

中国城镇劳动力市场中的过度教育

——测量改进与收入效应

李晓光

(西安交通大学 实证社会科学研究所以, 陕西 西安 710049)

摘要: 过度教育是否会造成收入惩罚? 这是国际教育匹配领域长期争论的议题。本研究聚焦中国城镇劳动力市场, 使用 2003—2015 年中国综合社会调查 (CGSS) 数据分析过度教育的收入效应, 最终得到以下结论: 第一, 通过改进教育匹配的测量方法, 发现我国城镇劳动力市场过度教育的发生比例约为 35%。第二, 通过线性回归发现过度教育会造成收入惩罚, 并且这种收入惩罚持续存在。第三, 将历年高考录取率和各省专业技术人员比例作为工具变量的分析, 进一步证明了过度教育的收入惩罚效应。以上结论意味着, 通过宏观政策促进教育和职业匹配, 对于实现更加充分的劳动力就业具有重要现实意义。

关键词: 教育匹配; 过度教育; 教育回报; 收入效应

中图分类号: C923; F245 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2021) 01-0116-16

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2021.00.006

Overeducation in Chinese Urban Labor Market: Measurement Improvements and Income Effects

LI Xiaoguang

(Institute for Empirical Social Science Research, Xi'an Jiaotong University,
Xi'an 710049, China)

Abstract: Does overeducation cause income punishment? This is a controversial topic for a long-standing in the field of education matching. This study focuses on over education in the Chinese urban labor market, using the datasets from Chinese General Social Survey

收稿日期: 2020-03-27; 修订日期: 2020-08-13

基金项目: 西安交通大学基本科研业务费 (人文社科类) 专项科研项目 “高学历劳动者的教育匹配研究: 发生机制、变迁趋势与群体差异” (SK2021001); 香港特区研究资助局协作研究基金 (C6011-16G)。

作者简介: 李晓光, 社会学博士, 西安交通大学实证社会科学研究所以研究员, 社会学系助理教授。

(CGSS 2003–2015) to examine the wage effect of overeducation. The conclusions are as follows: Firstly, by improving the measurement method of educational matching, it founds that 35% of respondents have been overeducated in the urban labor market. Secondly, linear regression results show that excessive education can cause income penalty, which persists over survey periods. Thirdly, instrumental variable model, including the national college entrance examination admission rate by years and the proportion of professionals and technicians by provinces, demonstrates that overeducation can cause income penalty. The above conclusions suggests the importance of macroeconomic policies to promote the matching between education and occupation, which is of great significance to facilitate better employment of the labor force.

Keywords: educational matching; overeducation; returns to education; wage effect

一、引言

过度教育主要反映个体所拥有的教育程度超过其职业岗位所需要的教育水平, 它和教育不足都属于教育错配。这一概念自 20 世纪 70 年代被提出以来, 曾在西方国家引发广泛讨论和深刻反思, 其中学术界探讨的一个重要问题是: 过度教育是否会造成收入惩罚? 所谓过度教育的收入惩罚, 主要反映个体因从事那些教育需求低于自身教育水平的工作岗位, 从而降低收入回报的现象。这是全世界教育匹配研究中实证分析最多、理论机制最富有争议的一个问题^[1], 并且至今尚未形成定论。回顾这些学术辩论, 学者们主要聚焦于两个问题: 一是过度教育与收入惩罚之间的理论解释, 二是过度教育的测量方法与因果效应。从中国现实来看, 伴随高等教育扩招和劳动力就业难问题, 教育错配 (尤其是过度教育) 已经成为当前我国劳动力市场的重要就业现象, 并且不断得到学术界的重视^[1-4]。基于此, 本文聚焦中国城镇劳动力市场中的过度教育, 回顾过度教育的理论争辩并改进其测量方法, 从而检验过度教育的收入效应。

二、过度教育的收入效应: 理论争辩

关于过度教育的收入惩罚, 学术界长期存在两派观点。一派观点认为过度教育的确会造成收入惩罚, 这一脉络的研究得到职位分配理论和工作竞争理论的支持。另一派观点则认为过度教育不会造成收入惩罚, 研究者主要基于人力资本理论和内生性问题进行理论分析和因果推断。以下详细论述两派观点的基本推理逻辑。

1. 过度教育会造成收入惩罚

许多学者发现过度教育会造成收入惩罚^[5-8], 其理论渊源主要有两个。第一个是职位分配理论^[9], 强调人们的收入水平并非仅取决于个体特征或工作表现, 分配过程也扮演着重要角色。这是因为人们对工作岗位、职业种类或部门类型的选择, 会创造出一种中间机制来影响个体特征和收入回报之间的关系^[9]。在此情况下, 职位分配理论认为, 教育的收入回报不再仅仅取决于个体教育程度的高低, 同时取决于个体教育和职业岗位之间的匹配程度。

如果发生过度教育,个体生产效率的发挥将会受到限制^[1]或者遭遇其职业岗位所带来的“天花板效应”,即过度教育者在其职业岗位上无法完全发挥出潜在的生产力水平,最终表现出更低的生产效率和获得更低的工资回报^[2]。第二个理论渊源是工作竞争理论^[14]。该理论认为在现实生活中,人们为了获得那些在工作岗位序列中薪酬回报更高的稀缺职位,就会加强投资教育以提高自己在求职者序列中的相对位置,当这种投资超出劳动力市场的实际需求时,就会产生过度教育。关于收入惩罚,该理论认为生产效率主要依附在工作岗位而非个体身上,所以个体的工资水平主要由工作岗位决定^[5],而任何高于岗位所需教育水平的教育投资都很难得到回报,所以那些“过度”的教育年限其收入回报几乎为零^[8,11-12]。

以上两种理论在预测过度教育的收入惩罚时,既有共性也有区别。共性在于,两种理论都强调了工作岗位的重要作用,本质上讲,这种岗位决定论的推论,是从劳动力市场中需求侧进行的分析。区别在于,二者对岗位决定的具体逻辑和产生后果存在不同的判断,职位分配理论认为工作岗位主要通过限制过度教育者的生产效率,使得过度的教育年限其收入回报将低于适度的教育年限;工作竞争理论认为,工作岗位不会给“过度”的那部分教育提供任何工资回报,所以其收入回报基本为零。实证分析中,绝大多数学者通过分析来自不同国家劳动力市场中的数据,发现过度教育者那些超出岗位需求的教育年限,其收入回报低于岗位所需教育年限的回报。基于这一脉络的研究,本文提出研究假设:过度教育会造成收入惩罚。

