的收入变量为被访者在调查前一年(2009年)归于自己名下的所有收入。为了控制极值的影响,本研究剔除了年收入低于1 000元和年收入高于40万元的样本,并对收入取对数作为本研究的因变量。

被访者职业是一个多类别变量。2010年的中国家庭动态调查详细询问了被访者的工作内容,调查后期对工作内容按照《中国家庭动态跟踪调查职业分类表》进行编码。除了使用成人问卷中的职业编码,本文还使用家庭关系数据库的信息填补了缺失值,但仍有一部分样本拥有收入却缺乏职业记录。根据职业编码,把军人和无职业者剔除,并将职业区分为单位负责人、专业技术人员、办事人员和商业服务业人员、操作工人、农业劳动者、其他职业、职业缺失七类。

在以往的研究中,职业教育和普通高中教育往往被视为同一层级的教育。但实质上,这两种教育在内容和毕业之后的职业路径方面均存在诸多差异。作为本研究关键自变量的教育类型被重新编码为一个虚拟变量:1代表职业教育,包括中专、技校以及职业高中;0代表普通高中教育。

控制变量除年龄、年龄平方、性别(男性=1)、民族(汉族=1)、中共党员(党员=1)、户口(城镇户口=1)和所在地区(西部=0,中部=1,东部=2)之外,还包括了被访者的认知能力。认知能力变量来自CFPS2010数据库的字词测试和数学测试。这两种测试基于学历水平

进行,具有很好的效度(黄国英、谢宇,2013:118—147)。本文比较的是同等学历的不同类型教育,而且语文和数学作为基础课程在两种教育中相差不大,所以认知能力的差异应该可以归因于被访者自身能力的差异。这两种测试得分的一致性为 0.855,故而使用因子分析的方法从字词测试和数学测试两个变量中提取一个因子进行降维,所提取因子的特征值大于 1.5,所提取的因子构成一个呈标准正态分布的认知能力得分。

根据已有研究可知,家庭背景不仅仅影响子女的教育水平,还会对子女选择不同类型的教育产生影响(吴愈晓,2013a)。本文参考已有研究的成果(叶华、吴晓刚,2011;王威海、顾源,2012;吴愈晓,2013b,2013c;黄国英、谢宇,2013),在考虑教育类型选择的时候放入如下变量:认知能力、父母教育年限之和、父母教育年限之差、²兄弟姐妹个数、³12 岁时户口状况和 12 岁时户口所在地区。考虑到各个时期教育政策以及教育选择的宏观因素变化,本研究还加入了三个就读年代(教育世代)的虚拟变量,分别为初中毕业年份为 1978—1988 年、1989—1997 年和 1998—2007 年。这样区分是考虑到教育选择因素,初中毕业之后选择职业教育和普通高中教育面临不同的受教育轨迹,也会影响教育之后的职业选择。1977 年恢复高考之后大学开始招生,1990—1998 年职业教育和高等教育处于改革转型时期,而 1998 年之后大学扩招,高等教育从精英教育向大众化教育转变。所有变量的描述性统计详见表 1。

描述统计表显示,受职业教育者的年收入比受普通高中教育者平均高约 808 元,并且取对数转换之后差异显著($p < 0.01$)。在普通高中组别中,城市户籍样本占比 48%,而职业教育组别中城市户籍占 62%,两者相差 13.8%且差异显著($p < 0.001$);普通高中组别中 12 岁时为城市户口者占 31%,而职业高中组别中 12 岁为城市户口者占 37.1%,两者差异显著($p < 0.05$)。两类教育获得的人数在地区之间也存在差异,西部和中部地区普通高中教育获得者比例显著更高,而东部地区则是职业教育者比例显著偏高。

2. 此变量参考了唐启明(Treiman,2009:187—191)的研究。

3. 为控制极值的影响,将兄弟姐妹个数大于 9 的取值为 9,兄弟姐妹个数的取值范围为 0—9。

表 1: 变量描述统计

	普通高中		职业高中		差异	
	均值	标准差	均值	标准差	值	标准误
收入(2009年)	18 582.066 (20 571.428)		19 390.049 (16 019.569)		-807.983	(939.136)
收入的对数	9.408	(0.982)	9.546	(0.884)	-0.138**	(0.048)
认知能力	1.054	(0.220)	1.024	(0.190)	0.030**	(0.011)
性别(男=1)	0.580	(0.494)	0.591	(0.492)	-0.011	(0.026)
年龄	35.492	(9.143)	29.982	(7.519)	5.510***	(0.429)
年龄平方	1 343.216	(633.181)	955.373	(482.975)	387.843***	(28.627)
汉族(汉族=1)	0.962	(0.192)	0.951	(0.216)	0.010	(0.011)
党员(党员=1)	0.103	(0.304)	0.065	(0.247)	0.038**	(0.014)
户口(城市户口=1)	0.481	(0.500)	0.619	(0.486)	-0.138***	(0.026)
所在地区						
西部	0.209	(0.407)	0.155	(0.362)	0.055**	(0.020)
中部	0.350	(0.477)	0.267	(0.443)	0.083***	(0.024)
东部	0.441	(0.497)	0.578	(0.494)	-0.137***	(0.026)
职业						
单位负责人	0.054	(0.226)	0.055	(0.229)	-0.002	(0.012)
专业技术人员	0.054	(0.226)	0.114	(0.318)	-0.060***	(0.015)
办事人员和商业服务业	0.285	(0.452)	0.340	(0.474)	-0.055*	(0.024)
非技术工人	0.236	(0.425)	0.280	(0.449)	-0.044	(0.023)
农民	0.146	(0.353)	0.067	(0.250)	0.079***	(0.015)
其他	0.077	(0.266)	0.028	(0.164)	0.049***	(0.011)
职业缺失	0.149	(0.356)	0.116	(0.320)	0.033	(0.017)
父母教育年限之和	11.155	(7.349)	13.866	(6.733)	-2.712***	(0.365)
父母教育年限之差	2.273	(4.474)	2.026	(4.516)	0.247	(0.235)
兄弟姐妹个数	2.241	(1.697)	1.467	(1.332)	0.774***	(0.078)
12岁时户口所在地区						
西部	0.226	(0.418)	0.160	(0.367)	0.066**	(0.020)
中部	0.375	(0.484)	0.285	(0.452)	0.090***	(0.024)
东部	0.399	(0.490)	0.555	(0.497)	-0.156***	(0.026)
12岁时户口(城市=1)	0.310	(0.463)	0.371	(0.484)	-0.061*	(0.025)
初中毕业年份						
1978—1988	0.468	(0.499)	0.187	(0.390)	0.281***	(0.023)
1989—1997	0.283	(0.451)	0.345	(0.476)	-0.062*	(0.024)
1998—2007	0.249	(0.433)	0.467	(0.499)	-0.219***	(0.025)
N	912		614		1 526	

