

中国成人高等教育的劳动力市场回报

——基于面板数据和事件研究方法的证据

邢春冰 徐懿凡 李溢*

摘要: 本文利用面板数据中劳动者教育水平的变动来识别成人高等教育,考察了成人高等教育对个体劳动力市场表现的影响。由于个体获得成人学历的时间存在差异,且成人高等教育回报可能具有异质性,本文同时使用双向固定效应模型和更稳健的渐进双重差分模型进行估计。结果表明,我国成人高等教育学历的工资回报率约为15%—19%,而且在样本期间呈总体上升趋势。成人高等教育学历还能提升就业概率,并有助于样本拥有相对较好的工作。

关键词: 成人高等教育;教育回报率;事件研究

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.05.06

一、引言

伴随着快速的技术进步和产业升级,劳动者终身学习的重要性日益凸显,成人教育为劳动者终身学习提供了重要途径。在高等教育方面,20世纪90年代末以来持续的大学扩招使我国大学毕业生数量快速上升。2001年,我国就业人员中大专及以上学历的劳动者占比仅为5.6%;到2020年该比例上升至22.2%。^① 大幅增加的大学毕业生中,有很多人通过成人教育获得高等教育学历。2003—2020年我国成人高等教育毕业生共3547万,占同一时期所有高等教育毕业生总数的22%。^② 那么,成人高等教育将如何影响劳动力的工资水平和就业质量?这是本文试图回答的问题。

大规模的成人高等教育主要反映了如下事实:一方面,我国劳动力市场中的教育回报率较高,学历在求职、晋升环节中的信号或“敲门砖”作用也导致大学学历的需求较高(余小波,2008)。但受软硬件条件制约,我国普通高等教育的规模是逐渐增加的,这导致很多年纪较大的劳动力只能通过其他方式获得高等教育学历。另一方面,随着高中阶段教育毕业生数量增加,大量中职毕业生和高考落榜的普通高中毕业生希望获得高等教育学历,很多大专(高职)学生也计划毕业工作后继续接受教育(如专升本),这些都构成了对成人

* 邢春冰、徐懿凡,中国人民大学农业与农村发展学院;李溢,北京师范大学经济与工商管理学院。通信作者及地址:徐懿凡,北京市海淀区中关村大街59号,100872;电话:18949289582;E-mail: xuyifan1998@ruc.edu.cn。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见和国家社科基金重大项目(22&ZD056)的资助。

① 数据来源为2002年、2021年《中国劳动统计年鉴》。

② 数据来源为2003—2020年《中国教育统计年鉴》。高等教育毕业生包括普通本专科毕业生、成人本专科毕业生以及网络本专科毕业生。

高等教育的潜在需求。面对需求,我国的成人高等教育体系也在不断发展。除了专门的成人大学(电视大学)外,很多普通高等教育机构也提供成人高等教育服务。当前,我国的成人高等教育主要由普通高等教育机构的继续教育学院承担(严善平和薛进军,2019;俞启定,2014)。

很多因素会影响成人高等教育的质量,进而影响教育回报率。成人高等教育多采取自学、函授、网络教学等方式,这些降低学生机会成本的培养方式导致师生投入减少,教学效果也不如正规的课堂教学(Bettinger et al., 2017; Figlio et al., 2013)。成人教育入学门槛低,很多学生学业基础较差,这可能进一步导致教学效果变差(Armona et al., 2018)。此外在劳动力市场需求方面,成人教育学历也可能面临雇主歧视(Deming et al., 2016)。

尽管存在机会成本高、教学质量及效果差、认可度低等问题,成人教育仍可能在提升人力资本以及改善个体劳动力市场表现等方面发挥重要作用。工作经验很可能与个体的学习内容存在较强的互补性,从而提升其人力资本积累和使用的效率(Yu, 2021)。在科技快速发展、劳动力市场不断变化的背景下(Acemoglu et al., 2022),成人教育更有可能成为劳动者(尤其是下岗失业人员)更新自身人力资本的重要手段(Jacobson et al., 2005)。一些对英、美等发达国家的研究表明成人教育可以显著提高工人的工资(Leigh and Gill, 1997; Blanden et al., 2012; Hällsten, 2012; Bratsberg et al., 2020; Böckerman et al., 2019; Stenberg and Westerlund, 2016)。在中国的劳动力市场中,信息不充分和部门分割现象较为严重,学历在求职、晋升过程中发挥着重要作用,成人教育的重要性可能进一步上升。

因此,从实证上估计成人高等教育的劳动力市场回报对评估我国成人教育的政策效果十分重要。但这一估计面临诸多挑战。首先,不可观测的遗漏变量使得接受成人教育的劳动力即使不接受成人教育也有别于其他劳动力。本文基于个人面板数据,控制时间和个体双向固定效应(TWFE),消除了不随时间改变的不可观测能力的影响。结果表明,消除个人能力偏差后成人高等教育回报率约为15%。进一步考虑到接受成人高等教育的个体异质性很强,他们获得成人高等教育的时间也不相同,这导致传统双向固定效应模型的估计结果可能出现偏差(Roth et al., 2023; Miller, 2023)。本文同时使用 Callaway and Sant'Anna(2021)提出的方法(简称CS方法)估计了成人高等教育回报率,该方法能够在样本接受处置(获得成人高等教育学历)时间不同且回报率具有异质性时,提供更稳健的估计量并给出更丰富的结果。CS方法结果表明,成人高等教育平均使劳动者收入提高了19%;回报率还存在明显的人群异质性,并且有随时间上升的趋势。我们还发现,成人高等教育对个体进入公有部门和拥有相对较好的工作发挥了显著作用。

其次,本文利用样本教育水平的变化来判断其是否接受成人教育,这种识别方式可能带来测量误差问题。我们借助面板数据优势,结合教育水平不可逆转的特征,识别出一部分测量误差。对于可识别的测量误差,做了删除样本、统一赋大学学历以及统一赋高中学历三种不同的处理,对结果影响很小。我们还估算出样本总误差率,据此对测量误差影响本文估计结果的程度进行了模拟。模拟分析表明,测量误差使成人高等教育回报率被低

估的程度不大(约3—4个百分点),不影响本文的主要结论。

最后,成人教育的特点(如边工作边学习)也可能导致双重差分模型所依赖的平行趋势假设和无预期假设不成立。我们利用事件发生前处置效应的动态变化表明,处置效应并不存在明显的事前趋势。使用不同调查时间段的数据和其他对平行趋势假设的要求强度不同的渐进双重差分方法得到的结果也是稳健的。

