

高校扩招如何影响中等职业教育?

陈技伟 冯帅章*

摘要 本文基于中国家庭收入调查 (CHIP) 1995—2013 年城镇住户调查数据, 考察了 1999 年开始实施的高校扩招政策对中等职业教育毕业生收入的影响。研究发现: (1) 中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异随教育世代而变化, 1999 年之前获得中等职业教育者比获得普通高中教育者拥有更高的收入, 而 1999 年之后获得中等职业教育者已没有收入优势。(2) 1999 年开始的高校扩招显著降低了中等职业教育毕业生的相对收入, 且随着扩招的持续推进, 中等职业教育毕业生的相对收入持续下降。(3) 高校扩招之后中等职业教育生源质量的下降可能是导致其相对于普通高中教育毕业生收入下降的主要原因。

关键词 高校扩招, 中等职业教育, 收入差异

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.01.02

一、引言

教育收益率的高低对于理解劳动力市场上的工资决定机制以及个体的人力资本投资行为都具有非常重要的意义。国内外学者利用不同的数据和方法对我国的教育收益率做了大量研究 (Johnson and Chow, 1997; 李实和丁赛, 2003; 张车伟, 2006; 王海港等, 2007; Zhang *et al.*, 2005; Yang, 2005; Appleton *et al.*, 2005; 罗楚亮, 2007; 邓峰和丁小浩, 2013)。然而, 绝大部分研究只考虑了受教育年限或者学历水平, 忽视了不同的教育内容可能对教育回报所造成的巨大差异 (吴愈晓, 2013)。本文重点考察最终学历为中等职业教育与普通高中教育劳动者的收入差异。尽管完成中等职业教育与普通高中教育的时间基本相同, 但两者在培养目标、课程设置、教学内容、培养方式等方面都存在很大的区别。

职业教育在任何经济体中都扮演着一个重要角色。当前我国劳动力市场

* 陈技伟, 南京农业大学经济管理学院、暨南大学经济学院; 冯帅章, 暨南大学经济学院、暨南大学经济与社会研究院。通信作者及地址: 冯帅章, 广东省广州市天河区黄埔大道西 601 号暨南大学经济学院 107 室, 510632; 电话: (020) 85221755; E-mail: shuaizhang.feng@foxmail.com。作者感谢国家杰出青年科学基金项目 (71425005)、国家自然科学基金面上项目 (71773037、72073052)、教育部长江学者特聘教授奖励计划 (T2012069) 的资助。感谢两位匿名审稿专家给出的宝贵意见, 当然文责自负。

面临大学毕业生“就业难”和技能人才缺失的双重困境。一方面,高校扩招增加了个体接受高等教育的机会,高等教育规模快速增长,随着大学毕业生的增加,许多毕业生面临结构性失业问题;另一方面,由于专业技能人才缺失,许多企业特别是制造业企业面临“用工难”的问题。中等职业教育作为我国高中阶段教育体系的重要组成部分,能够为社会培育具有实践动手能力、解决专业领域实际生产问题的应用型人才,满足经济转型和产业升级对技能型人才的需求(陈钊和冯净冰,2015)。因此,发展中等职业教育被视为缓解劳动力供求结构矛盾,解决大学毕业生“就业难”和企业“用工难”的有效途径之一。

根据全国教育事业统计公报,2017年中等职业教育在校生1592.5万人,占高中阶段教育在校生总数的40.1%。图1是我国历年中等职业教育在校生的规模及占比,可以看出1994—2017年中等职业教育的发展经历了高峰—滑坡—止跌回升—再度下滑的过程。伴随着职业教育各项利好政策的出台,1994—1998年中等职业教育规模持续上升。¹1999年高校扩招政策开始后,普通高中教育连续升温,而中等职业教育发展经历了较大困难,1999—2001年连续3年规模下滑。为了扭转中等职业教育发展的不利局面,从2002年开始国家出台了一系列政策支持中等职业教育²,2002—2010年中等职业教育规模经历了连续8年的止跌回升。2010年以来,随着我国经济转型升级速度的加快,中等职业教育的人才培养质量与企业对高技能人才的需求有一定差距,规模再度下滑。作为劳动力的重要蓄水池,中等职业教育提供的劳动力供给也在逐年减少。为了促进中等职业教育的发展,2019年中共中央、国务院印发的《中国教育现代化2035》提出要“提升高中阶段教育普及水平,推进中等职业教育和普通高中教育协调发展”。2019年国务院印发的《国家职业教育改革实施方案》也提出要“优化教育结构,把发展中等职业教育作为普及高中阶段教育和建设中国特色职业教育体系的重要基础,保持高中阶段教育职普比大体相当”。

¹ 中华人民共和国成立后,经过十余年的发展,中等职业教育在20世纪五六十年代达到了遍布城乡的程度。“文化大革命”期间,中等职业教育元气大伤。改革开放后,面对“普职”结构性矛盾,国务院于1980年批转教育部和原国家劳动总局《关于中等教育结构改革的报告》,开始对中等教育结构进行调整,大力发展职业技术教育。1985年中共中央颁布的《中共中央关于教育体制改革的决定》明确提出要“调整中等教育结构,大力发展职业技术教育”。1991年国务院印发的《关于大力发展职业技术教育的决定》要求各级政府“高度重视职业技术教育的战略地位和作用,积极贯彻大力发展职业技术教育的方针”。1993年颁布的《中国教育改革和发展纲要》强调要“形成全社会兴办多种形式、多层次职业技术教育的局面”。1996年颁布的《中华人民共和国职业教育法》确立了职业教育在中国教育体系中的法律地位。

² 国务院于2002年发布《关于大力推进职业教育改革与发展的决定》要求全社会重视支持职业教育。2004年教育部等七部门联合印发《关于进一步加强职业教育工作的若干意见》,提出要“进一步扩大中等职业教育招生规模,使中等职业教育与普通高中教育的比例保持大体相当”。2005年国务院出台《关于大力发展职业教育的决定》,提出“要把发展职业教育作为经济社会发展的重要基础和教育工作的战略重点”。

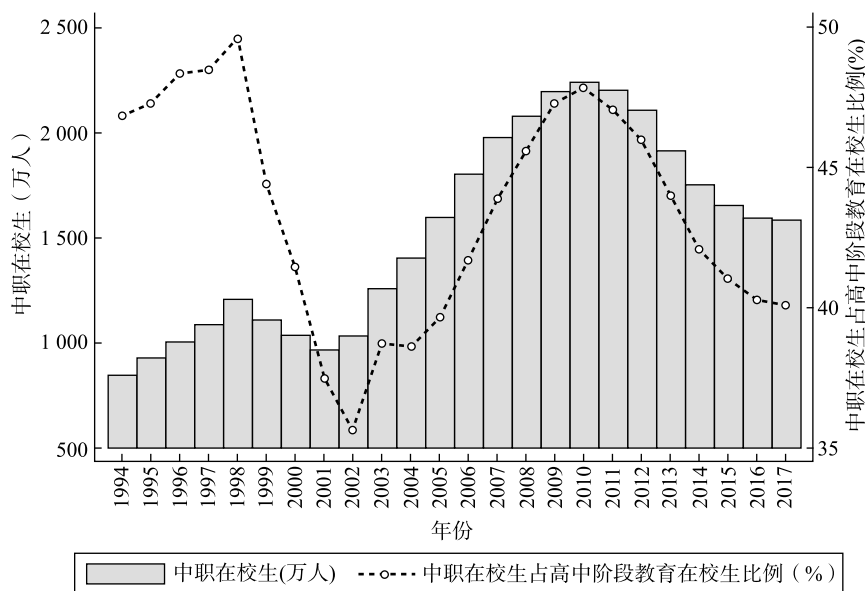


图1 中等职业教育在校生的规模及占比

注：数据来源于1994—2017年全国教育事业统计公报。其中，2003年之前的中等职业教育包括职业高中、普通中专、技工学校，2003年及之后的中等职业教育包括职业高中、普通中专、技工学校、成人中专。高中阶段教育包括普通高中、职业高中、普通中专、技工学校、成人中专、成人高中。

目前只有部分文献从静态角度考察了我国中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异，研究结论也并不一致。由于教育政策的不断变化，中等职业教育经历了曲折的发展过程，不同时期的中等职业教育呈现不同的特点，与普通高中教育的收入差异可能会随教育世代而发生变化。高校扩招之前，考入大学较为困难，大学对技术人才的供给有限，中等职业教育相对于普通高中教育具有技能优势。高校扩招之后，普通高中毕业生进入大学的可能性更高，中等职业教育毕业生进入大学的可能性较低，逐渐被冷落。本文基于中国家庭收入调查(CHIP)1995—2013年城镇住户调查数据，在考察中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异及其随教育世代变化的基础上，采用双重差分和三次差分模型首次考察高校扩招对中等职业教育的影响。在目前我国中等职业教育规模持续下降的情况下，研究结果不仅有利于理解当前中等职业教育面临的困境，也能为今后中等职业教育的改革提供参考。