2. 过度教育不会造成收入惩罚

然而,另外一些学者认为过度教育不会造成收入惩罚^[13-15],其推断主要来自两种分析视角。第一种视角是基于早期的人力资本理论^[16-17]。该理论认为个体的工资水平由教育、工作经验和在职培训等共同决定,而过度教育的发生只意味着个体的教育水平并未实现充分配置,但没有考虑工作经验或在职培训的配置状况,因此以往学者之所以观测到过度教育的收入惩罚,是由于在实证分析中忽略了在职培训、工作经验等其他形式人力资本的匹配状况,因此本质上是一个遗漏变量偏误的问题^[8]。第二种视角强调过度教育的内生性问题。该视角认为研究者若想准确估计过度教育的收入效应,那么过度教育的发生必须是完全随机的,但在现实生活中,以个人能力为代表的不可观测因素,既可能影响个体是否发生过度教育,也可能影响发生过度教育后个体的收入获得过程,如果研究者在统计模型中完全忽略这一问题,那么所估计出过度教育的收入惩罚则可能存在严重偏误。许多新近实证研究已经证明,遗漏不可观测的能力等变量,将会严重高估过度教育造成的收入惩罚^[13]。例如,有学者基于1984年到1998年的一项德国追踪调查数据,发现控制了不可观测的异质性后,过度教育者和适度教育者之间的收入差异几乎消失殆尽^[13]。

以上两种视角在诊断过度教育的收入惩罚时,既有共性也有差异。共性在于,两种视角都聚焦于行动者的异质性,并且都是从劳动力市场中供给侧展开的分析。差异在于,人力资本视角强调教育只是人力资本的一种形式,其他形式还包括工作经验和在职培训等,那些拥有相同教育程度的人其工作经验或劳动技能存在很强的异质性,为此在分析过度教育的收入惩罚时,如果能纳入技能异质性,那么过度教育本身就不会造成收入惩罚。内生性问题主要

强调个体能力、性格、动机等不可观测的异质性会影响过度教育的发生,如果研究者忽略这些异质性,那么就会严重高估过度教育的收入惩罚。基于这两种视角,本文提出备择假设:过度教育不会造成收入惩罚。

三、过度教育的测量改进

对过度教育收入效应的评估,在一定程度上取决于如何测量教育错配。截至目前,教育匹配研究领域主要有三种测量方法:工作分析法、现实匹配法和主观评估法。以下将详细介绍每种方法的测量原理及其局限,随后选择本文测量方法和提出改进策略。

1. 教育匹配的三种测量方法及局限

第一种方法为工作分析法 (Job Analysis)。其基本原理是,由每个职业领域的职业分析师或雇主去评估该职业所需要的标准教育程度,最终汇总成“职业—教育”匹配手册^[13]。例如,美国劳工部发布的职业词典就包含这种匹配手册,它提供了每种职业所需要的教育程度和特定技能。一旦具备这种匹配手册,研究者只需将调查数据中个体的实际教育程度和其职业对应的标准教育程度进行比较,就可以判断出该个体是否为过度教育。尽管工作分析法被提出以后得到许多学者认可,但它存在以下局限:第一,测量角度存在时间滞后性^[8],即特定职业所需要的教育程度会随着时间发生变化,如果工作分析法所采用的匹配手册在时间上过于落后,那么就无法捕捉职业所需教育程度的变迁。第二,实际应用范围受到国别限制,绝大多数国家缺乏这种匹配手册,我国目前也不存在,因此本文难以使用工作分析法^①。

第二种方法为现实匹配法 (Realized Matches)。这一方法的基本原理是,研究者通过观察所有样本中每种职业内部教育程度的现实分布状况,基于特定统计量来决定该种职业需要的教育程度^[8]。根据统计量的不同,研究者区分出两种现实匹配法:标准差法和众数法。标准差法建立在正态分布的基础上,由研究者首先计算出每种职业内部教育年限的平均值和标准差,然后用来界定过度教育^[8]。众数法的测量规则是,由研究者根据所有样本中每种职业内部的教育程度的实际分布,计算该种职业内部教育程度的众数,然后比较个体的教育程度和其职业对应的教育众数,若高于众数则为过度教育,若低于众数则为教育不足^[21]。现实匹配法被提出以后,在美国、英国、德国、澳大利亚等不同国家得到广泛应用^[7-8,21],同时在我国劳动力市场中也得到诸多应用^[2,22-24]。但是,现实匹配法也受到一些批评。首先,标准差法的基础是概率论中的正态分布,它假定在同一种职业内部,教育不足、适度教育和过度教育都会出现,并且对称分布。而这一对称分布的假定在现实世界中是很难满足的^[8]。其次,标准差法的应用过程中是通过将均值和标准差共同使用来判断过度教育,但在实际计算过程中,均值容易受到极端值的影响。综合而言,众数法相对更加稳定,并且在实际应用过程中,学者们会倾向于结合使用众数法和标准差法,以获得更加稳健的结论。

① 国内有学者尝试将美国劳动统计局发布的“职业准入的教育标准”,直接引入我国劳动力市场中的过度教育分析,并通过比较两国职业结构和教育系统来证明其合理性^[3],这是具有一定突破性的尝试,但不可忽略的事实是,中美两国教育发展存在明显差别,例如2014年经济合作与发展组织报告显示,我国高等教育人口比例不足10%,美国则为42%^[14],据此可以推测,中美两国在高等技能劳动市场中的教育构成存在明显差异。为此,直接将西方“职业准入的教育标准”引入我国劳动力市场的过度教育研究,可能会使研究结论存在严重偏误。