本文的贡献体现在如下几个方面。第一,我们首次利用面板数据采取更精细的识别策略考察了中国成人高等教育的回报率。已有研究中,许玲丽等(2008)和杨中超(2017)分别利用国家统计局城镇住户调查数据和中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)数据发现,成人本科毕业生的收入比高中毕业生高约30%—40%,成人专科收入高约20%—30%。严善平和薛进军(2019)和Li et al. (2023)也得到了类似的结果。这些研究使用(混合)横截面数据,无法观察成人高等教育学历给个体带来的变化;本文则是利用面板数据中个体信息的改变识别成人学历与劳动力市场表现之间的因果关系。第二,我们采用不同的渐进双重差分模型得到了较为稳健的成人高等教育回报率估计。借助事件研究方法,我们考察了成人高等教育的动态影响;我们还利用更稳健的估计方法,细致地考察了成人高等教育对于不同组别及其在不同时期影响的异质性。这也是利用横截面数据无法做到的。第三,已有研究仅关注成人学历对收入的影响,本文还考察了其对于就业和部门选择的影响,揭示了学历在分割的劳动力市场中的作用。

二、数据与模型设定

(一) 中国健康与营养调查

本文使用中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS)数据考察成人高等教育对个体劳动力市场表现的影响。该调查关注中国家庭的健康和营养状况,同时也收集了家庭成员的教育水平和工作收入信息。CHNS数据涵盖了我国15个省份的7000多户家庭中的家庭成员,通过多阶段分层随机抽样保证了全国代表性。截至2015年,CHNS数据进行了十轮调查(分别为1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年、2011年和2015年),跨时26年。通过观察成年个体可以看出,一些样本的教育水平在不同调查年份之间发生了变化,其中大部分是从高中(包括中等职业学校)变为大学专科或本科,我们将原因归结为成人高等教育。需要注意的是,CHNS数据相邻调查的间隔年份并不相同,本文在主体研究中忽略了年份间隔的不一致。^①

图1报告了CHNS数据中样本教育水平的变化情况。我们保留20—55岁已经不在校读书的高中阶段学历以上的样本,图1给出的是各年份样本中大学学历的占比。^②图中的实线表明,从1989年到2015年样本中大学学历的比例不断上升。由于本文使用的是非平衡面板数据,实线所表现出的教育水平上升可能是由样本变化而非成人高等教育带来的。比如,CHNS调查在2011年增加了北京、上海和重庆三个直辖市,这导致2011年大

① 第四部分稳健性分析中对成人教育的测量问题做了进一步考察。

② 使用不同的年龄范围(如23—60岁)所得的结果没有太大变化。

学毕业生的数量大幅上升。为了减轻上述问题,我们仅保留参与过三次及以上调查的样本,重新得到教育水平累积变化情况(见图1中虚线),这明显降低了教育水平在2011年的上升幅度。但即便如此,样本中大学毕业生的比例仍然显著增加了20%以上,说明成人高等教育影响很大。^①

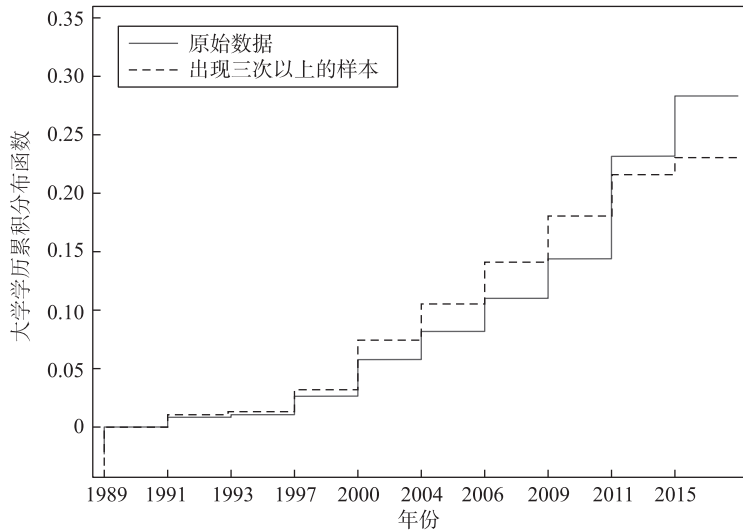


图1 CHNS数据中成人高等教育的完成情况

注:对于每个年份的调查数据,选取20岁及以上已经离开学校的样本。为了考察成人高等教育,我们只保留了高中(含职业学校)及以上学历的样本。

除了年龄、性别、教育水平等个人信息,CHNS数据还调查了工作样本的月工资水平、职业类型、工作性质、单位所有制以及企业规模等信息。我们利用各省的消费者价格指数(CPI)将工资调整到2015年的价格水平。职业类型方面,我们将专业技术人员和管理人员归为一类,其余(主要包括办事人员、农业工人、技术工人、普通工人、司机、服务人员等)作为一类,前者代表相对较好的职业。此外,将单位员工数量大于100人的企业定义为大企业;将工作单位为政府部门、国有企事业单位以及集体企业的样本作为公有部门样本。我们利用上述信息来反映样本的劳动力市场状况。^②

(二) 模型设定

在讨论具体回归模型前,我们引入潜在结果框架以便表示成人教育的处置影响。用 D_{it} 表示处置状态, $D_{it}=1$ 为接受成人高等教育, $D_{it}=0$ 代表只拥有高中学历。 G_i 表示样本最初获得成人高等教育的时间,即 $G_i = \min\{t: D_{it} = 1\}$,对于所有 $t > G_i$,都有 $D_{it} = 1$;对于一直没有获得成人高等教育的样本, $G_i = \infty$ 。 $Y_{it}(g)$ 表示在时点 $G_i = g$ 开始获得成人高等教育学历的个体 i 在时期 t 的潜在结果; Y_{it} 则用来表示实际观测结果。给定平

^① 我们也尝试仅保留参与过更多次(如4次、5次、6次或7次)调查的样本。所得结果与图1中的虚线接近。剔除仅出现两次及以下的样本对实证结果的影响很小,因此不再报告。

^② 样本描述统计见附录表A1。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

行趋势假设和无预期假设,我们利用如下方法估计成人高等教育的处置效应。

1. 双向固定效应模型(TWFE)

如果平行趋势假设和无预期假设成立,并且成人教育回报在不同个体和不同时间无差异,利用式(1)的双向固定效应模型,可以较好地估计成人高等学历对个体劳动市场表现的影响:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_0 D_{it} + \gamma X_{it} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, Y_{it} 代表个体 i 的实际劳动力市场结果,包括个体月工资的自然对数^①、职业类型、工作所在部门等。 θ_i 和 λ_t 分别代表个体和时间固定效应。 X_{it} 为其他控制变量,包括样本年龄、省份层面时间趋势等。 ϵ_{it} 为随机扰动项。