本文的其他内容安排如下：第二部分是文献综述，第三部分是数据来源及变量的描述性统计，第四部分是中等职业教育工资效应的实证分析，第五部分是高校扩招对中等职业教育毕业生收入的影响，最后一部分是本文的研究结论。

二、文献综述

职业教育能够赋予劳动者特定的技能,快速实现职业和岗位之间的匹配,顺利完成从学校到工作的转换,受到很多国家的关注。Trost and Lee (1984)最早利用1973年美国青年男性纵向调查数据,发现职业高中教育的回报率高于普通高中教育。Bishop and Mane (2004)利用美国教育纵向调查数据,发现在高中阶段接受职业教育的毕业生相比没有接受职业教育的普通高中毕业生更有可能获得更高的工资。Newhouse and Suryadarma (2011)利用印度尼西亚家庭生活调查数据,比较了不同教育类型的高中毕业生在劳动力市场上的表现,发现男性和女性中等职业教育毕业生的回报率均大于普通高中教育。然而,Malamud and Pop-Eleches (2010)利用1973年罗马尼亚将大部分学生从职业教育转向普通教育的教育改革,采用断点回归方法避免能力较强的学生倾向于选择普通教育而非职业教育的选择性偏误问题,发现中等职业教育与普通高中教育毕业生的收入没有明显差异。Hall (2012)对1991年瑞典引入更全面的高中教育体系、增加职业教育中的学术内容这项教育改革的效果进行评价,研究发现这项政策并没有对中等职业教育毕业生的收入产生明显的影响。还有一些研究发现相比普通高中教育,接受中等职业教育可以带来短期的工资优势,但是中等职业教育毕业生对产业结构转型和升级带来的劳动力市场需求变化的适应性较弱,这些优势会随着年龄的增加转化为长期的劣势(Brunello and Rocco, 2017; Golsteyn and Stenberg, 2017)。

国内研究方面,李实和丁赛(2003)最早利用抽样调查数据考察了1990—1999年城镇居民的教育收益率,发现中等职业教育的回报率高于普通高中教育。此后,一些学者利用不同的数据均得到了类似的结论(屈小博,2013;胡咏梅和陈纯瑾,2013;栾江等,2014)。中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异还可能随教育世代的不同而变化,陈伟和乌尼日其其格(2016)利用2010年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,发现改革开放早期(1978—1988)接受中等职业教育者的收入高于普通高中教育,1990年之后接受职业教育者的收入已没有优势。然而,魏万青(2015)基于2010年珠三角和长三角地区外来务工人员调查数据,则发现中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入没有明显差异。

相比以往研究,本文的边际贡献主要体现在:第一,现有文献主要从静态角度考察中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异,且结论并不一致。由于我国教育政策的不断变化,中等职业教育经历了曲折的发展过程,本文利用中国家庭收入调查(CHIP)1995—2013年城镇住户调查数据,考察中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异及其随教育世代的变化。第

二，高校扩招催生的普通高中教育升温对中等职业教育造成了强大冲击，本文采用双重差分和三次差分模型首次考察高校扩招对中等职业教育的影响。

三、数据来源和变量统计

本文使用的数据来源于中国家庭收入调查（CHIP），中国家庭收入调查是国内外使用最为广泛的微观数据之一，目前共发布了 1988 年、1995 年、2002 年、2007 年、2013 年五轮调查数据。调查内容涉及住户成员人口统计学信息、教育、就业、收入以及家庭层面的基本信息。本文采用 1995—2013 年城镇住户调查数据³，将样本限制在 18—55 岁女性和 18—60 岁男性有收入的个体，进一步剔除在读学生样本，将个体所完成的最高学历分为小学及以下、初中、普通高中、中等职业教育和大专及以上。表 1 是个体的受教育程度分布。

表 1 受教育程度分布

单位：%

	1995 年	2002 年	2007 年	2013 年
小学及以下	7.61	4.88	4.45	5.68
初中	31.13	28.33	22.96	28.50
普通高中	23.72	24.41	27.42	19.48
中等职业教育	16.05	15.04	9.95	11.52
大专及以上	21.49	27.34	35.22	34.83
样本量	13 674	13 309	8 975	11 695

注：数据来源于中国家庭收入调查（CHIP）1995—2013 年城镇住户调查。样本限制在 18—55 岁女性和 18—60 岁男性劳动者。中等职业教育包括职业高中、普通中专、技工学校、成人中专。

我们选取劳动者的月工资收入对数作为因变量，包括奖金、津贴和实物折现。选取劳动者的性别、工作经验和婚姻状况等个人特征，工作职业、行业 and 单位所有制性质等工作单位特征作为控制变量。表 2 是变量的描述性统计，可以发现 1995—2007 年普通高中教育毕业生的月工资收入始终低于中等职业教育毕业生，2013 年两者的月工资收入基本持平。普通高中教育和中等职业教育毕业生的性别、工作经验、婚姻状况的分布基本类似，但在月工资收入、工作职业、行业 and 单位所有制性质等方面存在较大的差异。⁴

³ 中国家庭收入调查（CHIP）数据跨期较长，样本量较大，收集了住户成员详细的受教育程度、就业和收入信息，本文的分析主要采用该数据。我们采用 CHIP1995—2013 年数据分析中等职业教育的工资效应，采用 CHIP2002—2013 年数据分析高校扩招对中等职业教育的影响。

⁴ 我们将工作行业分为采矿业、电力、燃气及水的生产和供应业、建筑业、制造业，生产性服务业（交通运输、仓储和邮政业，信息传输、软件和信息技术服务业，金融业，租赁和商务服务业，科学研究和技术服务业），消费性服务业（批发和零售业，住宿和餐饮业，房地产业，文化、体育和娱乐业，居民服务、修理和其他服务业），公共服务业（水利、环境和公共设施管理业，教育，卫生和社会工作，公共管理、社会保障和社会组织，国际组织）和其他行业。

表 2 变量描述性统计

变量	1995 年		2002 年		2007 年		2013 年	
	普高	中职	普高	中职	普高	中职	普高	中职
月工资收入对数	5.97	6.10	6.48	6.56	7.11	7.22	7.42	7.43
性别 (男性=1)	0.49	0.50	0.52	0.49	0.57	0.54	0.57	0.55
工作经验 (年)	18.76	20.20	24.19	20.19	25.31	19.31	25.85	20.15
婚姻状况 (已婚=1)	0.85	0.83	0.91	0.78	0.90	0.80	0.85	0.83
职业								
管理人员	0.08	0.13	0.06	0.08	0.04	0.05	0.05	0.04
专业技术人员	0.11	0.39	0.11	0.28	0.13	0.24	0.10	0.15
办事人员	0.26	0.24	0.23	0.24	0.23	0.23	0.15	0.17
服务人员	0.01	0.00	0.17	0.15	0.27	0.23	0.40	0.31
生产制造工人	0.47	0.19	0.40	0.23	0.22	0.19	0.22	0.26
其他	0.06	0.04	0.03	0.02	0.09	0.06	0.07	0.06
行业								
能源、采矿、建筑业	0.04	0.03	0.09	0.08	0.08	0.09	0.12	0.10
制造业	0.44	0.36	0.30	0.25	0.22	0.21	0.16	0.20
生产性服务业	0.10	0.10	0.14	0.13	0.15	0.17	0.17	0.17
消费性服务业	0.27	0.23	0.30	0.31	0.44	0.37	0.40	0.32
公共服务业	0.13	0.26	0.13	0.19	0.11	0.16	0.13	0.20
其他	0.02	0.02	0.04	0.04	0.01	0.01	0.01	0.01
所有制性质								
国有企业	0.80	0.92	0.64	0.68	0.51	0.55	0.30	0.43
城镇集体企业	0.17	0.06	0.07	0.06	0.07	0.06	0.07	0.05
私营和个体企业	0.00	0.00	0.08	0.06	0.37	0.30	0.53	0.43
外资及其他企业	0.02	0.02	0.21	0.20	0.05	0.08	0.10	0.09
样本量	2 504	1 762	2 301	1 465	1 784	699	1 736	1110