第三种方法为主观评估法 (Self-assessment)。其基本原理是由劳动者对其所从事的职业所需要的教育程度做主观评估^[3]，具体评估有两种方式：一是由被访者具体说明其所从事职业需要的教育程度，然后由研究者将该教育程度和被访者实际获得的教育程度进行比较，判断是否过度教育；二是由被访者直接汇报其教育匹配状态。主观评估法被提出后，获得了较为广泛的应用^[1,4,5]，但也存在一定局限，例如员工主观性造成的偏差，即实际调查过程中，个体有可能会通过夸大自己所从事工作的教育要求，来抬高或展示自己的社会地位^[23]。同时，对过度教育的人而言，可能会因为对工作的冷漠或积极性不够，而不太愿意去回应相关的问题，从而导致低估过度教育^[8]。

综合来看，以上三种过度教育的测量方法各有优劣。本研究根据调查数据特征和资料可得性，主要选择现实匹配法来测量教育匹配。但是，该方法主要应用于西方国家的劳动力市场，将其直接移植到我国劳动力市场中教育匹配测量时是否适用？如何改进？下面将具体分析。

2. 现实匹配法的缺陷和改进策略

(1) 忽略制度变迁性和引入“时期—世代”视角。现实匹配法的第一个缺陷是忽略制度变迁性。这一方法提出以来主要应用于美国、英国、澳大利亚等西方国家，这些国家近些年来经济制度和教育制度相对比较稳定，但我国自 1949 年以来在经济制度和教育制度经历了重大变迁。首先，经济制度经历着从计划经济向市场经济的转型，这深刻影响劳动力市场中的职业结构。计划经济体制下，劳动力主要由国家分配给单位，并且不允许自由流动^[24]，人们的求职模式以国家分配或顶替父母为主。但在市场经济体制下，劳动力是通过自由市场来配置的，人们可以通过个人申请、经人介绍等方式找工作，因而存在竞争激烈的劳动力市场。迈向市场经济的经济体制改革，毫无疑问将引起劳动力分配方式的变化，所以在过度教育的测量中，需要考虑经济制度的变迁性。

其次，教育制度经历了诸多重大变革，深刻影响不同世代人口的教育获得。总体而言，我国教育制度的变迁可分为四个阶段：一是奠基阶段，即新中国成立之初，我国参照苏联模式发展教育，创建大量理工科院校并开展大规模扫盲运动，期间于 1955 年正式确立高考制度；20 世纪 60 年代，国家组织知识青年上山下乡，“文化大革命”期间学校进入停课状态，教育事业遭到严重破坏。二是改革阶段，即 70 年代末恢复高考制度和重点学校制度。1985 年开展教育体制改革，决定实施九年义务教育制度，扩大高等学校办学自主权，改革高校招生和毕业分配制度等。三是扩张阶段，90 年代末，我国开始实施大学扩招政策，并发展民办教育；同时，确立“985 工程”和“211 工程”，提升高等教育的发展质量。四是内涵提升阶段，2010 年以来，我国继续深化教育领域综合改革，并通过“双一流”工程加强一流大学和一流学科建设^[25]。可见，我国教育制度的变迁和改革进程自新中国成立以来就从未止步，成长在不同历史阶段的世代群体，其教育获得过程深深烙上教育制度变迁的印记。

经济制度和教育制度的双重制度变迁，深刻形塑着劳动力市场中职业和教育之间的匹配模式。具体而言，不同的历史时期，劳动力市场中的职业结构具有明显差异，同时每种职业对学历的需求，受制于劳动力市场中不同学历人才的实际分布状况。以教育行业为例，目前

大学教师的招聘过程中,大多数高校要求应聘者须具备博士学位甚至海外留学经历,但在1977年恢复高考制度后的几年甚至十几年,具有博士和硕士学位的教师并不多见,这种人才短缺和断裂现象,使得高校必须招聘一定数量本科学位的教师以满足教学和科研工作的需要。由此可见,职业和教育的匹配过程,深刻受制于劳动力市场中职业结构和教育的实际分布状况,而职业结构和教育获得更是受到宏观经济制度和教育制度变迁的影响。研究者在实际测量过度教育时,如果不能在测量中纠正这一测量误差,而直接忽略这种制度变迁性,那么其研究结论就会产生偏误。

为了降低制度变迁造成的干扰,本文引入“时期—世代”视角来测量过度教育。经济制度和教育制度的变迁,几乎是同步发生的,这就使得研究者捕捉两种制度变迁效应时会非常棘手。但本研究认为,两种制度变迁所产生的效应,最终会投影到个体身上,为此,通过观察这些处在不同时期和不同世代的个体,研究者可以捕捉到两种制度变迁所带来的影响。具体而言,本研究的实证策略是,通过个体所出生的年份划分 M 个世代,再根据调查实施的年份划分 N 个时期,然后将个体投射到由世代和时期组成的 $M \times N$ 个“时间格子”中,最后在每个“时间格子”中计算每种职业所需要的教育程度。这种基于“时间格子”计算出的教育匹配标准,能够有效捕捉经济制度和教育制度变迁对教育匹配的效应,从而可以更加准确地反映出劳动力市场中不同职业对教育程度的实际要求。

(2) 忽略职业内部教育异质性和引入教育异质性指数。现实匹配法的第二个缺陷是忽略职业内部教育异质性。尽管已有学者批评现实匹配法忽略了同一职业内部工作内容的异质性^[8],但更需反思的是忽略教育异质性,并且这一缺陷是跨越国界的。所谓职业内部的教育异质性,是指同一种职业需要不同教育程度的劳动者来共同从事。这种教育异质性主要有两个来源:第一,职业分工的精细化程度不断上升。例如,软件工程师这一职业,既需要大量专科和本科学历的劳动者从事基础性的代码撰写工作,也需要一定数量具有硕士和博士学位的劳动者来引导项目方向和解决疑难问题。第二,组织异质性导致同一职业对教育程度的需求不同。组织规模、组织结构及组织发展程度,都可能使组织对员工教育程度的需求存在差异。这一现象在现实生活中屡见不鲜,例如软件工程师这一职业,媒体或宣传公司通常仅需要本科学历的求职者来解决软件应用中出现的问题,而互联网公司则需要至少硕士学历以上的求职者来从事研发工作。由此可见,同一职业内部,其需求的教育程度存在明显差异。如果研究者忽略了职业内部的这种教育异质性,则会使一部分适度教育的个体在统计上被划为过度教育者。