我们进一步引入事前和事后虚拟变量,考察成人高等教育对收入的动态效应。相比静态模型式(1),动态模型允许成人教育的劳动力市场回报在获取学历前后的不同时间上存在异质性。而对比各期相比处置前一期的表现,也有助于判断平行趋势是否成立。具体的动态双向固定效应模型(事件研究回归方程)设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{l=K, l \neq -1}^L \beta_l \mathbf{1}\{l=t-G_i\} + \gamma X_{it} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{it}. \quad (2)$$

式(2)中, $\mathbf{1}\{l=t-G_i\}$ 是反映样本距离初次处置时间为 l 时期的虚拟变量。按照惯例,我们将样本接受处置前1期作为参照时期(即 $l=-1$),后文的分析中令 $K=-4$, $L=3$ 。Sun and Abraham(2021)指出,如果处置效应随着不同处置组别而发生变化,式(2)仍然无法得到一致的动态效应估计。

2. Callaway and Sant'Anna(2021)(CS)方法

当个体接受处置的时间不一致时,双向固定效应模型会将早接受处置的样本当作后接受处置样本的控制组,因此带来负权重问题,导致对平均处理效应的计算出现偏差(De Chaisemartin and D'Haultfœuille, 2020; Roth et al., 2023)。考虑到成人高等教育的回报可能与教育水平改变的时点有关,也可能会随获取成人学历的时长而不同,我们也采用了 Callaway and Sant'Anna(2021)的渐进双重差分方法。

该方法以估计 g 时点获得成人学历的个体在 t 时期的平均处置效应 $ATT(g, t)$ ($= \mathbb{E}[Y_{it}(g) - Y_{it}(\infty) | G_i = g]$) 作为基础,进而得到其他处置效应,包括:获得成人高等教育学历前后不同时间(如处置发生后第 $l=t-g$ 期)的处置效应 ATT_l 、不同处置组(g)的平均处置效应 ATT_g 、不同时期(t)的平均处置效应 ATT_t 以及处置组平均处置效应 ATT 。考察前三项处置效应对于认识成人高等教育对劳动者工资收入的动态影响、成人高等教育回报率组间差异及回报率如何随时间变化都有重要意义。这些处置效应是通过 $ATT(g, t)$ 进行不同的加权平均所得到的。与双向固定效应模型中可能存在负权重不同,CS方法的权重都是正值,而且更加直观和透明。^② 当平行趋势和无预期假设成立时,式(3)可以得到 $ATT(g, t)$ 的估计值:

$$\widehat{ATT}(g, t) = \frac{1}{N_g} \sum_{i: G_i = g} [Y_{it} - Y_{ig-1}] - \frac{1}{N_{\mathcal{G}_{comp}}} \sum_{i: G_i \in \mathcal{G}_{comp}} [Y_{it} - Y_{ig-1}], \quad (3)$$

① 我们也考察了小时工资情况,结果差别不大。

② 具体的加权方式见 Callaway and Sant'Anna(2021)。

其中 $G_i = g$ 代表在时点 g 获得成人学历的处置组, $G_i \in \mathcal{G}_{comp}$ 代表在时点 t 还未获得成人学历的控制组(即 $t < g'$, $g' \in \mathcal{G}_{comp}$)。 N_g 和 $N_{\mathcal{G}_{comp}}$ 是处置组和控制组的样本量。除了使用在调查中始终没有获得高等教育学历的样本($g' = \infty$)当控制组,我们在稳健性分析部分还讨论了同时使用比处置组更晚获得成人学历($g' < \infty$)的样本作为控制组的影响。

式(3)也表明,CS方法利用处置组样本学历状态改变前一期($g-1$)的结果变量来代表其学历状态未改变的潜在结果,这与Borusyak et al.(2021)提出的双重差分估计方法不同。后者使用处置前所有时期结果变量的均值代表处置状态未改变的潜在结果,这也意味着后者对平行趋势假设的要求更严格。^①在稳健性分析部分,我们也使用了Borusyak et al.(2021)以及De Chaisemartin and D'Haultfœuille(2020)的方法进行了估计。这两种方法都考虑了样本接受处置时间不同以及处置效应的异质性,只是不同方法对平行趋势假定的要求以及控制组的选取方法有所不同(见Roth et al., 2023)。

三、来自中国健康与营养调查(CHNS)数据的证据

(一) 双向固定效应模型结果

在接下来的回归分析中,我们将样本控制在20—55岁,仅保留已经离开学校且教育水平为高中及以上的样本,同时生成一个表示样本为大学学历的虚拟变量;因变量为主要工作月工资的对数。我们利用个体教育水平跨时变化来识别接受成人高等教育对工资水平的影响。表1报告了使用静态双向固定效应模型的估计结果。

表1 利用双向固定效应模型估计成人高等教育回报率

因变量:对数月工资	(1)	(2)	(3)
大学学历	0.166*** (0.0258)	0.137*** (0.0249)	0.140*** (0.0248)
年龄	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
省级时间趋势	否	是	是
省级年龄趋势	否	否	是
观测值	9 040	9 040	9 040
R^2	0.874	0.880	0.881

注:“年龄”因素代表控制每个年龄的虚拟变量及其与性别虚拟变量的交互项。时间和年龄趋势均使用连续变量及其平方项和立方项。*、**、***表示在10%、5%和1%水平上显著,括号中为聚类在个体层面的标准误。下表同。

在第(1)列中,我们只控制了样本的年龄和调查年份的时间效应,还允许年龄效应因性别而异。结果表明,样本获取成人高等教育学历使其收入提高了18%($=\exp(0.166)-1$)。

^① 在CS方法中,平行趋势假设可以放松至处置组在处置后各期满足平行趋势假设。即,对于所有 $t, t' \geq g_{min} - 1$ (g_{min} 是所有样本最早获得成人学历的时间), $\mathbb{E}[Y_{it}(\infty) - Y_{it'}(\infty) | G_i = g] = \mathbb{E}[Y_{it}(\infty) - Y_{it'}(\infty) | G_i = g']$ 。

第(2)列进一步控制了调查年份及其平方项和立方项与省份虚拟变量的交互项,这使我们可以控制不同省份收入增长的不同趋势。结果表明,成人高等教育的回报率约为15%。第(3)列允许年龄效应因省份而异(控制年龄、年龄平方项和立方项与省份虚拟变量的交互项),结果变化不大。^①

表1的结果表明,成人(含本、专科)高等教育为接受教育的劳动者带来了显著的工资回报,但与普通高等教育相比,其回报率要低很多。罗楚亮(2018)利用1988—2009年城镇住户调查数据考察我国城镇教育收益率变化特征,发现大学及以上学历相对于高中的教育回报率一直呈上升趋势,2009年为55%。Li et al. (2012)利用双胞胎数据消除能力偏差后的估计显示,大学专科和本科教育相对于高中的回报率分别约20%和40%。这些结果都高于本文估计得到的成人高等教育回报率。许玲丽等(2008)和杨中超(2017)直接对比成人教育和普通高等教育的经济回报,得出了一致的结论。^②