注：数据来源于中国家庭收入调查 (CHIP) 1995—2013 年城镇住户调查。样本限制在 18—55 岁女性和 18—60 岁男性有收入的个体。工作经验=年龄-受教育年限-6。月工资收入以 1995 年价格为基准，采用国家统计局公布的省份城镇居民消费价格指数进行了平减。

四、中等职业教育的工资效应

(一) 中等职业教育的工资效应

为了比较中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异，我们借鉴许玲丽等 (2008) 的做法，基于 Mincer 工资方程，在模型中加入学历与中等职

业教育的交互项：

$$\ln wage_{ij} = \beta_0 + \beta_1 edu2_{ij} + \beta_2 edu3_{ij} + \beta_3 edu4_{ij} + \beta_4 edu3_{ij} \times voc_{ij} + \gamma X_{ij} + \mu_{ij}, \quad (1)$$

其中，下标 i 表示个体， j 代表省份， $\ln wage$ 代表月工资收入的对数，以小学及以下学历为参照组， $edu2$ 、 $edu3$ 、 $edu4$ 分别代表初中、高中和大专及以上学历； X 代表控制变量向量，包括性别、工作经验、工作经验平方、婚姻状况、工作职业、行业、单位所有制性质和省份，用于反映教育之外的人力资本积累和个人能力等因素的影响； μ_{ij} 代表随机误差项； voc 代表职业教育虚拟变量（中等职业教育毕业生=1，普通教育毕业生=0）； β_4 代表中等职业教育毕业生与普通高中教育毕业生的收入差异。

表 3 是中等职业教育与普通高中教育毕业生收入差异的 OLS 回归结果。可以发现相比小学及以下学历，城镇居民的收入随着学历的提高而提高。1995—2013 年城镇居民不同学历毕业生的收入均经历了先上升后下降的变化，2002 年的收入最高。可能的解释是改革开放以来，随着劳动力市场的逐步完善，市场机制的作用不断增强，城镇居民的教育回报率保持了较快的增长，2002 年之后，扩招的高校毕业生开始进入劳动力市场，导致劳动力市场对高学历人才的供需矛盾得以缓解，教育回报开始持续降低（Feng *et al.*, 2017；邓峰和丁小浩，2013）。高中学历和职业教育交互项的系数显示，中等职业教育毕业生的收入高于普通高中教育。1995—2013 年中等职业教育与普通高中教育毕业生的收入差异经历了先增加后减小的变化，2013 年的收入差异最小，且在 10% 的统计水平下不显著。

表 3 中等职业教育与普通高中教育毕业生的收入差异

变量	1995 年	2002 年	2007 年	2013 年
$edu2$	0.122*** (0.033)	0.149*** (0.039)	0.011 (0.062)	0.094*** (0.029)
$edu3$	0.189*** (0.037)	0.331*** (0.041)	0.102 (0.071)	0.202*** (0.043)
$edu4$	0.338*** (0.041)	0.591*** (0.047)	0.432*** (0.074)	0.502*** (0.051)
$edu3 \times voc$	0.069*** (0.016)	0.086*** (0.026)	0.110*** (0.018)	0.031 (0.024)
样本量	10 263	9 203	6 837	9 298
Adj. R^2	0.341	0.340	0.342	0.215

注：模型还控制了性别、工作经验、工作经验的平方、婚姻状况、职业、行业、所有制性质和省份。工作经验=年龄-受教育年限-6。括号内为省份聚类标准差；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

(二) 稳健性检验

由于只有参与劳动力市场且被雇用的个体才能观察到收入信息,而那些未参与劳动力市场以及参与劳动力市场且失业的个体没有收入信息,如果仅使用参与劳动力市场且有收入的个体进行估计可能得到有偏的结果。我们进一步采用 Heckman 两步法来消除样本选择性偏误问题(Heckman, 1974),结果与表3类似(节省篇幅,未予列出)。

由于个体接受中等职业教育和普通高中教育的选择并不是随机的,个体特征和家庭特征都可能会影响个体的教育选择(简必希和宁光杰, 2013)。本文进一步基于 Rosenbaum & Rubin (1983) 提出的倾向得分匹配方法(PSM)进行稳健性检验。我们首先采用 Probit 模型估计个体的教育选择,产生中等职业教育和普通高中教育的配对样本⁵,进而采用配对样本进行 OLS 估计,解决教育的自选择问题。表4的回归结果依然显示中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异先增加后减小,与表3的结果类似。

表4 中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异: 匹配样本

变量	1995年	2002年	2007年	2013年
voc	0.065*** (0.018)	0.091** (0.035)	0.094*** (0.016)	-0.018 (0.028)
样本量	2 652	2 299	1 185	1 768
Adj. R ²	0.332	0.288	0.290	0.145

注: 控制变量同表3; 括号内为省份聚类标准差; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(三) 中等职业教育毕业生收入随教育世代的变化

上述分析考察了中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异随调查年份的变化,每一个调查年份都包含不同教育世代(*cohort*)的毕业生。由于职业教育政策的不断变化,中等职业教育经历了曲折的发展过程,不同时期的中等职业教育呈现出不同的特点,与普通高中教育毕业生的收入差异可能会随教育世代的不同而变化。接下来,我们将各年的调查数据合并,按照受教育年限和出生年份计算个体的毕业年份,将毕业年份分为1978—1988年、1989—1998年、1999年之后进行回归,考察中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异随教育世代的变化。⁶表5的回归结果显示1978—1988年获得

⁵ 我们采用1:1的最近邻匹配产生配对样本,匹配变量包括性别、年龄、年龄的平方、婚姻状况、家庭收入和是否有家庭成员为共产党员。

⁶ 计算公式: 毕业年份 = 出生年份 + 6 + 受教育年限。由于一些个体可能受到“文化大革命”的影响而中断了学业,利用年龄和受教育年限计算的毕业时间在1978—1988年的个体可能存在误差。我们采取这种计算方式的原因在于CHIP数据未询问个体的毕业年份,同时表5的主要目的是考察1999年前后毕业的中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异,为下文分析高校扩招对中等职业教育的影响做铺垫,所以毕业时间的计算误差并不会产生较大的影响。感谢一位匿名审稿人的建议。

中等职业教育者比获得普通高中教育者拥有更高的收入，1989—1998 年获得中等职业教育者与获得普通高中教育者的收入差异明显减小，1999 年之后获得中等职业教育者已没有收入优势。

表 5 中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异：随教育世代的变化

变量	1978—1988 年	1989—1998 年	1999 年之后
<i>edu2</i>	0.083* (0.043)	-0.060 (0.079)	0.325 (0.187)
<i>edu3</i>	0.211*** (0.048)	0.090 (0.095)	0.447** (0.174)
<i>edu4</i>	0.520*** (0.044)	0.391*** (0.087)	0.728*** (0.160)
<i>edu3</i> × <i>voc</i>	0.111*** (0.023)	0.065* (0.034)	-0.032 (0.050)
观测值	8 383	5 803	4 127
Adj. <i>R</i> ²	0.453	0.471	0.339

注：控制变量同表 3；括号内为省份聚类标准差；*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

五、高校扩招与中等职业教育

前文的分析发现中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异随教育世代 (*cohort*) 而明显变化。1999 年是一个分水岭，这之前获得中等职业教育者的工资高于最终学历为普通高中教育者，这之后出现了明显变化，二者之间已没有收入差别。1999 年正好是高校大规模扩招开始之年，许多文献考察了高校扩招政策对劳动力市场的影响，如高校扩招对大学毕业生就业产生了不利的影响（邢春冰和李实，2011；Li *et al.*, 2014），高校扩招降低了大学毕业生的收入（吴要武和赵泉，2010；马光荣等，2017）。本部分将详细探讨高校扩招是否也造成了中等职业教育毕业生相对收入的下降。

（一）高校扩招对中等职业教育的影响：双重差分模型

为了验证 1999 年前后中等职业教育和普通高中教育毕业生收入差异的变化是否由高校扩招引起，本文构建如下双重差分模型：

$$\ln wage_{ij} = \beta_0 + \beta_1 voc_{ij} + \beta_2 \text{exp}_{ij} + \beta_3 voc_{ij} \times \text{exp}_{ij} + \gamma X_{ij} + \mu_{ij}, \quad (2)$$

其中，下标 i 表示个体， j 代表省份， voc 代表中等职业教育虚拟变量（中等职业教育 = 1、普通高中教育 = 0）。高校扩招于 1999 年实施，考虑到小学入