为了降低忽略职业内部教育异质性造成的偏差,本文引入教育异质性指数。异质性指数(Index of Qualitative Variation, 简称为IQV),是指实际观察到的变异量和依数据可能发生的最大变异量之间的比值^[9]。本研究将异质性指数引入过度教育分析中,主要目的是通过计算每种职业内部的教育异质性指数,将其加入过度教育的预测模型中,从而控制由于忽略“职业内部教育异质性”而引起的过度教育预测偏差。具体而言,对于一个特定的职业类别,其教育异质性指数的计算公式为:

$$IQV_{edu} = \frac{K(N^2 - \sum f^2)}{N^2(K - 1)} \quad (1)$$

其中, K 是教育类别数, N 是该职业的所有个案数, f 是该职业内部实际出现的教育类别中的实际个案数, $\sum f^2$ 则是该职业内部实际出现的各类别教育中实际个案数平方的总和。研究者确定好这几个参数之后, 就可以根据上述公式计算该职业内部的教育异质性指数 IQV_{edu} 。该指数的取值范围介于 0 与 1 之间, 值越大则异质性越高, 同时 0 表示该职业内部不同教育类别的分布完全没有差异, 1 则意味着不同教育类别中个案分布达到差异性最高的程度。以上步骤是计算某一特定职业内部教育的异质性, 本研究随后按照国际标准职业分类 (ISCO-88), 分配到“时期—世代”构成的“时间格子”, 然后计算出每个“时间格子”中每一类职业内部的教育异质性指数 (IQV_{Edu}), 并将其作为预测变量放入过度教育的预测方程, 从而控制职业内部教育异质性对于过度教育的影响。

四、数据、变量和统计模型

1. 数据来源

本文主要使用 2003 年到 2015 年中国综合社会调查数据 (CGSS)。CGSS 是我国最早的全全国性、持续性的多次横截面调查, 本研究主要合并 CGSS 2003 年、2005 年、2006 年、2008 年、2010 年、2012 年、2013 年和 2015 年共 8 期数据, 并限制为 18—69 岁的城镇样本。剔除教育、职业、收入等核心变量有缺失的样本以后, 剩余样本量为 28137。

2. 变量测量

过度教育的测量是基于改进后的现实匹配法, 测量步骤总体为四步。第一, 将世代划分为三组: 1960 年及以前、1961—1979 年和 1980 年及以后的出生世代, 并于调查时期交叉产生“时期—世代”的时间格子。第二, 将受教育程度划分为 6 个等级: 小学及以下、初中、高中、大学专科、大学本科和研究生及以上, 并生成教育年限变量^①。第三, 在每个时间格子内部, 基于国际标准职业编码 (ISCO-88) 计算每种职业内部教育程度众数和教育年限标准差^②。第四, 通过比较被访者实际教育程度和所从事职业的标准教育程度 (众数或标准差), 来界定过度教育和适度教育。

表 1 为过度教育的实证测量结果。首先, 观察 CGSS 的测量结果可知, 基于众数法的过度教育比例为 35.09%, 基于标准差法的测量结果为 35.27%, 这两个比例是相当接近的。同时, CGSS 2003 年和 2008 年具有主观评估法的测量, 基于这一方法测量的过度教育比例为 34.75%, 进一步证明了现实匹配法测量结果的稳健性。由此可见, 当前我国劳动力市场中的过度教育总体比例约为 35%, 这一结果在不同测算标准中具有稳健性。

表 2 呈现出基于 CGSS 数据库定义的其他变量, 该数据库总共包括 8 期, 平均每期的比例约在 12% 左右。首先是人口学特征变量。样本中平均年龄为 40 岁, 女性占 47%, 农业户

① 具体而言, 未受过任何教育被编码为 0 年, 私塾、扫盲班为 3 年, 小学为 6 年, 初中为 9 年, 职业高中和普通高中为 12 年, 中专和技校为 13 年, 大学专科为 15 年, 大学本科为 16 年, 研究生及以上为 19 年。

② 需要说明的是, 在“时期—世代”的时间格子内部, 有部分职业类型的样本量过小, 为减少误差, 本文对样本量少于 20 的职业, 使用 CGSS 所有样本来界定计算教育匹配标准。

口占 21%，少数民族约占 6%，已婚者占 83%，党员占 22%，平均教育年限为 11.38 年。其次是工作特征变量，剔除年收入小于 500 元的样本，然后基于《中国统计年鉴》公布的消费者物价指数进行调整，并取自然对数。职业类型中管理人员占 10%，专业技术人员占 20%，办事人员占 12%，商业服务人员占 20%，体力劳动者占 38%。

工作经验均值为 23 年，体制内人员占 50%，垄断行业占 45%。职业内部的教育异质性指数的取值范围是 0 到 1，均值为 0.85，意味着职业内部的教育异质性程度是相对较高的。最后是家庭背景和区域变量。本文分别界定了父母教育程度，划分为四分类变量，然后取二者中最高值作为家庭背景的代理变量，由于样本中父母的教育程度存在诸多缺失值，本文将这些缺失值专门作为一个类别进行控制。区域是按照省份进行划分的，其中东部地区样本约为 52%，中部地区为 28%，西部地区为 20%。

3. 过度教育的收入方程

研究过度教育的收入效应时，研究者主要通过两种方式建立过度教育的收入方程：教育分解法和虚拟变量法。前者主要通过分解不同类型的教育年限，并计算其收入回报率，来证明过度教育是否会造成收入惩罚。后者主要通过教育匹配状态区分不同人群，并比较其收入水平，去检验过度教育的收入惩罚。下面分别详细介绍。

(1) 教育分解法。邓肯 (Duncan) 等最早通过教育年限分解法，检验了过度教育的收入效应^[4]。具体而言，他们将个体完成的教育年限分解为三个部分：需要/适度的教育年限、过度的教育年限和不足的教育年限。由此，个体教育和收入之间的因果关系就可以表达为如下方程形式：