(二) 事件研究方法

1. 动态双向固定效应模型

接下来我们考察动态双向固定效应模型的估计结果(如图2所示)。以样本获得成人高等教育学历之前一期为参照组,可以看出获取成人高等教育学历显著提高了劳动者的工资水平。随着时间的推移,成人高等教育的工资效应似乎呈上升趋势。

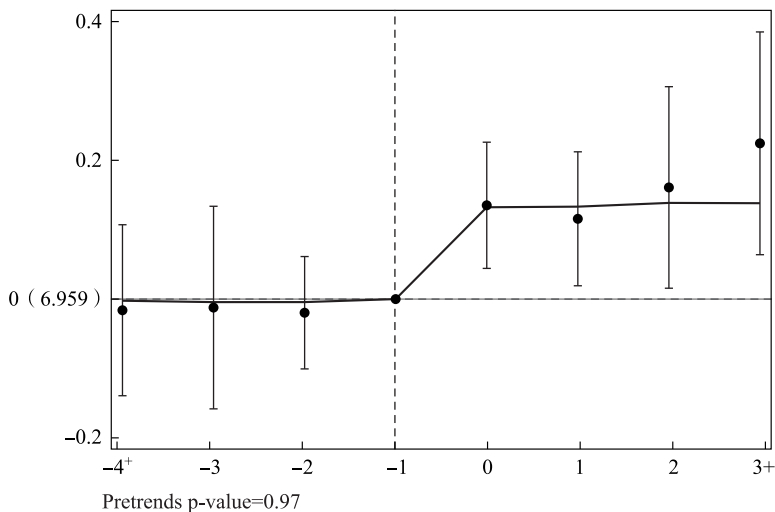


图2 成人高等教育对工资水平影响的动态效应

注:图中报告的是动态双向固定效应模型中各处置时期虚拟变量的系数及其95%置信区间。假定个体获得大学学历后学历状态不再转变。回归中还控制了年龄因素、省级层面时间趋势和省级层面年龄趋势。参考Freyaldenhoven et al. (2021),纵坐标0旁括号中显示处置前一期样本本月工资对数平均值,图中水平折线反映事件的累积效应。

纳入事前虚拟变量也有助于判断双重差分模型平行趋势假设是否成立。图2表明,学历状态改变的个体在处置前各期与未获得成人学历的个体之间收入水平没有显著差异。

① 允许时间和年龄效应进一步在地级市层面存在差异的结果变化不大。

② 表1的结果高出Hällsten(2012)和Blanden et al. (2012)利用固定效应模型对瑞典和英国终身学习回报率的估计结果约3%—5%,原因可能在于我国劳动力市场中存在部门分割现象,成人学历作为“敲门砖”更有可能使得员工进入相对较好的部门或企业工作,第五部分机制分析将提供更多证据。

事前效应统计检验的 p 值为 0.97, 不能拒绝没有事前趋势的假设。这说明成人高等教育学历的工资效应不是人群间不同工资变化趋势导致的。

2. Callaway and Sant'Anna(2021)方法

下面我们利用 Callaway and Sant'Anna(2021)提出的渐进双重差分估计方法(CS 方法)考察成人高等教育的影响。与动态双向固定效应事件研究方法相比,CS 方法的估计结果在处置效应具有组间异质性时更稳健。图 3(a)展示了处置组获得成人学历前后处置效应的动态变化(即 ATT_t)。总的来看,获得成人学历之后劳动者的收入显著提高了。虽然成人高等教育的收入效应看上去随时间而增加,但后面时期的估计较不准确。同样地,对事前处置效应的估计也可以看作安慰剂检验。图中结果表明,在获得成人学历之前,处置组和控制组之间的收入不存在显著差别。

上述方法使我们对于本文的实证结果更有信心:本文的实证结果是通过比较处置组和控制组在事件发生前后的结果差异而得到的。能否通过上述比较得到成人学历的平均处置效应,又取决于平行趋势和无预期假设是否成立。有很多因素会导致上述假设不成立,如:(1)接受成人高等教育的个体可能在事前经历收入的上升或下降,从而产生教育需求;(2)成人学历是在经过一段时间之后获得的,而我们观察的只是已获得学历的时间,样本在接受成人教育的过程中收入就可能已经受到影响。本文的动态模型估计结果表明,事前不同组别之间的收入没有显著差别,显著改变出现在事件发生之后。由此,我们可以在较大程度上消除对平行趋势和无预期假设不成立的顾虑。

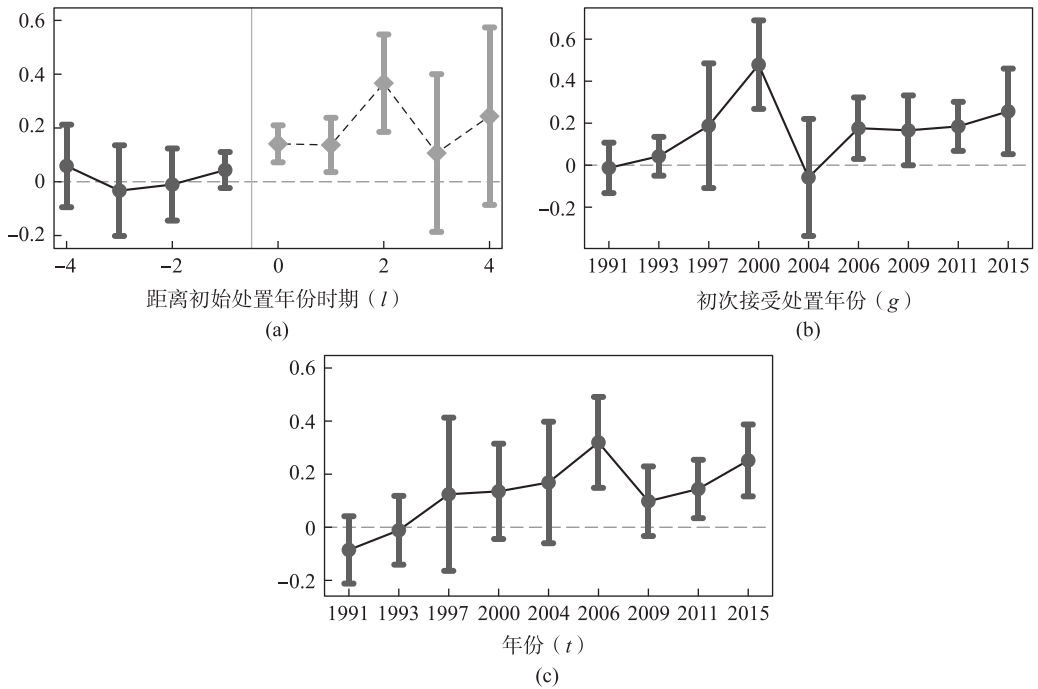


图 3 成人高等教育学历的工资动态效应及其组群(g)和时间(t)异质性

注:图 3(a)部分报告的是使用 CS 方法估计的所有处置组获得成人学历前后处置效应的动态变化。图 3(b)报告不同处置组的处置效应,图 3(c)报告不同时期的处置效应。