学年龄是6岁,个体高中毕业参加高考的年龄一般为18岁,这意味着高校扩招政策主要影响的是1981年及之后出生的个体。 $expand$ 代表是否受高校扩招影响的虚拟变量(1981年及之后出生的个体=1,1981年之前出生的个体=0)。 X 代表控制变量,包括性别、工作经验、工作经验平方、婚姻状况、职业、行业、所有制性质、调查时间和省份, μ_{ij} 代表随机误差项。此外,1970年之前出生的个体可能没有受到义务教育法的影响,我们进一步将样本保留在1970年之后出生的个体。

表6是高校扩招对中等职业教育影响的双重差分模型回归结果。第(1)列的结果显示高校扩招之前获得中等职业教育者的收入比获得普通高中教育者高7.8%,高校扩招之后,两者的收入差异下降了10.3%,即高校扩招之后,中等职业教育获得者已经没有收入优势;第(2)列进一步加入工作经验和高校扩招的交互项,允许工作经验对1981年前后出生个体收入的影响存在差异,结果依然显示高校扩招显著降低了中等职业教育毕业生的收入。

表6 高校扩招对中等职业教育毕业生收入的影响

变量	(1)	(2)
voc	0.078*** (0.029)	0.076*** (0.029)
$expand$	-0.068 (0.049)	-0.235** (0.112)
$voc \times expand$	-0.103** (0.048)	-0.093* (0.049)
观测值	3 277	3 277
Adj. R^2	0.392	0.392

注:数据来源于中国家庭收入调查(CHIP)2002—2013年城镇住户调查。括号内为省份聚类标准差;*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。

(二) 平行趋势检验

首先,双重差分模型的有效性依赖于平行趋势假设,即高校扩招未实施的情况下,中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异并不随毕业时间的变化而变化。为此,我们考察不同世代($cohort$)毕业生的工资变动趋势,即保留1981年前出生的个体,并将 $cohort$ 分为五组(1970—1971年出生,1972—1973年出生,1974—1975年出生,1976—1978年出生,1979—1980年出生),在模型中加入 voc 与 $cohort$ 的交互项,图2的结果显示 voc 与 $cohort$ 交互项的系数均不显著,证实了高校扩招前中等职业教育和普通高中教育毕业生收入差异的变化趋势相近,为本文使用DID估计方法的有效性提供支撑。

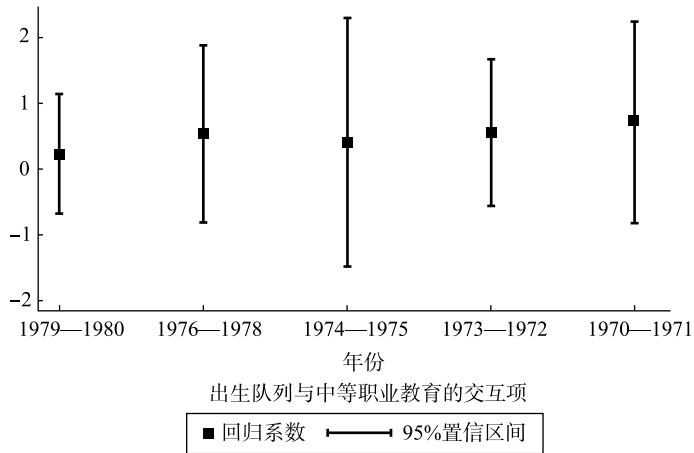


图 2 平行趋势检验结果

其次，我们进行证伪检验（placebo tests），即分别假定高校扩招提前 2 年、4 年、6 年、8 年发生，利用 1981 年之前出生的样本构建如式（2）的双重差分模型进行反事实检验。图 3 汇报了检验结果和 95% 置信区间，可以看到除了实际政策实施年份中等职业教育和高校扩招交互项的回归系数显著外，反事实检验的结果均不显著。

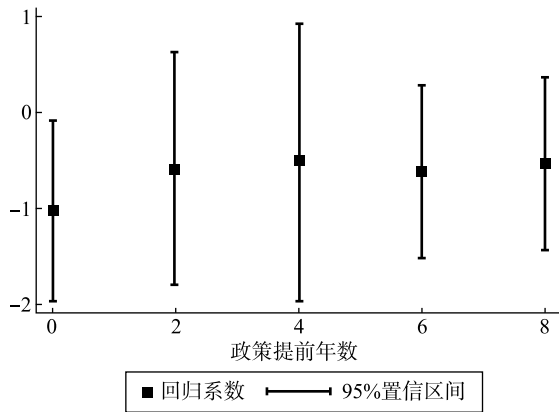


图 3 反事实检验结果

最后，为了考察 1981 年前后出生的中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异是否发生了明显的变化，我们将式（2）变形为：

$$\begin{aligned} \ln wage_{ijc} = & \beta_0 + \beta_1 voc_{ijc} + \beta_2 cohort_c + \beta_3 \exp an_{ij} + \beta_4 voc_{ijc} \times cohort_c \\ & + \beta_5 voc_{ijc} \times \exp an_{ij} + \beta_6 \exp an_{ij} \times cohort_c + \beta_7 voc_{ijc} \times cohort_c \\ & \times \exp an_{ij} + \gamma X_{ijc} + \mu_{ijc}, \end{aligned} \quad (3)$$

其中，下标 i 表示个体， j 代表省份， c 代表出生组， $\exp an$ 代表是否受高校扩招影响的虚拟变量（1981 年及之后出生的个体 = 1，1981 年之前出生的个体 = 0），其他变量的设定同式（2）。表 7 前两列将 $cohort$ 分为四组（1970—

1975年出生=1, 1976—1980年出生=2, 1981—1986年出生=3, 1987年及之后出生=4), 回归结果显示高校扩招之前, 随着出生年份的推后, 中等职业教育与普通高中教育毕业生的收入差异略有减小; 高校扩招之后, 两者的收入差异随着出生年份的推后大幅度减小。这证实了时间趋势并不能解释高校扩招前后中等职业教育毕业生相对收入的下降, 中等职业教育毕业生相对收入的下降是由高校扩招造成的。后两列进一步将 *cohort* 分为九组 (1970—1971年出生=1, 1972—1973年出生=2, 1974—1975年出生=3, 1976—1978年出生=4, 1979—1980年出生=5, 1981—1983年出生=6, 1984—1987年出生=7, 1988—1991年出生=8, 1992年及之后出生=9), 结果依然类似。

表7 高校扩招前后中等职业教育毕业生收入的变化

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>voc</i>	0.112 (0.079)	0.117 (0.079)	0.107* (0.061)	0.112* (0.059)
<i>cohort</i>	0.040 (0.035)	0.042 (0.038)	-0.012 (0.024)	-0.010 (0.025)
<i>expan</i>	-0.150 (0.320)	-0.268 (0.400)	0.101 (0.339)	-0.022 (0.401)
<i>voc</i> × <i>cohort</i>	-0.025 (0.054)	-0.031 (0.054)	-0.011 (0.017)	-0.014 (0.016)
<i>voc</i> × <i>expan</i>	0.342 (0.358)	0.344 (0.367)	0.081 (0.403)	0.082 (0.410)
<i>expan</i> × <i>cohort</i>	0.002 (0.105)	-0.011 (0.108)	-0.032 (0.053)	-0.038 (0.054)
<i>voc</i> × <i>cohort</i> × <i>expan</i>	-0.117 (0.120)	-0.112 (0.122)	-0.020 (0.062)	-0.017 (0.063)
样本量	3 277	3 277	3 277	3 277
Adj. R^2	0.392	0.392	0.392	0.392

注: 数据来源于中国家庭收入调查(CHIP) 2002—2013年城镇住户调查。第(2)、(4)列进一步加入工作经验和调查时间的交互项。控制变量同表6; 括号内为省份聚类标准差; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(三) 高校扩招的动态影响

由于高校扩招是一个渐进的过程, 为了考察高校扩招政策对中等职业教育和普通高中教育毕业生收入差异的动态影响, 我们将式(2)更改为:

$$\ln wage_{ijc} = \beta_0 + \beta_1 voc_{ijc} + \beta_2 cohort_c + \beta_3 voc_{ijc} \times cohort_c + \gamma X_{ijc} + \mu_{ijc}, \quad (4)$$

其中，下标 i 表示个体， j 代表省份， c 代表出生组， voc 代表职业教育虚拟变量（中等职业教育=1，普通高中教育=0）， $cohort$ 代表出生组（1970—1975 年出生=1，1976—1980 年出生=2，1981—1986 年出生=3，1987 年及之后出生=4），其他变量的设定同式（2）。