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta X_i + \beta_1 E_i^r + \beta_2 E_i^o + \beta_3 E_i^u + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， $\ln(y_i)$ 表示个体 i 收入的自然对数形式， X_i 表示与个体特征相关的控制项向量 (如性别、年龄等)，而 ε_i 表示随机误差项。 E_i^r 代表的是个体所在职业需要的教育年限， E_i^o 代表个体过度的教育年限，而 E_i^u 代表个体不足的教育年限。基于该方程，研究者通过比较 β_1 、 β_2 和 β_3 的大小，就可以知道适度、过度和不足的教育年限所对应的教育受益率，由此可以检验过度教育是否会造成收入惩罚，具体而言，如果 β_2 小于 β_1 ，那就意味着过度教育的确会造成收入惩罚。该方法在实证分析中得到许多应用^[14,29-32]。需要说明的是，这种建模策略背后隐含着一个重要假定：研究者将过度教育者与相同岗位的适度教育者进行比较，而非与同等教育程度的适度教育者进行比较。

(2) 虚拟变量法。韦尔多戈 (Verdugo) 等在 1989 年通过虚拟变量法区分教育匹配状态，从而检验过度教育的收入效应^[4]。具体而言，该方法首先控制个体的教育年限，然后将教育匹配的三种状态 (适度教育、过度教育和教育不足)，作为分类变量纳入模型，并且将适度教育作为参照项。由于此研究主要关注过度教育对不平等的影响，为此将教育不足和

数据来源和测量方法	变量分类	百分比	样本量
CGSS 2003—2015 数据			
CGSS 众数法	过度教育	35.09	9872
	适度教育	64.91	18265
CGSS 标准差法	过度教育	35.27	9924
	适度教育	64.73	18213
CGSS 2003 & 2008 数据			
CGSS 主观评估法	过度教育	34.75	671
	适度教育	65.25	1260

数据来源：CGSS 2003—2015。

表 2 CGSS 2003—2015 数据库中各变量的描述性统计结果

变量名	类型	样本量	均值/百分比
调查年份	2003	3696	13.14%
	2005	4062	14.44%
	2006	3891	13.83%
	2008	2586	9.19%
	2010	3962	14.08%
	2012	3545	12.60%
	2013	3479	12.36%
	2015	2916	10.36%
年龄	连续变量	28137	40.22 (10.59)
性别	女性	13145	46.72%
	男性	14992	53.28%
户籍类型	城市户口	22339	79.39%
	农业户口	5798	20.61%
民族	汉族	26509	94.21%
	少数民族	1628	5.79%
婚姻	未婚	4845	17.22%
	已婚	23292	82.78%
政治身份	非党员	21830	77.58%
	党员	6307	22.42%
教育年限	连续变量	28137	11.38 (3.46)
个体年收入 (自然对数)	连续变量	28137	3.37 (0.96)
职业类型	管理人员	2847	10.12%
	专业技术人员	5577	19.82%
	办事人员	3327	11.82%
	商业服务人员	5755	20.45%
	体力劳动者	10631	37.78%
工作经验	连续变量	28137	22.75 (11.92)
职业内部教育异质性指数 (IQV)	连续变量	28137	0.85 (0.07)
体制	体制外	13976	49.67%
	体制内	14161	50.33%
行业	非垄断行业	15399	54.73%
	垄断行业	12738	45.27%
父母最高教育程度	小学及以下	14444	51.33%
	初中	6259	22.24%
	高中、中专、技校	5113	18.17%
	大专及以上	855	3.04%
	缺失值	1466	5.21%
父母最高职业地位 (ISEI)	连续变量	24364	38.69 (17.78)
区域	东部	14541	51.68%
	中部	7989	28.39%
	西部	5607	19.93%

数据来源：CGSS 2003—2015。
注：括号内为连续变量的标准。

适度教育进行合并，所以在使用虚拟变量法建立模型时，纳入的是过度教育的二分类变量，最终其收入方程为如下形式：

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta X_i + \beta_1 Edu_i + \beta_2 OE_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中， Edu_i 表示个体 i 的受教育年限， OE_i 代表过度教育。基于该方程，研究者就可以通过 β_2 的系数来判断过度教育是否会造成收入惩罚，如果 β_2 小于 0 且统计显著，那就意味着过度教育者比那些拥有同等教育年限但实现教育匹配的人将得到更低的收入回报；反之，

则意味着过度教育不会造成收入惩罚。这一方法被提出以后，也得到广泛应用^[6,11,13,33]。

4. 过度教育的因果推断

为了检验过度教育是否会造成收入惩罚，本文需要有效控制内生性问题造成的干扰。所谓内生性问题，是指那些潜在的不可观测因素，既会影响“因”又会影响“果”^[34]，以过度教育为例，像个人能力等不可观测因素，既会影响过度教育的发生，也会影响过度教育的收入效应。为了有效控制内生性问题造成的干扰，本文拟采用工具变量来检验过度教育的教育回报。

如何选择过度教育的工具变量？理论上讲，劳动力市场中教育程度和职业岗位之间的供需关系，会深刻影响过度教育的发生，例如当教育程度供给远超职业岗位需求时，就会增加个体发生过度教育的风险。为此，从市场中职业和教育的供需关系切入，有助于寻找到合理的工具变量。本研究从劳动力市场的供给侧和需求侧寻找到两个变量作为过度教育的工具变量。第一，在劳动力市场供给侧，本文选择 1949—2015 年全国高考录取率作为工具变量。这是因为高考录取率在理论上与个体收入之间没有直接的因果关系，满足外生性要求；同时，高考录取率和过度教育之间高度相关。具体而言，高考制度的变迁会影响不同世代群体获得高等教育文凭的几率和劳动力市场中高等学历的供给，对于特定出生世代而言，其接受高等教育时点的全国高考录取率越高，那么该世代内部拥有高等教育文凭的比例就会越高，而同一文凭的相对教育位置就会下降，所以该世代内部的成员在劳动力市场中发生过度教育的几率越高^①。第二，在劳动力市场需求侧，本文选择“省份—时期—世代”框架中专业技术人员比例作为工具变量。这是因为，该比例与个体收入水平在理论上没有因果关系，同时该比例与过度教育存在高度相关。当某一地区在特定时期的职业结构中专业技术人员比例较高时，则对教育程度的需求也会增加，由此会降低过度教育的发生几率^②。确定工具变量之后，过度教育影响收入获得的工具变量模型可以表达为如下方程组形式：

$$OE_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \zeta_i, \quad OE_i = 1 \quad \text{if} \quad OE_i^* > 0 \quad (4)$$