CS方法得到处置效应的方式还允许处置效应随人群和时间而异。我们计算了不同处置组的加总结果(图3(b)),考察成人高等教育的收入效应在不同时点获得学历的个体间的异质性(即 ATT_g)。从图3(b)可以看出,成人高等教育的工资效应主要体现在2000年以后获得学历的人群中。其中,2000年时开始拥有高等学历的个体教育回报率最高,这可能显示了20世纪90年代高等教育的稀缺以及成人教育质量的提高。在2004年获得成人高等教育学历的组别教育回报率不显著,这可能是受到1999年普通高等教育扩招的影响。除2004年组别外,2006年以后获得学历的组别均有显著为正的成人高等教育回报率。图3(c)部分则是考察不同时期的处置效应,我们将所有已经接受处置的群体在某一时期的处置效应作加权平均,得到成人高等教育在该时期的平均效应(即 ATT_t)。尽管在2009年出现下降,并在2009年前的大部分年份不显著,成人学历的工资效应总体呈上升趋势。成人高等教育回报率的总体上升趋势反映出我国劳动力市场对高技能劳动力需求的上升,这是经济发展过程中劳动力市场需求和供给结构改变的结果,同时也为接受成人高等教育的人数不断上升提供了解释。

下文表2 Panel B部分的第(1)列给出了成人高等教育获得者的总体平均处置效应(ATT)的数值结果。结果表明,成人学历对个人收入产生了积极影响,其对工资的总体提升作用约19%($\exp(0.176)-1$)。就ATT的估计而言,本文中双向固定效应模型的结果并没有显著偏差。

四、稳健性分析

第三部分的结果表明,成人高等教育的回报率远低于普通高等教育。为了考察测量误差带来的影响,本部分对数据以及成人高等教育识别问题做了进一步分析,包括教育水平的报告误差、面板数据时间间隔不等、成人教育影响处置前收入等。同时,我们也使用了更多的估计方法来探讨实证结果的稳健性。^①

(一) 成人高等教育的测量误差问题

调查样本教育水平的错报会给识别成人高等教育带来测量误差,进而造成估计结果有偏。本文使用的估计方法对于某些测量误差问题是稳健的。由于CS方法不使用一直接受处置的样本作为控制组,持续地将高中学历错报为大学的样本将不进入CS方法的估计过程,这并不影响教育回报率估计的无偏性,只会降低估计的效率。而始终为大学学历的样本一直错误地报告高中学历,将导致这部分样本被当作控制组,其对估计结果的影响取决于大学样本和高中样本收入变化趋势的差异。如果大学毕业生收入增长快于高中毕业生,则错将大学样本当作控制组将低估成人教育的处置效应。但给定调查间隔均在两年以上,在多期数据中样本一直错误地汇报(尤其是低报)教育水平的概率很低。

如果样本只在某一年份错误报告其教育水平,其对估计结果的影响取决于错误的类

^① 在500次随机生成成人高等教育处置状态的安慰剂检验中,成人高等教育学历对收入的影响集中在零附近,且远远小于表2中成人高等教育的收入效应,说明本文估计结果不是偶然现象。见附录图A1。

型(将高中汇报为大学还是将大学汇报为高中)和错误发生的年份等多重因素。利用面板数据优势,我们可以识别出上一期是大学、下一期是高中这类错报情况。由于无法得知真实情况,我们在回归分析中做了统一赋大学学历(表2第(2)列)、统一赋高中学历(第(3)列)和删除样本(第(4)列)三种处理。处理这些误差后,估计系数仍保持稳健。

对于无法识别因而无法较好处理的测量误差,我们定量地考察了整体低估程度。为此,我们先估计了本文数据的整体误差率,并针对其可能的影响进行了相应的模拟分析。我们利用只出现两期的样本,根据教育水平分布计算出样本在每一期错误报告其教育水平的概率约为2%。^①因此,我们在总体数据中随机选择2%的观测改变其学历水平,再利用CS方法估计教育回报率,重复进行500次得到的成人学历系数均值为0.136,比利用原始样本的估计结果(0.171)低0.035。^②我们据此推断,在不存在测量误差的情况下,使用CS方法估计的成人高等教育回报率约为23%。这一修正后的结果仍然显著低于已有研究中基于横截面数据计算出的成人高等教育回报率。^③

表2 成人高等教育工资效应对测量误差和估计方法的稳健性分析

	原始 数据	按大学 处理	按高中 处理	删除 样本	2004/2006/ 2009/2011	1989/93/97 /00/04/09
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A. TWFE						
大学学历	0.140*** (0.0248)	0.164*** (0.0281)	0.154*** (0.0290)	0.158*** (0.0297)	0.163*** (0.0352)	0.0744** (0.0373)
Panel B. Callaway and Sant'Anna (2021) 仅使用没有成人学历样本作控制组						
大学学历	0.176*** (0.0364)	0.176*** (0.0364)	0.168*** (0.0364)	0.167*** (0.0373)	0.145*** (0.0412)	0.132** (0.0612)
Panel C. Callaway and Sant'Anna (2021) 同时使用晚获得成人学历的样本作控制组						
大学学历	0.171*** (0.0364)	0.171*** (0.0364)	0.163*** (0.0369)	0.163*** (0.0373)	0.144*** (0.0412)	0.117* (0.0606)
Panel D. Borusyak et al. (2021)						
大学学历	0.0967** (0.0460)	0.0967** (0.0460)	0.0964** (0.0481)	0.102** (0.0472)	0.113 (0.0724)	0.0608 (0.0497)

① 我们注意到上一期是大学、下一期是高中(大学-高中)的样本肯定属于“教育水平下降”错误报告,其实际情况包括“高中-高中”“大学-大学”“高中-大学”三种。数据中教育水平下降的错报样本共37个,占所有只出现两期的样本(2 098个)的1.76%。假定所有样本在不同时期错误报告教育水平的概率相同且相互独立,可以结合具体数据分布得: $0.62 \times x(1-x) + 0.28 \times (1-x)x + 0.09 \times x^2 = 37/2\ 098$ 。其中,0.62、0.28和0.09分别是数据中高中生、大学生以及接受了成人高等教育者的比重。等式左边三项分别为高中样本在第一期错误报告、大学样本在第二期错误报告以及成人教育样本两期都错误报告的概率。根据上式可以计算出样本错误报告教育水平的概率 $x=1.995\%$ 。附录表A3和图A3还展示了不同测量误差率设定下的成人教育回报估计。