表 8 中第（1）列的结果显示 1970—1975 年出生的中等职业教育毕业生收入明显高于普通高中教育毕业生。相比 1970—1975 年出生的个体，1976—1980 年出生的中等职业教育毕业生与普通高中教育毕业生的收入差异变化不大，1981—1986 年出生的中等职业教育毕业生与普通高中教育毕业生的收入差异下降幅度较大，而 1987 年及之后出生的中等职业教育毕业生与普通高中教育毕业生的收入差异明显下降。第（2）、（3）列分扩招幅度的结果显示高校扩招显著降低了扩招大省中等职业教育毕业生的收入，且随着扩招的持续推进，中等职业教育毕业生的收入持续下降，而扩招小省并未经历类似的变化（扩招幅度的定义见下节）。⁷

表 8 高校扩招对中等职业教育毕业生收入的动态影响

变量	总体	扩招大省	扩招小省
voc	0.086** (0.036)	0.129* (0.063)	0.052 (0.049)
$voc \times cohort_2$	-0.025 (0.054)	-0.034 (0.084)	-0.023 (0.069)
$voc \times cohort_3$	-0.061 (0.077)	-0.232** (0.077)	0.066 (0.086)
$voc \times cohort_4$	-0.204*** (0.084)	-0.235* (0.120)	-0.172 (0.130)
样本量	3 277	1 435	1 842
Adj. R^2	0.392	0.388	0.392

注：数据来源于中国家庭收入调查（CHIP）2002—2013 年城镇住户调查。控制变量同表 6；括号内为省份聚类标准差；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

⁷ 由于我们采用的 CHIP 数据截止到 2013 年，表 8 发现高校扩招政策对中等职业教育和普通高中教育毕业生收入差异的影响会随着时间的推移而发生改变。因此，我们进一步采用最新的 2011—2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据进行补充分析。结果显示高校扩招显著降低了中等职业教育毕业生的相对收入，且扩招幅度越大的省份，中等职业教育毕业生相对收入下降的幅度越大。高校扩招与中等职业教育交互项的系数相比表 6 略大，说明随着时间的推移，高校扩招政策的影响逐渐增大。限于篇幅，结果省略。

(四) 进一步分析：三重差分模型

受政策及历史因素的影响，我国普通高等教育的规模、资源和入学机会存在明显的区域差异（刘精明，2007；杨江华，2014）。1999年的高校扩招使高等教育机会总量得到前所未有的扩大，各省的高考录取率都有很大的提高，由于高等教育资源的空间分布差异，不同省份的提高幅度存在差异。为了验证1981年前后出生的中等职业教育毕业生比普通高中毕业生收入差异的变化是由高校扩招造成的，我们借鉴Lu and Zhang（2019）的做法，通过计算2001年各省高等教育的招生数量相比1998年的提高幅度，并在模型中引入省份扩招幅度作为附加控制组⁸，将式（2）扩展为如下三次差分方程：

$$\begin{aligned} \ln wage_{ij} = & \beta_0 + \beta_1 voc_{ij} + \beta_2 expans_{ij} + \beta_3 voc_{ij} \times expans_{ij} + \beta_4 voc_{ij} \times range_j \\ & + \beta_5 expans_{ij} \times range_j + \beta_6 voc_{ij} \times expans_{ij} \times range_j + \gamma X_{ij} + \mu_{ij}, \end{aligned} \quad (5)$$

其中，*range* 代表省份扩招幅度（由于模型控制了省份固定效应，不需要额外控制省份层面不随时间改变的变量）。如果扩招幅度越大的省份，中等职业教育与普通高中教育毕业生收入差异的下降幅度越大，预计 β_6 显著为负。考虑到三次交互项的系数还可能由其他省份层面随时间变化的相关因素驱动。我们进一步在模型中加入了省份层面随时间变化的控制变量（*p_char_j*），包括各省1999—2005年登记失业率的变化、1999—2005年人均GDP的实际变化、1999—2005年义务教育生均经费的实际变化。此外，为了控制高中阶段教育供给变化的影响，我们进一步加入各省1999—2005年高中阶段教育毕业生的变化。

表9是三次差分模型的回归结果。第（1）列加入 $voc \times expans \times p_char$ 后，三次交互项的回归系数负向显著，说明扩招幅度越大的省份中等职业教育毕业生收入的下降幅度越大。我们进一步将幅度在平均值及以上的省份定义为扩招大省，将幅度在平均值以下的省份定义为扩招小省。第（2）、（3）列的分组回归结果显示扩招幅度较大的省份，受高校扩招的影响更大，中等职业教育毕业生收入下降的幅度更大，高校扩招并没有显著降低扩招幅度较小

⁸ 由于三次差分模型利用省份扩招幅度作为第三个维度，而CHIP数据并未询问受访者接受高中阶段教育的省份。为了避免个体毕业之后跨省流动的问题，我们仅保留了户口登记地在调查所在省份的样本，剔除跨省流动的样本（仅占总样本的4%），进而按照调查所在省份计算扩招幅度并划分扩招大省和扩招小省进行分析，即假设户口登记地为个体接受高中阶段教育所在地。同时，我们进一步删除了发生过“农转非”的样本，回归结果依然类似（限于篇幅，结果省略）。此外，教育还可能对户籍转换产生影响，考虑到本文考察的是最终学历为普通高中和中等职业教育劳动者的收入差异，他们均未上大学，发生户籍转换的概率较低。CHIP2007和2013年数据还询问了受访者最后一次参加高考所在省份，在保留户口登记地在调查所在省份和删除发生过“农转非”的样本后，统计发现仅有6%的样本高考所在地与调查所在地不一致（受异地高考政策的限制，个体参加高考所在省份一般为接受高中阶段教育的省份）。所以我们认为上述处理虽然并不能完全消除误差，但是并不会对结果造成较大的影响。感谢一位匿名审稿人的建议。

省份中等职业教育毕业生的收入。此外，1990 年之后职业教育政策频繁变动，中等职业教育规模也随政策不断发生变化（图 1），为了排除这些政策的影响，我们在表 9 中第（4）列进一步加入 1999—2005 年各省中等职业教育招生规模的变化，结果依然稳健，即职业教育政策的变化并没有对估计结果造成影响。⁹

表 9 高校扩招对中等职业教育毕业生收入的影响：考虑扩招幅度

变量	三次差分	扩招大省	扩招小省	三次差分
<i>voc</i>	-0.251 (0.288)	0.118 (0.063)	0.040 (0.032)	-0.250 (0.289)
<i>expan</i>	-0.853** (0.351)	-0.117 (0.224)	-0.340* (0.159)	-0.902** (0.367)
<i>voc</i> × <i>expan</i>	0.606 (0.358)	-0.216** (0.088)	0.007 (0.059)	0.602 (0.360)
<i>voc</i> × <i>range</i>	0.133 (0.125)			0.133 (0.125)
<i>expan</i> × <i>range</i>	0.231* (0.131)			0.254* (0.136)
<i>voc</i> × <i>expan</i> × <i>range</i>	-0.285* (0.146)			-0.284* (0.146)
<i>voc</i> × <i>expan</i> × <i>p_char</i>	是	否	否	是
观测值	3 277	1 435	1 842	3 277
Adj. R ²	0.392	0.388	0.393	0.393

注：数据来源于中国家庭收入调查（CHIP）2002—2013 年城镇住户调查。模型还控制了性别、工作经验、工作经验的平方、工作经验和高校扩招的交互项、婚姻状况、职业、行业、所有制性质、调查时间和省份。括号内为省份聚类标准差；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

最后，前文的双重差分模型比较的是高校扩招后的年份，高校扩招前获得中等职业教育人群和高校扩招后获得中等职业教育人群的收入差异，前者工作时间长，经验丰富，后者则缺乏工作经验，我们进一步构建如下三次差分模型控制工作经验差异的影响。此外，高校扩招导致大学和普通高中毕业生数量的增加可能会挤占中等职业教育毕业生的就业机会，进而对其收入产生不利影响。我们构建的三次差分模型还可以验证高校扩招前获得中等职业教育者的收入在扩招前后是否发生了明显变化（该群体收入的变化既包含时间趋势，又包含大学和普通高中毕业生数量增加对中等职业教育毕业生收入的影响），具体如下：

⁹ 前文平行趋势检验和证伪检验的结果均显示高校扩招前的职业教育政策变化不会影响估计结果。

$$\begin{aligned} \ln wage_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 voc_{ijt} + \beta_2 expans_{ijt} + \beta_3 time_t + \beta_4 voc_{ijt} \times expans_{ijt} \\ & + \beta_5 voc_{ijt} \times time_t + \beta_6 expans_{ijt} \times time_t \\ & + \beta_7 voc_{ijt} \times expans_{ijt} \times time_t + \gamma X_{ijt} + \mu_{ijt}, \end{aligned} \quad (6)$$