注:未加权,差异使用 t 检验; * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001。

在世代差异方面,初中毕业时间为 1978—1988 年的人受普通高中教育的比例显著高于受职业教育者(28%),而初中毕业时间为 1989—1997 年的人受职业教育的比例与受普通高中教育者相比显著偏高

(6%),初中毕业时间为1998—2007年的人接受职业教育的比例比受普通高中教育者显著偏高(22%)。这一结果与高校扩招相关,因为本研究仅关注最高学历为普通高中或者职业教育的样本,随着高考扩招,更多的高中毕业生有机会进入大学,而接受职业教育者则进入大学机会更低,所以在最高学历为普通高中和职业教育学历的人群中,职业教育学历的人比重比较高。

(三)模型

职业是一个多类别变量,可以使用多类别逻辑回归模型(Multinomial Logit Model)估计教育类型对职业选择的影响。对于收入,则使用改进的明瑟方程(Mincer, 1974)来测量不同类型教育的回报。根据已有研究可知,还存在其他一些因素会影响职业收入,所以在扩展的明瑟方程中,加入了这些控制变量。

$$\ln(\text{income}) = \alpha + \beta_1 \times \text{edu} + \beta_2 \text{age} + \beta_3 \text{age}^2 + \beta_4 Z + \varepsilon \quad (1)$$

其中,“income”指2009年全年个人收入;“edu”指教育类型的虚拟变量,接受职业教育者为1,接受普通高中教育者为0;“age”和“age²”是指被访者在2010年接受访问时候的年龄和年龄的平方;Z是指一组控制变量。明瑟方程使用普通最小二乘法(OLS)进行估计。但使用最小二乘法对教育回报进行估计时,会面临选择性偏误问题(Heckman, 1979; Li and Luo, 2004)。这里的选择性偏误是指,我们仅仅考虑到比较那些进入该类教育的人与未进入该类教育的人,忽视了影响其选择何种类型教育的因素,比如家庭背景和当时的教育机会。这些被忽略的因素又往往和职业收入密切相关,比如家庭背景更好的人往往能够找到具有更高收入的职业(张世伟、吕世斌, 2008),不同时期获得的文凭在劳动力市场所代表的能力信号也有区别。当忽略这些因素时,用于比较的样本是具有选择性偏误的样本,这样估计出来的结果会产生偏误,也就无法估计教育的净影响。

对于该问题的处理,最常见的有赫克曼(Heckman)的样本选择模型(衍生出干预效应模型)、工具变量方法和倾向值匹配分析方法。这三种方法都考虑了普通最小二乘法进行估计时所面临的内生性问题(李雪松、赫克曼, 2004; 胡安宁, 2012)。相对于工具变量方法和倾向值匹配分析方法,干预效应模型更简洁且被学界广泛接受。

干预效应模型同赫克曼的模型一样,包括两个部分:回归方程和干

预方程。如方程 2 所示：

$$\text{回归方程: } y_i = \beta X_i + \delta w_i + \epsilon_i \quad (2a)$$

$$\text{干预方程: } w_i^* = z_i \gamma + \mu_i \quad (2b)$$

如果 $w_i^* > 0$, 则 $w_i = 1$ 否则 $w_i = 0$, 且

$$\text{Prob}(w_i = 1 | z_i) = \phi(z_i \gamma)$$

及

$$\text{Prob}(w_i = 0 | z_i) = 1 - \phi(z_i \gamma)$$

这里 ϵ_i 和 μ_i 服从二元正态分布, 且均值为 0, 协方差矩阵为 $\begin{pmatrix} \sigma_z & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$ 。

这里 w 的作用就是在控制由不可忽略的干预分配所引起的选择偏差条件下, 使用观察到的变量去估计回归系数 β (郭申阳、弗雷泽, 2012: 65)。本研究将接受职业教育视为一次干预, 这样该模型就可以在控制可能引起偏差的条件下, 诸如影响升学的家庭背景等因素, 去估计回归系数。使用方程 2a 所得出的估计系数比方程 1 所估计的系数更准确, 更能体现由不同教育类型带来的收入回报。纳入选择方程之后, 方程 2a 不再使用最小二乘法, 而是使用最大似然法来估计结果。