② 随机生成误差的模拟分析中使用了较晚获得学历的样本作为控制组,因此我们选择与表2 Panel C的结果进行对比。具体见下一节的分析。

③ 现有文献大多并未考虑教育水平测量误差的影响,这是本文利用面板数据的优势之一。

(续表)

	原始 数据	按大学 处理	按高中 处理	删除 样本	2004/2006/ 2009/2011	1989/93/97 /00/04/09
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel E. De Chaisemartin and D'Haultfœuille (2020)						
大学学历	0.139*** (0.0376)	0.141*** (0.0356)	0.157*** (0.0467)	0.141*** (0.0420)	0.170*** (0.0524)	0.0874 (0.0794)

注:第(2)一(4)列对应测量误差(上一期为大学、下一期为高中)的不同处理方式。Panel A 和 Panel E 部分控制了省级层面的时间趋势和年龄效应。

(二) 人力资本投资效应与预期效应

成人高等教育的方式包括函授、自学考试、集中授课等,很多劳动者在完成学业的同时也会工作。尚未获得成人高等教育学历的样本,其人力资本水平已经有所提升,但接受成人高等教育的过程会如何影响劳动者的收入并没有定论。一方面,劳动者可以把所学的知识、技能应用到工作当中,提高工作效率。但另一方面,学业导致他们用于市场性工作的时间和精力有限,这又会降低其观测收入。此外,如果劳动者出于升职、换工作或下岗的预期而提高学历水平,他们在获得成人学历前的收入可能存在上升或下降趋势。

我们通过如下几种方式考察上述问题可能带来的影响。首先,我们比较了是否使用较晚获得成人高等教育学历样本作为控制组对结果的影响。考虑到始终未获得成人高等学历的样本($G_i = \infty$)和有意获得成人学历的样本之间可能具有较大的无法观测特征差异,其工资水平也许未能充分反映获得学历样本的反事实工资趋势,我们也将那些尚未(但稍晚)获得成人高等教育学历的样本纳入控制组。如果获得成人高等教育的样本的工资水平存在某些事前变化趋势,这一操作能较好地控制这些趋势。表2的估计结果表明,增加使用晚接受处置的样本作为控制组的结果(Panel C)与不使用其作为控制组的结果(Panel B)差别不大。不过,不同列的估计结果中,Panel C的结果都略小于Panel B。

其次,CS方法使用样本接受处置前一期($g-1$)的工资水平作为比较基准,这使其结果相对易受到预期效应以及人力资本投资效应的影响。为此,我们使用了Borushak et al. (2021)的估计方法进一步考察结果的稳健性,能够在一定程度上解决预期效应和人力资本效应带来的问题——因为更长年份之前的收入受到后期成人高等教育的影响更小。结果表明,成人高等教育对于工资仍然有显著影响,但估计回报率有所下降,与这一方法对平行趋势假设要求更强有关。

最后,De Chaisemartin and D'Haultfœuille(2020)计算平均处理效应的方法总体上与CS方法比较类似,因此估计结果也与CS方法相近。

由于受到调查数据本身的限制,本文分析中调查年份间隔并不相等。考虑到成人高等教育对个体工资可能存在事前影响以及对工资影响的动态效应,不同的数据间隔可能对结果产生影响。为了在最大程度上避免数据间隔不一致的问题,我们对样本做不同分组进行了分析。表2的第(5)列使用2004年、2006年、2009年、2011年的样本组,前后两个组的间隔年份基本上都是在2年(2006—2009年除外)。第(6)列则是选择1989年、

1993年、1997年、2000年、2004年和2009年的数据进行分析,这些年份的间隔基本上都是在4年(1997—2000年是3年;2004—2009年是5年)。使用上述不同年份数据仍能得到成人学历对工资显著的积极作用。

表2的稳健性分析还有助于排除其他因素的影响。在本文数据涵盖的整个时间段内(1989—2015年),中国的劳动力市场还受到1999年开始的普通高等教育扩招以及2001年加入世界贸易组织(WTO)等政策的影响。表2的第(5)列利用2004年及以后年份的数据,避开了上述政策冲击的影响。而其他列中使用更长时间段的数据并没有获得显著高于第(5)列的估计结果,说明加入WTO以及普通高等教育入学机会增加没有对总体估计结果产生显著影响。

五、机制分析

教育除了提升收入水平外,还会在劳动者的就业选择和职业发展中发挥重要作用。而就业选择和职业发展也是劳动者工资提升的重要机制。^①尤其在发展中国家,部门分割较为严重,学历在劳动力部门选择中的作用更为突出。表3考察了大学教育对是否就业的影响,以及对有工作的人群是否是专业技术和管理人员、是否在员工为100人以上的大企业工作^②、是否在公共部门工作的影响。我们以上述虚拟变量(是=1,否=0)为因变量,分别利用双向固定效应模型和CS方法估计了成人高等教育的影响。

表3 Panel A是TWFE方法的结果。结果显示,高等教育在上述各方面都发挥了正向影响。以工作岗位和单位所有制类型为例,成人高等学历获得者比高中毕业生任专业技术和管理岗位的概率高出5.3个百分点,在公共部门工作的概率高出8.6个百分点。由于户籍对劳动者的劳动力市场结果有重要影响,我们也考察了成人高等教育学历对户籍转换的影响。与普通高等教育学历不同,成人高等教育对于劳动者获得非农户口没有显著影响。^③

表3 成人高等教育影响机制分析

	是否有工作 (1)	专业技术/管理人员 (2)	大企业工作 (3)	公有部门工作 (4)	非农户口 (5)
Panel A. TWFE					
大学学历	0.0394*** (0.0120)	0.0533*** (0.0176)	0.0208 (0.0204)	0.0863*** (0.0148)	-0.00987 (0.0107)
观测值	15 420	12 545	7 669	12 435	12 621
R ²	0.559	0.735	0.718	0.733	0.833

① 考察不同维度的异质性,也有助于理解成人高等教育对工资收入产生影响的机制。我们发现,普通高中毕业生接受成人高等教育的工资回报率要高于中等职业教育毕业生。这说明普通高中的通识教育更有助于个体在成人高等教育中积累人力资本;城镇地区的成人高等教育回报率大于农村地区,说明成人高等教育的回报不单纯是农村地区的政策冲击(如撤点并校政策)的结果。此外,成人高等教育回报率并没有显著的性别差异。异质性分析结果见附表A2。

② 仅1997年及之后的数据包含员工所在单位的人数信息。

③ 表3的第(2)—(4)列也使用了没有工作的样本。如果只使用有工作的样本,成人学历将对成为管理人员和在大企业工作没有显著影响,但对在公有部门工作的影响仍然显著,但系数有所下降。

(续表)