其中,下标 i 表示个体, j 代表省份, t 代表时间。 $expans$ 代表是否受高校扩招影响(1981年及之后出生的个体=1,1981年之前出生的个体=0); $time$ 代表调查时间(扩招生毕业之前的1995年和2002年=0,扩招生毕业之后的2007年和2013年=1)。¹⁰ β_1 代表1981年之前出生的中等职业教育和普通高中教育毕业生在1995年和2002年的收入差异, $\beta_1 + \beta_5$ 代表1981年之前出生的中等职业教育和普通高中教育毕业生在2007年和2013年的收入差异,即 β_5 代表1981年之前出生的毕业生在扩招前后收入的变化。 $\beta_1 + \beta_4$ 代表1981年之后出生的中等职业教育和普通高中教育毕业生在1995年和2002年的收入差异, $\beta_1 + \beta_4 + \beta_7$ 代表1981年之后出生的中等职业教育和普通高中教育毕业生在2007年和2013年的收入差异,即 β_7 代表1981年之后出生的中等职业教育和普通高中教育毕业生收入差距在扩招前后的变化。

表10的三次差分模型结果显示1981年之前出生的中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异在扩招前后略有减少(β_5),但并不显著,即1981年之前出生的中等职业教育与普通高中教育毕业生的收入差异在扩招前后并未明显变化(前文已经证明高校扩招前两者收入差异的变化趋势相近,表明高校扩招导致大学和普通高中毕业生数量增加进而挤占中等职业教育毕业生就业机会这一机制并不成立)。同时,我们发现1981年之后出生的中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异在扩招前后明显减少(β_7),即可以说明高校扩招政策显著降低了中等职业教育毕业生的相对收入。

表10中前两列将1995年和2002年的样本作为扩招前,我们进一步仅将2002年样本作为扩招前,后两列的回归结果依然类似。此外,我们借鉴Duflo(2001)的做法,在第(2)、(4)列中进一步加入工作经验、工作经验平方和调查时间虚拟变量的交互项,允许工作经验对收入的影响在高校扩招前后存在差异,结果显示三次交互项的回归系数依然显著,这说明扩招前后工作经验对收入影响的变化并不会影响估计结果。

表10 高校扩招对中等职业教育毕业生收入的影响:三次差分

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
voc	0.158***	0.161***	0.134**	0.124**
	(0.043)	(0.032)	(0.052)	(0.051)

¹⁰ 由于1995年调查中只有1981年之前出生的个体,如果只将1995年作为扩招前的样本,会导致模型中的三次交互项因多重共线性而被遗漏,同时2002年之后受高校扩招影响的首批大学毕业生才会进入劳动力市场,我们将1995年和2002年的样本作为扩招前。感谢一位匿名审稿人的建议。

(续表)				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>expan</i>	0.063 (0.155)	0.176 (0.162)	-0.279* (0.159)	-0.493** (0.198)
<i>time</i>	0.923*** (0.048)	0.863*** (0.049)	0.847*** (0.066)	0.871*** (0.074)
<i>voc</i> × <i>expan</i>	0.204 (0.176)	0.197 (0.157)	0.213 (0.149)	0.229 (0.154)
<i>voc</i> × <i>time</i>	-0.066 (0.050)	-0.069 (0.049)	-0.050 (0.062)	-0.041 (0.062)
<i>expan</i> × <i>time</i>	0.182 (0.162)	0.340* (0.176)	0.430** (0.194)	0.320 (0.191)
<i>voc</i> × <i>expan</i> × <i>time</i>	-0.321* (0.183)	-0.328* (0.180)	-0.350* (0.187)	-0.357* (0.188)
观测值	3 928	3 928	3 277	3 277
Adj. R^2	0.525	0.527	0.374	0.375

注：前两列将 1995 年和 2002 年的样本作为扩招前，后两列仅将 2002 年的样本作为扩招前。第 (2)、(4) 列进一步加入工作经验和调查时间变量的交互项，允许工作经验对收入的影响在高校扩招前后存在差异。控制变量同表 6；括号内为省份聚类标准差；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

(五) 影响机制的讨论

1. 教育质量的变化

1999 年的高校扩招政策增加了个体接受高等教育的机会，促成了高等职业教育的迅猛发展。在 1999 年前后的院校调整过程中，一批较好的中等职业教育学校大多升级为专科或被合并到其他本科院校，这可能会导致中等职业教育的质量发生变化。为了考察高校扩招对中等职业教育质量的影响，图 4 汇报了中等职业教育和普通高中教育的教师规模和生师比随时间的变化。1999 年之前中等职业教育的生师比更高，1999 年附近中等职业教育的生师比小幅下降，普通高中教育的生师比则明显提升，而表 8 显示 1986 年之前出生（2004 年之前毕业）的中等职业教育毕业生的收入均高于普通高中教育，但差异在不断下降，所以我们认为教育质量的变化并不能解释中等职业教育毕业生相对收入的下降。

2. 生源质量的变化

高校扩招之后，普通高中教育连续升温，而中等职业教育逐渐被冷落。能力较强的初中毕业生倾向于选择普通高中教育，只有家庭条件较差或者能力较差的学生才会选择中等职业教育，这可能会导致中等职业教育的生源质

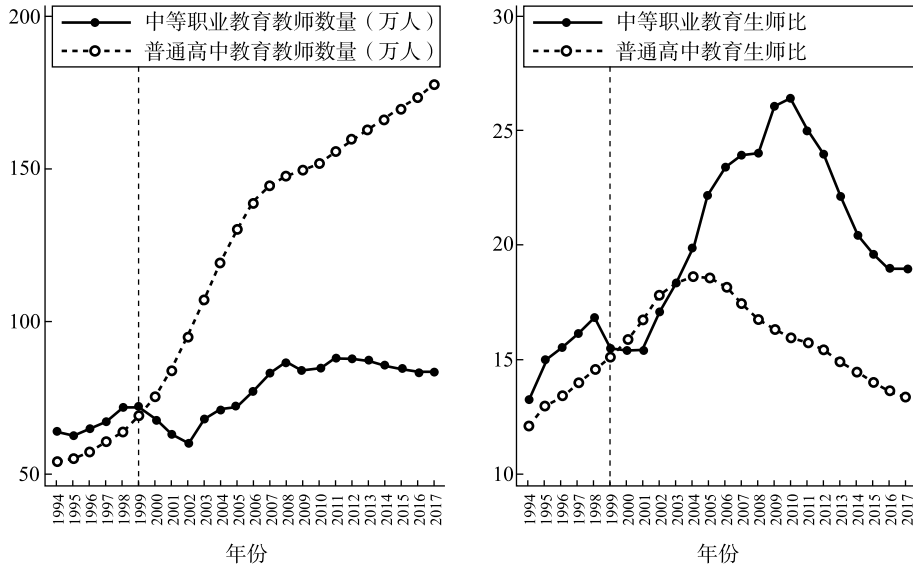


图 4 中等职业教育和普通高中教育的教师数量和生师比

注：数据来源于 1994—2017 年全国教育事业统计公报。

量下降。接下来，我们构建了一个理论模型考察高校扩招对中等职业教育生源质量的影响。

假设个体能力 α 在 $[0, 1]$ 上均匀分布，个体在初中毕业之后面临普通高中或是中等职业教育的选择。普通高中毕业生的收入为 W_1 ，中等职业教育毕业生的收入为 W_2 ，大专及以上学历毕业生的收入为 W_3 ($0 < W_1 < W_2 < W_3$)。¹¹ 普通高中毕业生有 p 的概率考上大学，中等职业教育毕业生有 φp 的概率考上大学 ($0 < p < 1, 0 < \varphi < 1$)，即随着高校扩招幅度的增加，普通高中毕业生和中等职业教育毕业生考入大学的概率增大，但考入大学需要成本，该成本与家庭经济水平 y ，个人能力 α 有关，可以表示为 $C(\alpha, y) = 1/\alpha y^u$ ($u > 0$)， $C'(\alpha) < 0, C'(y) < 0$ ，即能力越强、家庭收入越高的个体，考入大学的成本越低 (图 5)。

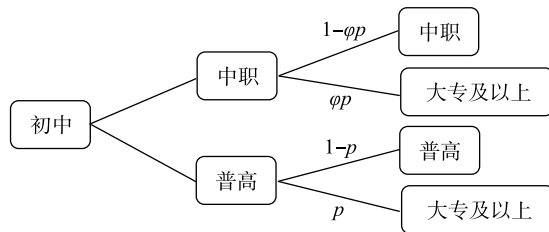


图 5 高校扩招对初中毕业生教育路径选择的影响

¹¹ 如果中等职业教育毕业生的收入小于普通高中，那么理性的初中毕业生将不会选择中等职业教育。我们这里假定中等职业教育毕业生的收入大于普通高中教育，这也与表 8 的结果吻合，即随着高校扩招的持续推进，中等职业教育毕业生的收入持续降低，相比普通高中教育毕业生的收入优势逐渐消失。