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Edu_i + \beta_3 OE_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

方程（4）为第一阶段模型，其中 Z_i 代表工具变量（即全国高考录取率）， ζ_i 为随机误差项，而 OE_i^* 代表过度教育的潜在变量，当 $OE_i^* > 0$ 时， OE_i 的取值为 1。 Z_i 作为有效的工具变量，要求方程组（4）和（5）必须满足两个条件，即 $Cov(Z_i, \varepsilon_i) = 0$ ，并且 $Cov(Z_i, OE_i) \neq 0$ 。在模型估计过程中，由于过度教育是二分类变量，本文选择 Probit-2SLS 方法进行估计，该方法比直接使用两阶段最小二乘法（two-stage least-squares，即 2SLS）更加稳健^[35]。

五、实证分析结果

本文的实证分析主要包含两个部分。首先，本文将基于 CGSS 2003—2015 的横截面调查数据，使用众数法和标准差法建立过度教育的收入效应模型。其次，本文将使用工具变量获

① 本文结合个体出生年份和人们参加高考的平均年龄，将历年高考录取率数据匹配到 CGSS 数据库。

② 计算过程中，本文按照省份、时期、世代将样本分组，计算每个组内专业技术人员比例。对于样本量小于 30 的分组，本文主要在省份层次进行计算。

得更加稳健的因果推断。

1. 过度教育的线性回归模型

表 3 呈现出过度教育影响个体收入水平的线性回归结果。所有模型的因变量都为个体年收入的自然对数形式,模型 1 和模型 2 采取虚拟变量法。模型 1 是基于众数法定义的过度教育变量,观察可知,过度教育的系数为-0.078,并在 0.001 水平上统计显著。这就意味着和同等教育年限的适度教育者相比,过度教育者的个体年收入要低 7.5%^①。模型 2 中核心自变量为基于标准差法定义的过度教育,其系数为-0.106,并且也在 0.001 水平上统计显著,

表 3 过度教育影响收入水平的多元线性回归

变量	模型 1 虚拟变量法 众数法	模型 2 虚拟变量法 标准差法	模型 3 教育分解法
过度教育 (适度教育=0)	-0.078 *** (0.012)	-0.106 *** (0.013)	
适度的教育年限			0.098 *** (0.008)
过度的教育年限			0.051 *** (0.009)
不足的教育年限			-0.010 [†] (0.006)
性别 (女性=0)	0.324 *** (0.010)	0.325 *** (0.010)	0.314 *** (0.010)
年龄	0.133 *** (0.008)	0.141 *** (0.008)	0.094 *** (0.009)
年龄平方	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
民族 (汉族=0)	-0.054 ** (0.021)	-0.053 * (0.021)	-0.058 ** (0.021)
户籍 (农业户籍=0)	0.182 *** (0.013)	0.181 *** (0.013)	0.193 *** (0.013)
教育年限	0.013 * (0.006)	0.010 (0.006)	
婚姻状况 (未婚=0)	0.062 *** (0.014)	0.062 *** (0.014)	0.062 *** (0.014)
政治身份 (非党员=0)	0.231 *** (0.012)	0.231 *** (0.012)	0.222 *** (0.012)
职业 (管理人员=0)			
专业技术人员	-0.098 *** (0.020)	-0.116 *** (0.020)	-0.180 *** (0.020)
办事人员	-0.264 *** (0.021)	-0.262 *** (0.021)	-0.297 *** (0.021)
商业服务人员	-0.261 *** (0.019)	-0.264 *** (0.019)	-0.223 *** (0.019)
体力劳动者	-0.356 *** (0.018)	-0.352 *** (0.018)	-0.258 *** (0.019)
工作经验	-0.088 *** (0.007)	-0.095 *** (0.007)	-0.047 *** (0.008)
体制 (体制外=0)	-0.237 *** (0.011)	-0.234 *** (0.011)	-0.253 *** (0.011)
行业 (非垄断行业=0)	0.088 *** (0.010)	0.087 *** (0.010)	0.082 *** (0.010)
父母最高教育程度 (小学及以下=0)			
初中	0.080 *** (0.013)	0.080 *** (0.013)	0.079 *** (0.013)
高中及中专	0.114 *** (0.014)	0.117 *** (0.014)	0.109 *** (0.014)
大专及以上	0.289 *** (0.029)	0.288 *** (0.029)	0.270 *** (0.029)
缺失	-0.061 ** (0.022)	-0.062 ** (0.022)	-0.057 * (0.022)
区域 (东部地区=0)			
中部地区	-0.429 *** (0.011)	-0.427 *** (0.011)	-0.422 *** (0.011)
西部地区	-0.437 *** (0.013)	-0.435 *** (0.013)	-0.434 *** (0.013)
职业内教育异质性指数	0.466 *** (0.072)	0.456 *** (0.071)	0.338 *** (0.072)
截距项	0.589 *** (0.114)	0.525 *** (0.115)	0.382 ** (0.117)
样本量	28137	28137	28137
拟合优度	0.319	0.319	0.325

数据来源: CGSS 2003—2015。

注: 双尾检验显著度, *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, [†] $p < 0.1$ 。

① 计算方式为: $1 - e^{-0.078} = 7.5\%$,下同。

意味着和同等教育程度但实现教育匹配的个体相比，过度教育者的平均收入低 10%。综合模型 1 和 2 可知，过度教育的确会造成收入惩罚。

模型 3 采用教育分解法^[9]，其实证结果和虚拟变量法基本一致。模型 3 回归结果表明，适度的教育年限每增长 1 年，那么个体年收入就会增长约 10.3%；而过度的教育年限每增长 1 年，那么个体年收入就会增长约 5.2%。由此可见，过度的教育年限其教育收益率仅为适度的教育年限的一半，这与以往研究的结果一致^[9]。综合来看，教育分解法和虚拟变量法的结果都表明过度教育会给个体造成收入惩罚。