	是否有工作 (1)	专业技术/管理人员 (2)	大企业工作 (3)	公有部门工作 (4)	非农户口 (5)
Panel B. CS 方法					
大学学历	0.0731*** (0.0164)	0.0412 (0.0270)	0.0352 (0.0267)	0.103*** (0.0211)	-0.0312** (0.0130)

注:第(1)一(5)列的因变量均为反映个体工作情况的虚拟变量。其中第(3)列大企业是指雇员在100人以上的企业;第(4)列中,公共部门包括政府部门、事业单位以及国有和集体企业,非公共部门包括民营企业和中外合资企业。所有双向固定效应模型均控制了省份层面的时间趋势和年龄效应。

我们也使用CS方法,估计了成人高等教育对劳动力就业的影响的动态效应。^①动态效应模型的结果表明(见图4),在劳动者获得成人高等教育学历之前的1—2期,总体上处置样本与高中毕业生并没有显著的差别,这一结果同样可以被看作平行趋势检验。而在样本获得成人高等教育学历的初期,他们拥有工作、成为专业技术/管理人员以及进入公有部门的概率都显著提升。但针对不同的结果变量,成人高等教育的影响表现出不同的动态变化。对于成为专业技术或管理人员,成人高等教育学历的影响只是表现在前两个时期,此后其影响则不断下降;而对于进入公有部门,成人高等教育学历的影响有上升趋势。^②

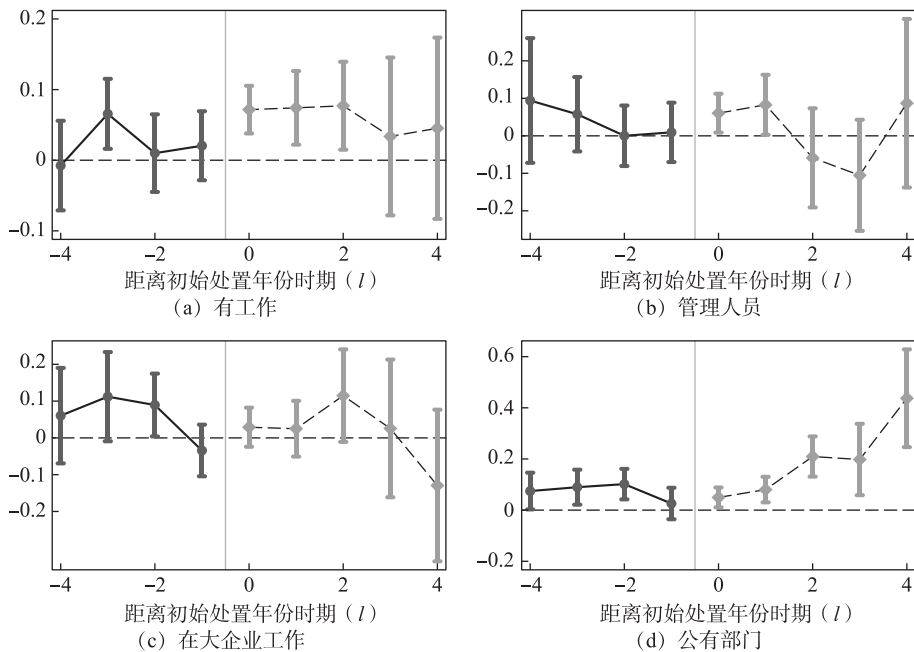


图4 成人高等教育对于不同劳动力市场结果处置效应的动态变化

注:图4(a)至图4(d)部分分别报告使用CS方法估计的成人高等教育对劳动力是否有工作、是否是专业技术或管理人员、是否在大企业工作、是否在公有部门工作的处置效应的动态变化。

^① 我们在后文重点关注成人高等教育对工作情况影响的动态效应。

^② 我们也利用CS方法计算了不同历史时期成人高等教育对就业影响的时间趋势,见附录图A2。结果表明,成人高等教育对于劳动者获得工作的影响在20世纪90年代至20世纪初不断上升,此后则略有下降,到2015年又有所上升。值得强调的是,成人高等教育学历对于劳动者进入公共部门有着显著的影响。

在不同类型的部门或工作岗位中,成人高等教育对收入是否发挥着不同作用呢?表4中,我们按照工作类型、企业规模以及所有制类型对样本分别进行考察。结果表明,相对于专业技术和管理人员,其他职业类型员工的成人高等教育对其收入的提升效果更为明显;相对于在政府部门、事业单位和国有或集体企业的员工,民营或外资企业的员工通过成人教育提升自身收入的幅度更大。这些结果表明,成人高等教育似乎对于民营部门中低技能群体发挥的作用更大。

表4 不同类型工作中成人高等教育对收入的影响

	专业技术/管理人员		在大企业工作		公有部门工作	
	否 (1)	是 (2)	否 (3)	是 (4)	否 (5)	是 (6)
Panel A. TWFE						
大学学历	0.150*** (0.0456)	0.0556* (0.0332)	0.118*** (0.0418)	0.154*** (0.0470)	0.206*** (0.0752)	0.0909*** (0.0267)
观测值	4 367	3 600	3 115	2 021	1 102	7 087
R ²	0.875	0.915	0.793	0.864	0.827	0.894
Panel B. CS方法						
大学学历	0.210*** (0.0517)	0.0769 (0.0473)	0.192*** (0.0580)	0.155*** (0.0589)	0.241*** (0.0783)	0.132*** (0.0409)

注:大企业是指雇员在100人以上的企业;公共部门包括政府部门、事业单位以及国有和集体企业,非公共部门包括民营企业和中外合资企业。所有双向固定效应模型均控制了省份层面的时间趋势和年龄效应。

本部分中成人高等教育对劳动者就业的影响有助于我们理解成人高等教育影响工资水平的机制。一方面,成人高等教育对劳动者就业以及工作单位类型的选择具有积极影响。另一方面,成人高等教育在不同类型工作中仍然显著影响工资的结果则表明,成人高等学历不仅发挥了“敲门砖”作用,还提高了低技能群体的工资收入。

六、政策含义

成人高等教育是国民教育体系的重要组成部分,通过成人教育途径获得学历的高等教育毕业生比例较高。本文研究结果表明,成人高等教育对工资的影响是积极的,但其回报率显著低于普通高等教育。这对于思考职业教育、终身学习以及我国总体人力资本的提升潜力都有重要意义。

面对快速的技术进步,成人高等教育是发展中国家进行人力资本升级的重要抓手。然而,成人高等教育较低的回报率意味着终身学习的教育体系在成本收益方面面临严峻挑战。同样的,新技术和新的教学方式(如慕课)也尚未带来人力资本投资效率的提升。这些都意味着有效提升我国总体人力资本水平应更多关注生命早期阶段和传统正规的普通高等教育(以及普通中等教育)。应降低全日制高等教育对于学生入学的门槛,尽可能满足有意愿、有能力的个体对全日制教育的需求。本文的结果对于思考高中阶段教育类