四、结果分析

表 2 中模型为职业选择的多分类逻辑回归模型, 结果显示, 两种不同类型教育获得者在职业选择上存在一定的差异。相对于成为非技术工人, 职业教育获得者更倾向于成为专业技术人员, 发生比是普通高中教育获得者的 2.35 倍 ($e^{0.856}$, $p < 0.01$)。在其余类型的职业方面, 两种教育获得者并没有显著的差异, 不过职业教育获得者在其他职业和职业缺失两类中比重显著偏少。由此可见, 职业教育获得者往往获得了相对匹配的技术型岗位, 而普通高中教育获得者往往获得非技术性岗位。本文的假设 1 得到证实。

表 3 中模型 2 为多元线性回归模型, 并且嵌套于模型 3。模型 2 在控制了其他变量的情况下, 职业教育获得者收入比普通高中教育获得者显著高约 13.3% ($e^{0.125} - 1$, $p < 0.05$)。模型 3 加入被访者职业类别变量之后, 职业教育变量的系数降低为 0.056 且不再显著。在职业方面, 与非技术工人相比, 单位负责人和专业技术人员的收入显著偏高 ($p < 0.001$), 而农民的收入则显著偏低 ($p < 0.001$)。

表 2:对职业类别(参照组:操作工人)的多分类逻辑回归结果(N=1 526)

	单位负责人	专业技术人员	办事人员和 商业服务业	农民	其他	职业缺失
职业教育	-0.128 (0.340)	0.856** (0.290)	0.028 (0.192)	-0.144 (0.289)	-0.869* (0.387)	-0.609* (0.248)
认知能力	2.460*** (0.665)	0.982 (0.666)	1.145** (0.443)	0.663 (0.677)	1.557* (0.714)	0.939 (0.558)
性别(男=1)	-0.764* (0.360)	-1.768*** (0.290)	-1.648*** (0.196)	-0.809** (0.291)	-0.759* (0.333)	-1.427*** (0.246)
年龄	0.147 (0.197)	0.003 (0.177)	-0.052 (0.127)	0.055 (0.159)	-0.451* (0.226)	-0.319* (0.135)
年龄平方	-0.003 (0.003)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.005 (0.003)	0.004* (0.002)
汉族	0.056 (0.751)	0.229 (0.747)	-0.821 (0.498)	-1.030* (0.500)	13.342*** (0.455)	-0.417 (0.630)
党员(是=1)	0.721 (0.441)	0.824 (0.493)	0.425 (0.339)	-0.267 (0.448)	-0.320 (0.771)	-0.299 (0.507)
户口(城市=1)	-0.169 (0.303)	0.247 (0.300)	0.269 (0.194)	-2.854*** (0.412)	-0.033 (0.346)	0.176 (0.240)
所在地区						
中部	-0.233 (0.487)	-0.475 (0.431)	0.416 (0.320)	-1.312*** (0.354)	1.343* (0.542)	0.223 (0.379)
东部	-0.254 (0.469)	-0.324 (0.402)	0.349 (0.309)	-1.991*** (0.337)	0.432 (0.555)	0.059 (0.376)
初中毕业年份						
1989—1997	-0.642 (0.616)	1.184** (0.432)	0.314 (0.404)	0.134 (0.516)	-0.203 (0.620)	-0.124 (0.556)
1998—2007	-0.762 (0.930)	1.684* (0.836)	0.451 (0.596)	0.121 (0.905)	-2.796* (1.161)	-0.081 (0.770)
常数项	-4.685 (3.627)	-4.204 (3.478)	0.857 (2.438)	-0.108 (3.293)	-6.758 (4.628)	5.589* (2.719)

注:1.已加权,括号内为稳健标准误;* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

2.“所在地区”“初中毕业年份”的参照组分别为“西部”和“1978—1989”。

模型 4 为干预效应模型,该模型考虑了获得教育类型的选择性因素。考虑该因素之后,职业教育的收入回报显著高于普通高中教育,职业教育获得者年收入是普通高中教育获得者年收入的 2.97 倍($e^{1.089}$, $p < 0.001$)。在地区差异方面,东部地区和中部地区的收入显著高于西部地区。干预效应模型将职业教育和普通高中教育的选择倾向纳入模型计算,能够控制关键自变量的选择效应,从而得出关键自变量对于因变量的净效应。模型 5 在模型 4 的基础上增加了职业类别变量,职业教育变量的回归方程系数由模型 4 的 1.089 降为 0.947,但仍然显著($p < 0.05$),这说明职业教育变量的效应有一部分被新加入

表 3:对收入的多元线性回归结果和干预效应回归结果(N=1 526)