假设普通高中毕业生的效用为 $U_1 = \log W_1$ ，中等职业教育毕业生的效用为 $U_2 = \log W_2$ ，个人能力为 α 的大学毕业生的效用为 $U_3 = \log W_3 - C(\alpha, y)$ 。当个体选择中等职业教育和普通高中教育无差异时，可以确定一个能力节点 α^* ，在该能力节点，两者的效用相同：

$$(1 - \varphi p) \log W_2 + \varphi p \left(\log W_3 - \frac{1}{\alpha y^\epsilon} \right) = (1 - p) \log W_1 + p \left(\log W_3 - \frac{1}{\alpha y^\epsilon} \right). \quad (7)$$

通过计算可得：

$$\alpha^* = \frac{(p - \varphi p) y^{-\epsilon}}{\log(W_1/W_2) + \varphi p \log(W_2/W_3) + p \log(W_3/W_1)}, \quad (8)$$

即能力大于 α^* 的个体将选择普通高中，进而通过高考进入大学；能力小于 α^* 的个体将选择中等职业教育。从式 (8) 可以看出，个体初中毕业后选择中等职业教育还是普通高中的能力节点 α^* 与家庭经济水平 y 和普通高中毕业生考入大学的概率 p 有关。接下来，我们分析高校扩招幅度将如何影响能力节点 α^* ，由式 (8) 容易得到：

$$\frac{\partial \alpha^*}{\partial p} = \frac{(1 - \varphi) y^{-\epsilon} \log(W_1/W_2)}{[\log(W_1/W_2) + \varphi p \log(W_2/W_3) + p \log(W_3/W_1)]^2} < 0. \quad (9)$$

式 (9) 说明当高校扩招幅度增加时，普通高中毕业生考入大学的概率 p 将增加，能力节点 α^* 将更低，即随着高校扩招幅度的增加，普通高中教育毕业生考入大学更加容易，中等职业教育的生源质量将变得更差。

此外，我们进一步采用父亲的受教育年限作为个体能力的代理变量，考察高校扩招对中等职业教育生源质量的影响。图 6 刻画了 1981 年第 3 季度前后五年出生人群的父亲受教育年限，可以看到中等职业教育毕业生的父亲受教育程度在 1981 年第 3 季度前后有明显的下降，而普通高中毕业生的父亲受教育程度则略有上升，即扩招政策降低了中等职业教育的生源质量。图 4 的结果显示高校扩招前后中等职业教育的质量有小幅提升，培养的学生质量应该会更好，毕业生的收入应该会更高。然而，我们发现高校扩招前后中等职业教育毕业生的收入明显下降，这表明中等职业教育生源质量的下降可能是导致 1999 年之后获得中等职业教育者与获得普通高中教育者之间没有明显收入差异的原因。¹²

3. 劳动力市场的变化

假设人力资本同质化，不同教育程度的劳动者处于同一劳动力市场下，工资由生产率决定。因此，相对工资的变化只来自人力资本，也就是我们前面考虑的两方面因素。职业教育的相对收入下降，要么是生源质量下降，要么是职业教育本身的教育质量相对退步。

¹² 我们也采用母亲的受教育程度作为个体能力的代理变量，结果类似。

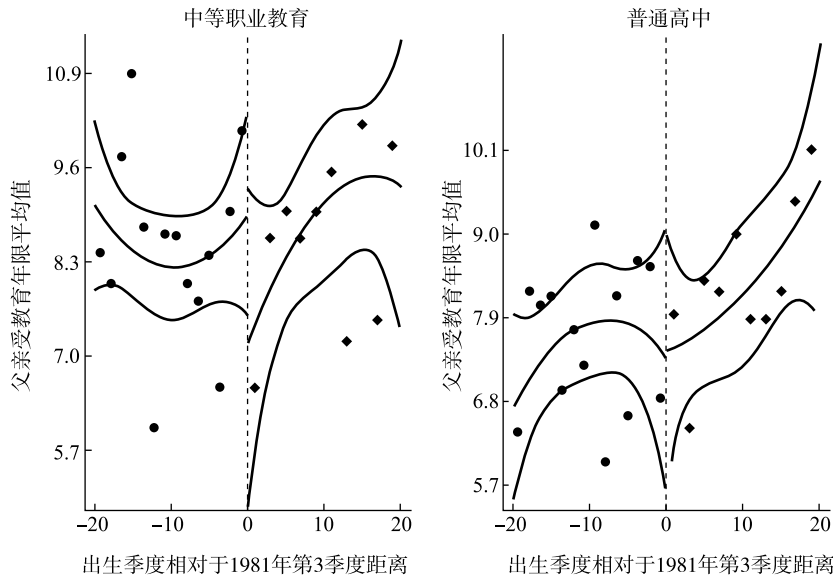


图6 高校扩招对父亲受教育年限的影响

注：数据来源于中国家庭收入调查（CHIP）2007—2013年城镇住户调查数据（1995年和2002年调查数据未收集个体的出生月份信息），以1981年第三季度为临界点，保留临界点前后五年样本。

在上述假设不完全满足的情况下，还需要考虑相对劳动供给变化对于工资的影响。如果中等职业教育毕业生人数相对于普通高中教育毕业生增加，也会导致其收入下降。图7显示高校扩招前后，中等职业教育占高中阶段教育毕业生（中等职业教育和普通高中教育）的比例有所降低。此外，我们进一步在表9的三次差分模型中加入1999—2005年各省中等职业教育毕业生相对供给的变化，三次交互项的系数依然负向显著（节省篇幅，未予列出），说明相对供给的变化并不能解释中等职业教育毕业生相对收入的下降。

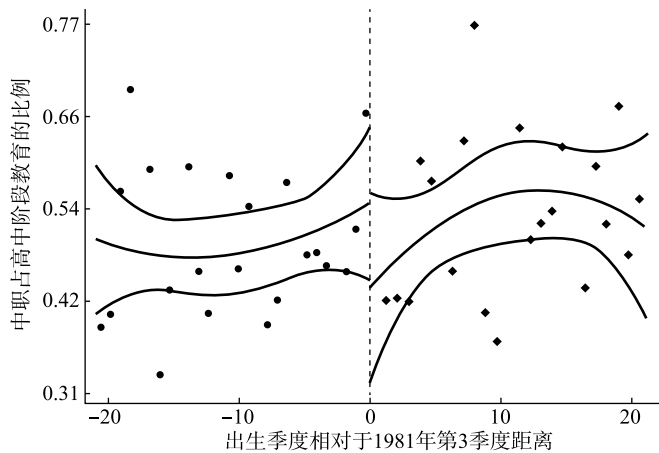


图7 中等职业教育毕业生占高中阶段教育比例的变化

另一种情况是：如果企业的需求发生变化，也可能会影响中等职业教育与普通高中的收入差异。具体而言，由于大学以及普通高中毕业生的供给增加，企业对于中等职业教育毕业生的需求减少，其相对收入也会降低。表10的三次差分模型发现扩招前获得中等职业教育者的收入在扩招前后并未发生明显变化（该群体收入的变化既包含时间趋势，又包含大学以及普通高中毕业生供给增加的影响），前文的平行趋势检验证明高校扩招前中等职业教育和普通高中毕业生收入差异的变化趋势相近，这表明高校扩招导致大学和普通高中毕业生数量增加进而挤占中等职业教育毕业生就业机会这一机制也不成立。

六、研究结论

本文基于中国家庭收入调查（CHIP）1995—2013年城镇住户调查数据，考察了中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异及其随教育世代的变化，并进一步考察了高校扩招对中等职业教育毕业生相对收入的影响。具体研究发现如下：

首先，我们考察了中等职业教育和普通高中教育毕业生的收入差异，发现中等职业教育毕业生的收入大于普通高中教育毕业生，1995—2013年两者的收入差异先增加后减小，2013年的收入差异最小，且不显著，该结论在一系列稳健性检验中均保持成立。