表 3 中控制变量也显示出重要信息。第一，人口学变量层次，男性比女性平均收入高，说明女性在劳动力市场中依然处于相对劣势地位；个体年收入随着年龄增长呈现出先上升后下降的趋势；少数民族比汉族的平均收入要低；非农业户籍人口比农业户籍的平均年收入更低，本文通过逐步回归发现，这是由于控制职业这一变量之后，户籍的系数发生了逆转；已婚者比未婚者的年收入平均高；党员比非党员的平均年收入高，意味着党员身份的确有助于提升个体的收入水平。第二，在工作特征变量层次，职业变量表明，专业技术人员、办事人员、商业服务人员和体力劳动者的收入都低于管理人员；工作经验对个体收入的影响为负，这可能是由于它跟年龄之间的共线性导致的；体制内从业人员比体制外的平均年收入更低；垄断行业人员比非垄断行业的年收入更高。第三，家庭背景变量层次，教育变量表明，和父母教育程度为小学及以下相比，父母受过初中、高中及中专、大学及以上教育的个体，其平均收入更高，反映出家庭背景在我国劳动力市场中依然是形塑群体间收入不平等的重要力量。第四，在宏观区域层次，与东部地区居民相比，中部和西部地区居民的个体年收入更低，这就意味着区域差异是我国劳动力市场中收入不平等的重要来源。最后，职业内部教育异质性指数越高，个体收入水平越高，并且控制这一变量后，过度教育的收入惩罚依然统计显著。

图 1 呈现出过度教育收入惩罚的时期变迁效应。具体而言，本文在表 3 模型中纳入了时期变量和世代变量（即建立年龄—时期—世代模型），并将时期变量与过度教育进行交互，最后将交互项结果进行图示化。我们通过图 1 可以发现：首先，从 2003 年到 2015 年，人们的平均收入水平呈现持续上升趋势（已经调整消费者物价指数）；其次，相对于同等教育水平的适度教育者，过度教育者的收入水平持续更低。无论众数法还是标准差法，都表明过度教育造成的收入惩罚随着时期持续存在。这表明伴随着时期进程，过度教育所造成的收入惩罚是持续稳定的。

2. 过度教育的工具变量模型

过度教育的发生可能存在内生性问题。例如，个人能力等不可观测因素既会影响过度教育的发生，也会影响个体的收入水平。按照统计模型部分的介绍，本文采用两个工具变量来降低这些不可观测异质性造成的干扰。首先聚焦劳动力市场供给侧，工具变量为 1949—2015 年高考录取率，它对过度教育的影响呈现“U”型关系，当高考录取率在一定界限内上升时，有助于提升劳动力市场中的教育匹配状况；但是超过一定界限以后，高考录取率越高，那么个体发生过度教育的几率就越高。由此，高考录取率的确和过度教育之间存在高度

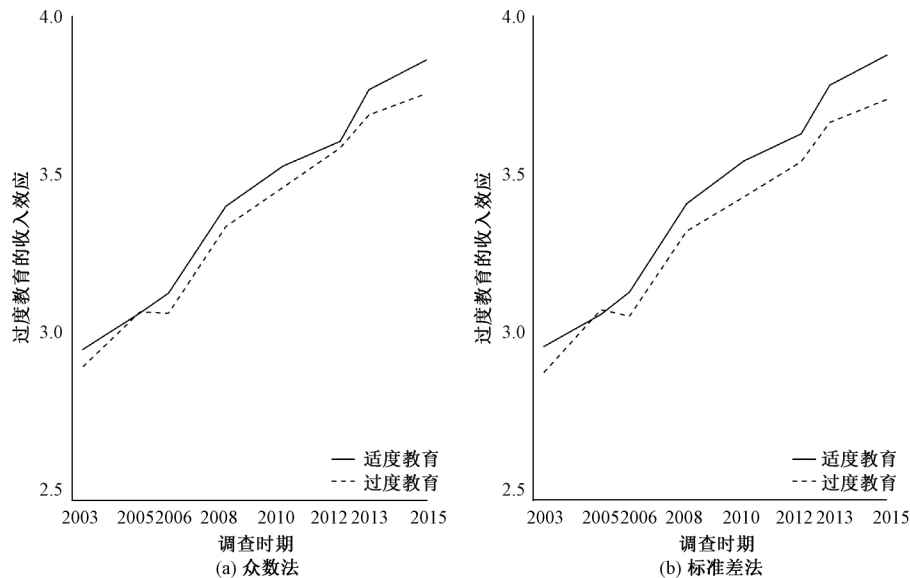


图 1 过度教育影响收入水平的时期效应

数据来源：CGSS 2003—2015。

相关，可以作为过度教育的工具变量^①。表 4 中模型 1 为 Probit-2SLS 估计结果，观察可知，高考录取率对过度教育具有显著影响，它的确是一个有效的工具变量；同时，过度教育的确会造成收入惩罚，与同等教育程度的适度教育者相比，过度教育者的平均收入低 44%，表明一般线性回归低估了过度教育的收入惩罚。

表 4 过度教育影响收入水平工具变量模型（CGSS 2003—2015）

变量	模型 1：供给侧（CGSS 众数法）		模型 2：需求侧（CGSS 众数法）	
	Probit 模型 过度教育	2SLS 模型 年收入（对数）	Probit 模型 过度教育	2SLS 模型 年收入（对数）
历年高考录取率	-2.349 *** (0.236)			
历年高考录取率平方	2.045 *** (0.324)			
各省专业技术人员比例			-0.897 *** (0.118)	
过度教育（适度教育=0）		-0.576 *** (0.072)		-0.290 *** (0.073)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	28137	28137	28137	28137
伪 R 平方/调整 R 平方	0.337	0.281	0.335	0.307