	模型 2	模型 3	模型 4		模型 5	
	OLS	OLS	回归方程	干预方程	回归方程	干预方程
职业教育	0.125* (0.060)	0.056 (0.056)	1.089*** (0.326)		0.947* (0.431)	
年龄	0.205*** (0.030)	0.185*** (0.029)	0.224*** (0.032)		0.204*** (0.033)	
年龄平方	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)		-0.003*** (0.000)	
党员(是=1)	0.021 (0.086)	-0.073 (0.078)	0.040 (0.086)		-0.050 (0.078)	
户口(城市=1)	0.127* (0.059)	0.001 (0.060)	0.101 (0.061)		-0.020 (0.061)	
所在地区						
中部	0.205* (0.094)	0.099 (0.090)	0.213* (0.102)		0.112 (0.097)	
东部	0.397*** (0.091)	0.247** (0.087)	0.338*** (0.098)		0.198* (0.092)	
职业						
单位负责人		0.523*** (0.087)			0.542*** (0.088)	
专业技术人员		0.321*** (0.079)			0.328*** (0.079)	
办事人员和商业服务业		0.092 (0.063)			0.091 (0.062)	
农民		-0.684*** (0.107)			-0.655*** (0.108)	
其他		-0.069 (0.134)			-0.061 (0.136)	
职业缺失		-0.453*** (0.104)			-0.446*** (0.103)	
认知能力	-0.058 (0.141)	-0.122 (0.131)	0.163 (0.176)	-0.607** (0.207)	0.079 (0.183)	-0.624** (0.211)
性别(男性=1)	0.343*** (0.058)	0.367*** (0.055)	0.290*** (0.068)	0.161 (0.085)	0.317*** (0.068)	0.168 (0.086)
汉族	0.066 (0.133)	0.033 (0.131)	0.181 (0.133)	-0.399 (0.214)	0.139 (0.136)	-0.391 (0.215)
父母受教育年限之和				0.003 (0.006)		0.005 (0.006)
父母受教育年限之差				-0.003 (0.009)		-0.004 (0.009)

职业教育与普通高中教育收入回报之差异

续表 3

	模型 2	模型 3	模型 4		模型 5	
	OLS	OLS	回归方程	干预方程	回归方程	干预方程
兄弟姐妹个数				-0.063 *		-0.053
				(0.031)		(0.030)
12 岁时户口所在地						
中部				-0.006		-0.010
				(0.131)		(0.132)
东部				0.166		0.172
				(0.132)		(0.134)
12 岁户口(城市=1)				0.488 ***		0.433 *
				(0.147)		(0.177)
初中毕业年份						
1989—1997				0.538 ***		0.526 **
				(0.156)		(0.182)
1998—2007				0.988 ***		0.949 ***
				(0.160)		(0.198)
12 岁户口×初中毕业年份						
12 岁户口×(1989—1997)				-0.446 *		-0.408
				(0.196)		(0.212)
12 岁户口×(1998—2007)				-0.723 ***		-0.620 **
				(0.184)		(0.207)
rho				-0.627		-0.618
				(0.157)		(0.230)
sigma				0.956		0.892
				(0.080)		(0.103)
lambda				-0.599		-0.552
				(0.199)		(0.267)
Wald test of $\rho = 0$; $\chi^2(df = 1)$				8.07 **		3.76
常数项	5.376 ***	6.018 ***	4.135 ***	0.147	4.865 ***	0.133
	(0.518)	(0.530)	(0.711)	(0.359)	(0.849)	(0.386)
R ²	0.170	0.272				

注：数据已加权，括号内为稳健标准误；* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

的职业类别变量解释了，显示两种教育类型所存在的收入差异有一部分来自职业类别。在模型 5 的职业类别中，单位负责人和专业技术人员均比非技术工人有显著的收入优势，而农民则存在收入劣势，这与模型 3 的结果相一致。

模型设定方面，干预效应模型输出了四个可供参考的统计值：rho、sigma、lambda 和对 $\rho = 0$ 的 Wald 检验。其中 rho 是回归方程误差项

和选择方程误差项之间的相关系数, σ 是回归方程误差项的方差, 两者分别是方差—协方差矩阵中的 ρ 和 σ_e ; λ 统计量表示非选择风险, 早期被用于测量选择性效应的水平, 但其用法存在争议。 $\rho=0$ 的 Wald 检验常常用于测量使用干预效应模型是否合适, 因为干预效应模型假定两个误差项之间的相关为非零, 所以 ρ 若显著不等于 0, 则表明采用干预效应模型是合适的(郭申阳、弗雷泽, 2012:69)。模型 4 中 $\rho=0$ 的 Wald 检验卡方值为 8.07 ($p < 0.01$), 说明使用干预效应模型进行估计是合适的。模型 5 中 $\rho=0$ 的 Wald 检验卡方值为 3.76, p 值为 0.053, 仅在 $p < 0.1$ 的显著度水平上显著, 表明加入职业变量之后, 回归方程误差项和选择方程误差项为 0 的可能性略高于 5%。

为了进一步探究两种不同类型教育的收入差异是否来自于职业分布, 本文使用布朗分解法(Brown Decomposition Model)对职业内部和职业之间对不同教育类型的回报差异进行分解,⁴ 来探究两种教育类型在职业间所存在的收入差异, 以此进一步验证上文所提出的假设 2a 和假设 2b。

表 4 是基于表 3 的模型 2 得出的布朗分解结果。中等职业教育毕业生比普通高中毕业生的平均收入高约 14.8% ($e^{0.138} - 1$), 在总体差异中, 职业内部的收入对数差异为 0.0295 (占总差异 21.4%)、职业间的收入对数差异为 0.1085 (占总差异 78.6%)。因此, 对这两种教育类型而言, 导致收入差异的很大一部分原因来自于两者进入不同类型的职业, 接收职业教育者在获得专业技术型岗位上占据优势。结合表 3 中干预效应模型的结果, 可以说明接受职业教育者通过职业教育获得了专业型技能, 有助于其找到专业技术性工作, 由此获得了比普通高中毕业生更高的收入, 本文所提出的假设 2a 得到验证。