其次，我们考察了中等职业教育和普通高中教育毕业生收入差异随教育世代的变化，发现1999年之前获得中等职业教育者比获得普通高中教育者拥有更高的收入，而1999年之后获得中等职业教育者已没有收入优势。采用双重差分和三次差分模型考察高校扩招对中等职业教育的影响，发现高校扩招显著降低了中等职业教育毕业生的收入，且随着扩招的持续推进，中等职业教育毕业生的收入持续下降。进一步分析发现中等职业教育生源质量的下降可能是导致高校扩招之后中等职业教育和普通高中教育毕业生没有收入差异的原因。

我们认为高校扩招实施之前，考入大学较为困难，大学毕业生规模不足，对人才的供给有限，中等职业教育能够培养快速适应特定工作岗位的技能型人才，满足劳动力市场对技能劳动力的需求。对于许多初中生来说，与其进入普通高中去竞争渺茫的大学机会，不如通过中等职业教育快速获取进入劳动力市场的渠道。高校扩招以后，通过普通高中进入大学的概率大大增加，学习能力较强的初中毕业生倾向于选择普通高中，只有家庭条件较差或者能力较差的学生才会选择中等职业教育，中等职业教育的生源质量下降，导致毕业生的质量大幅降低，相应地相比普通高中教育失去了收入优势。

本文的研究显示类似高考扩招这样的教育政策具有“牵一发而动全身”

的影响。高等教育的扩张,有可能对中等职业教育造成挤压效应。鉴于职业教育在我国产业转型与升级过程中的重要作用,而目前中等职业教育的发展却面临巨大困境,政府在制定教育政策时,应该全面通盘考虑其可能造成的后果,在进一步发展高等教育的同时,应加大对中等职业教育的改革力度。首先,贯通中等职业教育和高等教育之间的上升通道,通过建立“职教高考”制度,完善“文化素质+职业技能”的考试招生办法,为学生接受高等职业教育提供多种入学方式和学习方式,让更多的中等职业教育毕业生可以继续升学深造;其次,完善职业教育和培训体系,通过产教融合、校企合作等方式,形成需求导向的人才培养模式,解决教育供给和产业需求之间的矛盾,通过高质量就业破解中等职业教育的招生困境,进而提高中等职业教育的生源质量;最后,继续增加对职业教育的经费投入,改善基本办学条件,加强师资队伍建设和完善资助政策体系,增加中等职业教育的吸引力。

参考文献

- [1] Appleton, S., L. Song, and L. Xia, “Has China Crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China During Reform and Retrenchment”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33 (4), 644-663.
- [2] Bishop, J. H., and F. Mane, “The Impacts of Career-Technical Education on High School Labor Market Success”, *Economics of Education Review*, 2004, 23 (4), 381-402.
- [3] Brunello, G., and L. Rocco, “The Labor Market Effects of Academic and Vocational Education over the Life Cycle: Evidence Based on a British Cohort”, *Journal of Human Capital*, 2017, 11 (1), 106-166.
- [4] 陈伟、乌尼日其其格,“职业教育与普通高中教育收入回报之差异”,《社会》,2016年第2期,第167—190页。
- [5] 陈钊、冯净冰,“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》,2015年第8期,第132—149页。
- [6] 邓峰、丁小浩,“中国教育收益率的长期变动趋势分析”,《统计研究》,2013年第7期,第39—47页。
- [7] Duflo, E., “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 2001, 91 (4), 795-813.
- [8] Feng, S., Y. Hu, and R. Moffitt, “Long Run Trends in Unemployment and Labor Force Participation in Urban China”, *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45 (2), 304-324.
- [9] Golsteyn, B. H., and A. Stenberg, “Earnings over the Life Course: General versus Vocational Education”, *Journal of Human Capital*, 2017, 11 (2), 167-212.
- [10] Hall, C., “The Effects of Reducing Tracking in Upper Secondary School Evidence from a Large-Scale Pilot Scheme”, *Journal of Human Resources*, 2012, 47 (1), 237-269.
- [11] Heckman, J. J., “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 1974, 42, 679-94.
- [12] 胡咏梅、陈纯瑾,“农村职业教育投资回报率的变化:1989—2009年”,《教育与经济》,2013年第1期,第22—30页。

- [13] 简必希、宁光杰，“教育异质性回报的对比研究”，《经济研究》，2013年第2期，第83—95页。
- [14] Johnson, E. N., and G. C. Chow, “Rates of Return to Schooling in China”, *Pacific Economic Review*, 1997, 2 (2), 101-113.
- [15] Li, S., J. Whalley, and C. Xing, “China’s Higher Education Expansion and Unemployment of College Graduates”, *China Economic Review*, 2014, 30 (C), 567-582.
- [16] 李实、丁赛，“中国城镇教育收益率的长期变动趋势”，《中国社会科学》，2003年第6期，第58—72页。
- [17] 刘精明，“扩招时期高等教育机会的地区差异研究”，《北京大学教育评论》，2007年第4期，第142—155页。
- [18] 栾江、陈建成、李强等，“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》，2014年第9期，第32—45页。
- [19] Lu, M., and X. Zhang, “Towards an Intelligent Country: China’s Higher Education Expansion and Rural Children’s Senior High School Participation”, *Economic Systems*, 2019, 43 (2), 100694.
- [20] 罗楚亮，“城镇居民教育收益率及其分布特征”，《经济研究》，2007年第6期，第119—130页。
- [21] Malamud, O., and C. Pop-Eleches, “General Education versus Vocational Training: Evidence from an Economy in Transition”, *The Review of Economics and Statistics*, 2010, 92 (1), 43-60.
- [22] 马光荣、纪洋、徐建炜，“大学扩招如何影响高等教育溢价？”，《管理世界》，2017年第8期，第52—63页。
- [23] Newhouse, D., and D. Suryadarma, “The Value of Vocational Education: High School Type and Labor Market Outcomes in Indonesia”, *The World Bank Economic Review*, 2011, 25 (2), 296-322.
- [24] 屈小博，“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》，2013年第5期，第53—69页。
- [25] Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 1983, 70 (1), 41-55.
- [26] Trost, R. P., and L. F. Lee, “Technical Training and Earnings: A Polychotomous Choice Model with Selectivity”, *The Review of Economics and Statistics*, 1984, 66 (1), 151-156.
- [27] 王海港、李实、刘京军，“城镇居民教育收益率的地区差异及其解释”，《经济研究》，2007年第8期，第73—81页。
- [28] 魏万青，“中等职业教育对农民工收入的影响——基于珠三角和长三角农民工的调查”，《中国农村观察》，2015年第2期，第33—43页。
- [29] 吴要武、赵泉，“高校扩招与大学毕业生就业”，《经济研究》，2010年第9期，第93—108页。
- [30] 吴愈晓，“教育分流体制与中国的教育分层（1978—2008）”，《社会学研究》，2013年第4期，第179—202页。
- [31] 邢春冰、李实，“扩招‘大跃进’、教育机会与大学毕业生就业”，《经济学》（季刊），2011年第10卷第4期，第1187—1208页。
- [32] 许玲丽、冯帅章、陈小龙，“成人高等教育的工资效应”，《经济研究》，2008年第12期，第100—110页。
- [33] Yang, D. T., “Determinants of Schooling Returns during Transition: Evidence from Chinese Cities”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33 (2), 244-264.
- [34] 杨江华，“我国高等教育入学机会的区域差异及其变迁”，《高等教育研究》，2014年第12期，第27—34页。
- [35] Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, *et al.*, “Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33 (4), 730-752.

[36] 张车伟, “人力资本回报率变化与收入差距: ‘马太效应’ 及其政策含义”, 《经济研究》, 2006 年第 12 期, 第 59—70 页。

How Does Higher Education Expansion Affect Secondary Vocational Education?

JIWEI CHEN

(*Nanjing Agricultural University, Jinan University*)

SHUAIZHANG FENG*

(*Jinan University*)

Abstract Data from the 1995—2013 China Household Income Project are used to examine the effect of China's higher education expansion on the income of secondary vocational education graduates. The wage gap between those with a secondary vocational education and those with a general high school education are found to differ for different cohorts. For those graduated before 1999, secondary vocational education enjoys a significant wage premium over general high school education, whereas the wage differences disappear for later cohorts. Higher education expansion initiated in 1999 significantly reduces the income of secondary vocational education graduates, with the effects become stronger as the higher education expansion continues. Evidences are provided to prove that the deteriorating quality of incoming students may be responsible for the income decline of secondary vocational education graduates.

Keywords higher education expansion, secondary vocational education, wage differences

JEL Classification I21, I26, J31

* Corresponding Author: Shuaizhang Feng, College of Economics, Jinan University, No. 601 West Huan-gpu Road, Guangzhou, Guangdong 510632, China; Tel: 86-20-85221755; E-mail: shuaizhang.feng@fox-mail.com.