型的选择也有参考价值。由于成人和网络教育是很多中等职业教育毕业生提升学历的重要途径,其较低的回报率意味着中等职业教育的长期期望回报较低。

就成人高等教育本身而言,要让它发挥更大作用,需要努力提升成人高等教育的质量。增加个体的学习投入以及提高教育教学质量是解决问题的重点和难点。成人高等教育项目一般营利性较强,应在对其规范管理的同时,充分发挥市场机制,促进部门和地区间的竞争,通过竞争来促进教育质量的提升。

本文的机制分析也表明,成人高等教育在劳动者的就业选择方面也发挥了积极作用。这在一定程度上说明我国的劳动力市场存在分割,学历的“敲门砖”作用仍然存在。鉴于此,应进一步完善我国的劳动力市场运行机制,破除企业招聘、员工晋升过程中的“唯学历”现象。最后,成人高等教育回报率显著低于普通高等教育的事实也说明,不区分学历类型而仅以学历水平来衡量或测算人力资本水平的做法可能显著高估我国的人力资本水平。大型微观数据调查在收集个体教育水平信息时,应注意区分成人和普通教育学历。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., D. Autor, J. Hazell, and P. Restrepo, “Artificial Intelligence and Jobs: Evidence from Online Vacancies”, *Journal of Labor Economics*, 2022, 40(S1), S293-S340.
- [2] Armona, L., R. Chakrabarti, and M. F. Lovenheim, “How Does For-Profit College Attendance Affect Student Loans, Defaults and Labor Market Outcomes?”, 2018, NBER Working Paper No. 25042.
- [3] Bettinger, E. P., L. Fox, S. Loeb, and E. S. Taylor, “Virtual Classrooms: How Online College Courses Affect Student Success”, *American Economic Review*, 2017, 107(9), 2855-2875.
- [4] Blanden, J., F. Buscha, P. Sturgis, and P. Urwin, “Measuring the Earnings Returns to Lifelong Learning in the UK”, *Economics of Education Review*, 2012, 31(4), 501-514.
- [5] Böckerman, P., M. Haapanen, and C. Jepsen, “Back to School: Labor-Market Returns to Higher Vocational Schooling”, *Labour Economics*, 2019, 61, 101758.
- [6] Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, “Revisiting Event Study Designs”, SSRN Scholarly Paper ID 2826228, Social Science Research Network, Rochester, 2021.
- [7] Bratsberg, B., T. Nyen, and O. Raaum, “Economic Returns to Adult Vocational Qualifications”, *Journal of Education and Work*, 2020, 33(2), 99-114.
- [8] Callaway, B., and P. H. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 200-230.
- [9] De Chaisemartin, C., and X. D’Haultfœuille, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-2996.
- [10] Deming, D. J., N. Yuchtman, A. Abulafi, C. Goldin, and L. F. Katz, “The Value of Postsecondary Credentials in the Labor Market: An Experimental Study”, *American Economic Review*, 2016, 106(3), 778-806.
- [11] Figlio, D., M. Rush, and L. Yin, “Is It Live or Is It Internet? Experimental Estimates of the Effects of Online Instruction on Student Learning”, *Journal of Labor Economics*, 2013, 31(4), 763-784.
- [12] Freyaldenhoven, S., C. Hansen, J. P. Pérez, and J. M. Shapiro, “Visualization, Identification, and Estimation in the Linear Panel Event-Study Design”, 2021, NBER Working Paper No. 29170.
- [13] Hällsten, M., “Is It Ever Too Late to Study? The Economic Returns on Late Tertiary Degrees in Sweden”, *Economics of Education Review*, 2012, 31(1), 179-194.
- [14] Jacobson, L., R. LaLonde, and D. G. Sullivan, “Estimating the Returns to Community College Schooling for Dis-

- placed Workers”, *Journal of Econometrics*, 2005, 125(1-2), 271-304.
- [15] Leigh, D. E., and A. M. Gill, “Labor Market Returns to Community Colleges: Evidence for Returning Adults”, *Journal of Human Resources*, 1997, 334-353.
- [16] Li, H., P. W. Liu, and J. Zhang, “Estimating Returns to Education Using Twins in Urban China”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), 494-504.
- [17] Li, H., Q. Liu, Y. Su, and P. Ederer, “Policy Initiatives, Self-Sorting, and Labor Market Effects of Tertiary Education for Adult Workers”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2023, 209, 205-221.
- [18] 罗楚亮, “我国城镇教育收益率的长期变化特征”,《中国高校社会科学》,2018 年第 2 期,第 97—110+159 页。
- [19] Miller, D. L., “An Introductory Guide to Event Study Models”, *Journal of Economic Perspectives*, 2023, 37(2), 203-230.
- [20] Roth, J., P. H. Sant’Anna, A. Bilinski, and J. Poe, “What’s Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature”, *Journal of Econometrics*, 2023, 2218-2244.
- [21] Stenberg, A., and O. Westerlund, “Flexibility at a Cost—Should Governments Stimulate Tertiary Education for Adults?”, *The Journal of the Economics of Ageing*, 2016, 7, 69-86.
- [22] Sun, L., and S. Abraham, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 175-199.
- [23] 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。
- [24] 严善平、薛进军, “中国における成人高等教育の拡張および就業者収入増への効果——普通高等教育との比較分析を中心に”,《アジア経済》,2019,60(1),2-36.
- [25] 杨中超, “教育扩招对成人高等教育经济回报的影响研究”,《国家教育行政学院学报》,2017 年第 4 期,第 49-56 页。
- [26] 俞启定, “成人高等学历教育问题与改进策略研究”,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》,2014 年第 5 期,第 155—163 页。
- [27] Yu, X., “Later Timing but Informed Decision? Delayed Postgraduate Attainment and US College Graduates’ Earnings”, *Social Science Research*, 2021, 98, 102583.
- [28] 余小波, “我国成人高等教育的困境与转型”,《教育研究》,2008 年第 12 期,第 84—87 页。

Labor Market Returns on Adult Higher Education: An Empirical Analysis Based on Panel Event Studies

XING Chunbing XU Yifan*

(Renmin University of China)

LI Yi

(Beijing Normal University)

Abstract: We examine the return to adult higher education using changes in the education level of workers in panel data. Since individuals differ in the timing of attaining the qualification and the returns

* Corresponding Author: XU Yifan, Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing 100872, China; Tel: 86-18949289582; E-mail: xuyifan1998@ruc.edu.cn.

may be heterogeneous, we apply both a two-way fixed effects model and staggered Difference-in-Difference models for estimation. The results show that the wage return to adult higher education in China is about 15 to 19 percent, and the positive effect has increased over time. Adult higher education also promotes employment and enables workers to work in relatively good occupations.

Keywords: adult higher education; return to education; event study

JEL Classification: I23, I25, I26