4. 布朗分解最初用于分析收入的性别歧视, 它在 Oaxaca-Blinder 分解的基础上增加了职业类别变量, 将总体差异分解为四类: 职业内部可解释差异、职业内部不可解释差异、职业间可解释差异和职业间不可解释差异, 由此来分析不同组别群体在职业收入上所受到的歧视(郭继强等, 2011)。后来, 有学者基于布朗分解分析种族所导致的收入差异(Burger and Jafta, 2006)、户口所导致的收入差异(吴晓刚、张卓妮, 2014)。限于篇幅, 布朗分解的公式和原理请参考郭继强等(2013)和布朗等(Brown, *et al.*, 1980)的文章。

表 4:对两种教育收入回报的布朗分解

	年收入对数差异	占总差异的比例(%)
总差异(职业教育—普通高中)	0.1380	100
职业内部差异	0.0295	21.4
可观察特征所解释差异	-0.0113	-8.2
可观察特征未解释差异	0.0408	29.6
职业之间差异	0.1085	78.6
可观察特征所解释差异	0.0446	32.3
可观察特征未解释差异	0.0639	46.3

另外,表 3 中模型 5 的干预方程部分显示,认知能力、12 岁时的户口类型和就读年代对于选择就读职业学校还是普通高中有显著的影响。与此同时,城乡之间在这两种教育选择中的差异随教育世代而变化。具体而言,1978—1988 年,城市户籍人口选择职业教育的发生比显著高于农村户籍人口;1989—1997 年相对于之前的十年,农村户籍人口最高教育水平的人群中选择职业教育的发生比显著增加;1998—2007 年,农村户籍人口中最高学历为职业教育的人数相对于 1978—1988 年的发生比也显著增加;从城市户籍和年代的交互项可以看出,时间越往后,城市户籍人口选择职业教育的发生比相对农村户籍人口越低。由此可见,教育世代影响模型的干预效应,时间越往后,农村户籍人口中拥有职业教育学历的比例也越高。

充分考虑到教育类型选择的世代效应和城乡差异,表 5 呈现了分就读年代得出的干预效应模型结果,以讨论不同教育世代职业教育和普通高中教育的回报差异。

表 5:分时期对收入的干预效应回归结果

	模型 6(1978—1988)		模型 7(1989—1997)		模型 8(1998—2007)	
	回归方程	干预方程	回归方程	干预方程	回归方程	干预方程
职业教育	0.794** (0.295)		-0.576 (0.471)		-0.250 (0.446)	
年龄	-0.137 (0.164)		0.224 (0.207)		1.000*** (0.225)	
年龄平方	0.001 (0.002)		-0.004 (0.003)		-0.019*** (0.005)	
党员(是=1)	0.058 (0.098)		-0.164 (0.146)		-0.201 (0.222)	
户口(城市=1)	0.025 (0.093)		-0.028 (0.090)		-0.010 (0.099)	
所在地区						
中部	-0.035 (0.105)		0.199 (0.204)		0.114 (0.164)	

续表 5

	模型 6(1978—1988)		模型 7(1989—1997)		模型 8(1998—2007)	
	回归方程	干预方程	回归方程	干预方程	回归方程	干预方程
东部	0.233*		0.085		0.408**	
	(0.111)		(0.188)		(0.156)	
职业						
单位负责人	0.402***		0.385*		0.693***	
	(0.122)		(0.181)		(0.149)	
专业技术人员	0.351**		0.249		0.250	
	(0.115)		(0.138)		(0.131)	
办事人员和商业服务业	-0.008		0.011		0.198	
	(0.096)		(0.092)		(0.108)	
农民	-0.697***		-1.040***		-0.461*	
	(0.140)		(0.215)		(0.197)	
其他	0.093		-0.059		-0.429	
	(0.205)		(0.197)		(0.266)	
职业缺失	-0.700***		-0.444		-0.296*	
	(0.150)		(0.262)		(0.147)	
认知能力	0.096	-0.063	-0.078	0.317	-0.332	-1.656***
	(0.202)	(0.365)	(0.232)	(0.352)	(0.368)	(0.351)
性别(男性=1)	0.340***	0.154	0.548***	0.280	0.240*	0.132
	(0.085)	(0.155)	(0.114)	(0.148)	(0.095)	(0.150)
汉族	0.002	-0.694*	0.448	-0.299	0.001	-0.049
	(0.135)	(0.299)	(0.295)	(0.383)	(0.231)	(0.398)
父母教育年限之和		0.015		-0.009		0.017
		(0.010)		(0.014)		(0.014)
父母教育年限之差		-0.011		0.019		0.003
		(0.014)		(0.017)		(0.016)
兄弟姐妹个数		-0.117*		0.048		0.050
		(0.048)		(0.060)		(0.080)
12 岁时户口所在地						
中部		0.048		0.385		-0.268
		(0.205)		(0.230)		(0.222)
东部		-0.010		0.289		0.321
		(0.211)		(0.214)		(0.224)
12 岁户口(城市=1)		0.364*		0.107		-0.000
		(0.160)		(0.160)		(0.188)
rho		-0.637		0.401		0.270
		(0.166)		(0.330)		(0.321)
sigma		0.781		0.806		0.815
		(0.069)		(0.078)		(0.057)
lambda		-0.498		0.323		0.220
		(0.169)		(0.294)		(0.272)
Wald test of $\rho=0$; $\chi^2(df=1)$		7.31**		1.17		0.64
常数项	12.202***	-0.013	5.813	-0.690	-3.547	1.572**
	(3.526)	(0.513)	(3.504)	(0.605)	(2.860)	(0.580)
N	542		470		514	

注:数据已加权,括号内为稳健标准误;* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

模型 6 为 1978—1988 年就读普通高中或职业学校且获得学历为最高学历的人群的教育收入回报模型,结果显示,在这个时期内接受职业教育者的年收入显著高于接受普通高中教育的人,约高 121% ($e^{0.794} - 1, p < 0.01$)。模型 6 中 $\rho = 0$ 的 Wald 检验卡方值为 7.31 ($p < 0.01$),说明使用干预效应模型进行估计是合适的。尽管干预方程中只有民族、兄弟姐妹个数和户籍变量显著。此时,城市户籍人口获得职业教育的发生比显著高于农村户籍人口,为 44% ($e^{0.364} - 1, p < 0.05$)。

模型 7 为 1989—1997 年就读普通高中或职业学校且获得学历为最高学历人群的教育收入回报模型。结果显示,在控制其他变量的情况下,在这个时期接受职业教育者的收入与普通高中毕业生的收入相比偏低,但差异不显著。模型 8 为 1998—2007 年升学就读普通高中或职业学校教育的人的收入回归结果。回归方程的结果显示,接受职业教育者的年收入与接受普通高中教育者的收入相比没有显著差异。控制变量方面,东部地区的人能够得到的年收入与西部地区相比显著偏高,单位负责人相对于非技术工人而言也具有显著的收入优势。干预方程显示,认知能力越高,其选择职业教育的可能性越低(认知能力变量系数为 -1.656 且 $p < 0.001$)。这显示在 1998 年大学扩招之后,职业教育的生源比普通高中要差。但在模型 7 和模型 8 中, $\rho = 0$ 的 Wald 检验显示 p 值均大于 0.05,说明这时干预效应模型的前提假定可能不成立,还需要进一步考察其他可能的影响因素。

结合表 3 和表 5 可知,在对教育类型的选择进行干预之后,职业教育的收入回报远比普通高中教育高。但表 5 通过三个模型分就读年代讨论两类教育的收入回报发现,在 20 世纪 80 年代,也即大学扩招之前的接受职业教育者的收入要显著高于接受普通高中教育者。而 1989 年之后,职业教育获得者的收入与普通高中教育文凭拥有者的收入并不存在显著差异。

这一结果与中国教育改革进程之后所形成的教育机会以及不同教育文凭所承载的信号相关。在改革开放早期,职业教育作为培养技术工人的有效教育体系,为城市的国有企业培养了大量的技术工人,并培养了一批师范生和卫校生。在当时考入大学比较困难的情况下,大学对技术人才的供给有限。而职业教育相对于普通高中教育在技能培训等方面有优势,并且毕业之后国家或者学校安排工作。这样,接受职业教育的人毕业后往往

能够获得“铁饭碗”。但是到了 20 世纪 90 年代后期,国家的教育战略主要是增加高等教育的投入,就读普通高中意味着拥有进入大学的机会通道,职业教育逐渐被冷落。

此外,在院校调整的过程中,一批较好的职业教育学校升格为专科或者被合并到其他本科院校。许多职业学校由国有转变为民办,教学实力和毕业生出路均被质疑。与此同时,初中毕业之后往往学习能力较强的学生偏向选择普通高中教育以求通过高考进入大学,而家庭经济条件不足以支付高中大学费用的学生则选择职业教育或直接进入劳动力市场。这样,职业学校的毕业生在劳动力市场逐渐被视为较差生源,与普通高中的学生竞争时优势丧失。

上文仅仅比较了最高学历为全日制高中学历的样本,但通常而言,更为优秀的高中毕业生会更容易进入大学阶段而未被纳入分析。尽管在回归模型和干预模型中都放入了代表能力的变量(认知能力)进行控制,但这会使上述分析可能缺乏部分优秀普通高中毕业生而产生偏误。为此,作者另外抽取了一个最高学历为高中及以上的子样本进行补充分析,进入模型的主要变量与表 3 相一致,仅增加一个是否具有大学学历的虚拟变量。补充分析的结果显示,在控制其他变量的情况下,增加最高学历为大学及以上样本之后,职业教育仍然比普通高中教育具有更高的收入回报。大学教育与高中教育相比,也具有显著的收入回报。补充分析证实,总体上职业教育相对于普通高中教育具有显著的收入回报优势。⁵

五、总结与讨论

本文基于中国家庭动态调查 2010 年全国基线调查数据,通过使用多元线性回归模型和干预效应模型检验了职业教育和普通高中教育的收入回报差异。结果显示,职业教育总体而言比普通高中教育拥有更高的收入回报,此收入回报差异主要来自于两种教育所产生的不同人力资本,接受职业教育者更倾向于选择专业技术型工作而获得更高收入。但两种教育的收入回报差异随教育世代的不同而变化,在 1989 年之前,职业教育相对于普通高中教育有更高的收入回报;而在 1989 年之后,职业教育的收入优势消失。

5. 限于篇幅,补充分析的统计表格未在文中报告。如果读者有需要,可跟作者联系索取。

本文认为,职业教育获得者和普通高中教育获得者的收入差异来自人力资本和文凭在劳动力市场的信号作用。职业教育虽然能够通过职业培训,满足劳动力市场对于技术型人才的需求,但在高校扩招和大学文凭拥有者数量增加的情况下,职业教育逐渐被视为较差学生或者农村学生所选择的教育类型。在劳动力市场上,职业教育的文凭所代表的能力信号逐步弱于普通高中文凭所代表的能力信号,尽管两种类型教育所培养的职业技能有所差异。

面对如何培养高技能劳动力以及当前劳动力市场困境问题,中国在新一轮的高校改革中,将一批本科院校转型为职业教育院校,在高等教育中设置学术性方向和职业技术性方向。⁶这种尝试在中国高等教育史上并无先例,此次改革对于中国技术性人才的供给会造成何种影响也需要时间检验。但根据之前出现过的高中阶段两种教育类型的发展路径分析,无疑会发现职业技能教育需要的成功取决于诸多因素,比如职业匹配程度、职业技能培训质量、劳动力市场认可等条件,而非简单的技能培养。

参考文献 (References)

- 曹洪健、周楠. 2012. 职业教育在社会分层过程中的矛盾作用:外部诱因及内部机制[J]. 清华大学教育研究(2):42-47.
- 方长春. 2005. 家庭背景与教育分流:教育分流过程中的非学业性因素分析[J]. 社会 25(4):105-118.
- 郭继强、姜俐、陆利丽. 2011. 工资差异分解方法述评[J]. 经济学(2):363-414.
- 郭继强、姜俐、陆利丽. 2013. 双重指数法正下 Brown 分解方法新改进[J]. 数量经济技术经济研究(6):135-148.
- 郭申阳、弗雷泽. 2012. 倾向值分析:统计方法与应用[M]. 重庆大学出版社.
- 和震、王秋、张眉、崔剑. 2008. 现代职业教育制度的构建[G]//中国教育发展与政策 30 年. 张秀兰, 著. 北京:社会科学文献出版社:207-250.
- 胡安宁. 2012. 倾向值匹配与因果推论:方法论述评[J]. 社会学研究(1):221-242.
- 黄国英、谢宇. 2013. 认知能力[G]//中国民生发展报告 2013. 谢宇、张晓波、李建新、于学军、任强, 著. 北京大学出版社:118-147.
- 李春玲. 2003a. 社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940-2001)[J]. 中国社会科学(3):86-98.
- 李春玲. 2003b. 文化水平如何影响人们的经济收入——对目前教育的经济收益率的考查[J]. 社会学研究(3):64-76.
- 李春玲. 2010. 高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查[J]. 社

6. 庞丽静,“600 所本科转型职业教育高等教育酝酿大变”,载“经济观察网”。网址:<http://www.eeo.com.cn/2014/0509/260258.shtml>, 登录日期:2014 年 5 月 9 日。

- 会学研究(3):82—113.
- 李实、丁赛. 2003. 中国城镇教育收益率的长期变动趋势[J]. 中国社会科学(6):58—72.
- 李雪松、詹姆斯·赫克曼. 2004. 选择偏差、比较优势与教育的异质性回报:基于中国微观数据的实证研究[J]. 经济研究(4):91—99.
- 马学军. 2014. 转型时期中等职业教育的“异化”——对一个县级职业高中历史和现实的考察[J]. 社会发展研究(1):146—169.
- 潘晨光、李萌、娄伟. 2007. 中国职业技术教育的发展与挑战——基于全国32所职业院校的调查[J]. 中国人口科学(2):52—60.
- 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[J]. 世界经济文汇(5):53—69.
- 曲正伟. 2006. 我国中等职业教育的困境及其制度解答[J]. 教育发展研究(1):18—22.
- 宋光辉、谭奇、陈丽. 2012. 发展职业教育还是普通教育——基于经济增长和教育回报视角的文献述评[J]. 财经科学(1):102—108.
- 孙志军. 2014. 基于双胞胎数据的教育收益率估计[J]. 经济学(季刊)13(3):1001—1020.
- 王进、汪宁宁. 2013. 教育选择:理性还是文化——基于广州市的实证调查[J]. 社会学研究(3):76—100.
- 王开国、宗兆昌. 1999. 论人力资本性质与特征的理论渊源及其发展[J]. 中国社会科学(6):33—46.
- 王威海、顾源. 2012. 中国城乡居民的中学教育分流与职业地位获得[J]. 社会学研究(4):48—66.
- 吴晓刚、张卓妮. 2014. 户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等[J]. 中国社会科学(6):118—140.
- 吴晓刚. 2009. 1990—2000年中国的经济转型、学校扩招和教育不平等[J]. 社会29(5):88—113.
- 吴愈晓. 2013a. 教育分流体制与中国的教育分层(1978—2008)[J]. 社会学研究(4):179—202.
- 吴愈晓. 2013b. 中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)[J]. 中国社会科学(3):4—21.
- 吴愈晓. 2013c. 中国城乡居民教育获得的性别差异研究[J]. 社会33(4):112—137.
- 谢宇、胡婧炜、张春泥. 2014. 中国家庭追踪调查:理念与实践[J]. 社会34(2):1—32.
- 叶华、吴晓刚. 2011. 生育率下降与中国男女教育的平等化趋势[J]. 社会学研究(5):153—177.
- 叶建亮、金祥荣. 2004. 教育信号可寻租条件下前劳动力市场信息甄别——兼对“文凭热”和“文凭高消费”的一种解释[J]. 制度经济学研究(3):32—49.
- 张车伟. 2006. 人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义[J]. 经济研究(12):59—70.
- 张世伟、吕世斌. 2008. 家庭教育背景对个人教育回报和收入的影响[J]. 人口学刊(3):49—53.
- 张万朋. 2010. 对我国中等职业教育经费现状的分析及相关思考[J]. 清华大学教育研究(2):119—124.
- 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[J]. 清华大学教育研究(6):41—46.
- 周亚虹、许玲丽、夏正青. 2010. 从农村职业教育看人力资本对农村家庭的贡献——基于苏北农村家庭微观数据的实证分析[J]. 经济研究(8):55—65.
- Arum, Richard and Yossi Shavit. 1995. “Secondary Vocational Education and the Transition from School to Work.” *Sociology of Education* 68(3): 187—204.

- Becker, Gary S. 1962. "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis." *Journal of Political Economy* 70(5):9—49.
- Becker, Rolf and Anna Etta Hecken. 2009. "Higher Education or Vocational Training? An Empirical Test of the Rational Action Model of Educational Choices Suggested by Breen and Goldthorpe and Esser." *Acta Sociologica* 52(1):25—45.
- Brown, Randall S., Marilyn Moon, and Barbara S. Zoloth. 1980. "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials." *The Journal of Human Resources* 15(1):3—28.
- Burger, Rulof and Rachel Jafta. 2006. "Returns to Race: Labour Market Discrimination in Post-Apartheid South Africa." Stellenbosch Economic Working Papers 04/06, University of Stellenbosch.
- Chen, Guifu and Shigeyuki Hamori. 2009. "Economic Returns to Schooling in Urban China: OLS and the Instrumental Variables Approach." *China Economic Review* 20(2):143—152.
- Frazis, Harley. 2002. "Human Capital, Signaling, and the Pattern of Returns to Education." *Oxford Economic Papers* 54(2):298—320.
- Hannum, Emily, Xuehui An, and Hua-Yu Sebastian Cherng. 2011. "Examinations and Educational Opportunity in China: Mobility and Bottlenecks for the Rural Poor." *Oxford Review of Education* 37(2):267—305.
- Hao, Lingxin, Alfred Hu, and Jamie Lo. 2014. "Two Aspects of the Rural-Urban Divide and Educational Stratification in China: A Trajectory Analysis." *Comparative Education Review* 58(3):509—536.
- Heckman, James J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 47(1):153—161.
- Heckman, James J. 2005. "China's Human Capital Investment." *China Economic Review* 16(1):50—70.
- Hu, Teh-Wei, Maw Lin Lee, and Ernst W. Stromsdorfer. 1971. "Economic Returns to Vocational and Comprehensive High School Graduates." *Journal of Human Resources* 6(1):25—50.
- Kao, Grace and Jennifer S. Thompson. 2003. "Racial and Ethnic Stratification in Educational Achievement and Attainment." *Annual Review of Sociology* (29):417—442.
- Lewis, Theodore. 1998. "Vocational Education as General Education." *Curriculum Inquiry* 28(3):283—309.
- Li, Haizheng. 2003. "Economic Transition and Returns to Education in China." *Economics of Education Review* 22(3):317—328.
- Li, Haizheng and Yi Luo. 2004. "Reporting Errors, Ability Heterogeneity, and Returns to Schooling in China." *Pacific Economic Review* 9(3):191—207.
- Li, Hongbin, Pak Wai Liu, and Junsen Zhang. 2012. "Estimating Returns to Education Using Twins in Urban China." *Journal of Development Economics* 97(2):494—504.
- Meer, Jonathan. 2007. "Evidence on the Returns to Secondary Vocational Education." *Economics of Education Review* 26(5):559—573.
- Mincer, Jacob. 1958. "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution." *Journal of Political Economy* 66(4):281—302.
- Mincer, Jacob. 1974. "The Human Capital Earnings Function, in Schooling, Experience, and Earnings." In *Schooling, Experience, and Earnings*, edited by Jacob A. Mincer. Columbia University Press.
- Neuman, Shoshana and Adrian Ziderman. 1991. "Vocational Schooling, Occupational

- Matching, and Labor Market Earnings in Israel." *Journal of Human Resources* 26(2): 256—281.
- Oakes, Jeannie, Molly Selvin, Lynn Karoly, and Gretchen Guiton. 1992. *Educational Matchmaking: Academic and Vocational Tracking in Comprehensive High Schools*. Santa Monica, CA: Rand.
- Rosenstock, Larry. 1991. "The Walls Come Down: The Overdue Reunification of Vocational and Academic Education." *The Phi Delta Kappan* 72(6): 434—436.
- Schultz, Theodore W. 1961. "Investment in Human Capital." *The American Economic Review* 51(1): 1—17.
- Spence, Michael. 1973. "Job Market Signaling." *The Quarterly Journal of Economics* 87(3): 355—374.
- Treiman, Donald J. 2009. *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco: Jossey-Bass/Wiley.
- Weiss, Andrew. 1995. "Human Capital vs. Signaling Explanations of Wages." *The Journal of Economic Perspectives* 9(4): 133—154.
- Witte, James C. and Arne L. Kalleberg. 1995. "Matching Training and Jobs: The Fit between Vocational Education and Employment in the German Labour Market." *European Sociological Review* 11(3): 293—317.
- Yang, Jin. 1997. "The Interaction between the Socialist Market Economy and Technical and Vocational Education and Training in the People's Republic of China." *International Journal of Educational Development* 17(3): 353.
- Yang, Jin. 1998. "General or Vocational? The Tough Choice in the Chinese Education Policy." *International Journal of Educational Development* 18(4): 289—304.
- Zhang, Junsen, Yaohui Zhao, Albert Park, and Xiaoqing Song. 2005. "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001." *Journal of Comparative Economics* 33(4): 730—752.

责任编辑:张 军