数据来源：CGSS 2003—2015。

注：1. 双尾检验显著度：*** $p<0.001$ ，** $p<0.01$ ，* $p<0.05$ ， $^{\dagger}p<0.1$ ；2. Probit 模型和 2SLS 模型中均包含以下控制变量：性别、年龄、年龄平方、民族、户籍、教育年限、婚姻状况、政治身份、职业、工作经验、体制、行业、父母最高教育程度、区域和职业内部教育异质性指数（IQV）；为了节省空间，表格中省略控制变量的系数和标准误。

其次，我们聚焦劳动力市场需求侧。工具变量为“省份—时期—世代”内部专业技术

① 本文在使用 Probit-2SLS 估计之前，首先使用 2SLS 估计检测高考录取率是否符合工具变量要求。Durbin 检验的卡方值为 997.601（ $p<0.000$ ），表明过度教育的发生的确存在内生性问题。弱工具变量 F 检验值为 62.128（ $p<0.000$ ），大于临界值（10），表明高考录取率是可行的工具变量。

人员比例^①。模型 2 中第一阶段 Probit 模型表明，当专业技术人员比例越高时，个体发生过度教育的几率越低，这意味着当特定地区的劳动力市场对专业技术人员的需求越高时，对教育文凭的吸收能力也就越强，由此降低人们发生过度教育的几率。第二阶段 2SLS 表明，当其他条件不变时，过度教育者比同等教育程度的适度教育者的平均收入低 25%。综合以上分析，基于 CGSS 和工具变量法的分析结果都表明过度教育的确会造成收入惩罚。

3. 基于 CFPS 2010—2016 数据的稳健性分析结果

为了进一步检验结论稳定性，本文使用 2010—2016 中国家庭追踪调查数据（CFPS）和固定效应模型进行稳健性分析。之所以如此，这是因为固定效应模型有助于控制难以测量的、不随时间变化的个体特征，例如个人能力、性格等，这些因素既可能影响过度教育的发生，也可能影响个体收入获得。本研究将 CFPS 样本限制为城镇样本，仅保留 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年都被调查的被访者，并且剔除职业和收入有缺失值的样本。实证分析结论主要有两个：首先，本文改进之后的现实匹配法测量结果表明，基于 CFPS 数据测量的过度教育比例约为 36%，这与本文使用 CGSS 数据测量的结果非常接近，这表明基于改进版现实匹配法在不同数据之间的测量结果具有稳定性。其次，固定效应结果表明，相比于同等教育程度的教育匹配者，过度教育者的个体年收入要低 12%。这一收入惩罚虽然低于基于 CGSS 和工具变量法的分析结果，但是高于基于一般线性回归所估计的收入惩罚^②。由此，稳健性分析结果表明本文的研究结论是稳定的，即过度教育的确会造成收入惩罚，并且一般线性回归会低估过度教育造成的收入惩罚。

六、结论与讨论

过度教育的收入效应是教育匹配领域争辩比较激烈的研究议题之一。基于工作竞争理论和职位分配理论的学者们强调过度教育会造成收入惩罚，但是基于人力资本理论和内生性问题的学者们强调过度教育不会造成收入惩罚。本文基于 CGSS 2003—2015 的多期横截面数据，首先通过纳入“时期—世代”视角和职业内部教育异质性指数，对现实匹配法进行改进，最终发现我国城镇劳动力市场的过度教育比例约为 35%。其次，本文结合线性回归和工具变量模型，发现过度教育的确会造成收入惩罚，并且过度教育的收入惩罚效应随着时期持续存在。那么职位分配理论和工作竞争理论中，哪种理论更能解释过度教育的收入惩罚？本文的实证分析支持职位分配理论。这是因为按照工作竞争理论，那些超出工作岗位所需要的教育年限将不会得到任何回报，换言之，过度的教育年限其收益率为零。但是本文通过教育年限分解法发现，那些过度教育年限的收益率为零，只有适度教育年限收益率的一半，但是绝对不会为零。这反驳了工作竞争理论，而支持职位分配理论，即过度教育的工作岗位会限制个体的生产效率，从而造成收入惩罚。

以上发现具有重要的政策启示。由于过度教育会造成收入惩罚，因此通过宏观政策强化

① 本文在使用 Probit-2SLS 估计之前，本文同样使用 2SLS 估计检测“专业技术人员比例（省份—时期—世代）”是否符合工具变量要求。Durbin 检验的卡方值为 798.15（ $p < 0.000$ ），表明过度教育的发生的确存在内生性问题。弱工具变量 F 检验值为 44.939（ $p < 0.000$ ），大于临界值（10），表明专业技术人员比例是有效工具变量。

② 为了节省空间，本文省略了相关表格，感兴趣者可以向作者索要。

学校系统与劳动力市场系统的联结强度，进而促进教育和职业匹配，对于实现更加充分的劳动力就业具有重要意义。为此首先要优化教育结构，促进教育系统和劳动力市场之间的供需均衡。伴随着我国高等教育的扩张，人们越来越感知到劳动力市场中的“就业难”问题，同时雇主却也越来越难招到符合其要求的人才，这反映出人们过度地追求教育学历或文凭，而忽视劳动技能的培养和积累，对此政府应该调整教育结构，增强职业教育和技能教育，为劳动力市场输送合适的人才。其次要促进校企合作，强化学校与职场之间的联结强度。这是因为，教育系统和劳动力市场系统之间联结越紧密的国家，人们实现教育匹配的几率越大，并且失业的几率越低。为此，加强学校与企业之间的交流与合作，有助于强化教育系统和劳动力市场系统的联结强度，有效降低过度教育的发生，从而实现更加充分的就业。

(感谢李黎明教授和答辩委员会的指导与建议，同时感谢郭小弦、姚远、王建三位博士提供的建设性意见。感谢谢宇教授、董浩博士和吴琼博士提供了宝贵修改建议，同时《人口与经济》编辑部和匿名评审专家提出了许多建设性意见。)

参考文献:

- [1] 李骏. 中国高学历劳动者的教育匹配与收入回报 [J]. 社会, 2016 (3): 64-85.
- [2] 刘金菊. 中国人口的教育过度: 水平、趋势与差异 [J]. 人口研究, 2014 (5): 41-53.
- [3] 李建民, 陈洁. 中国过度教育的测度——基于美国职业准入的教育标准 [J]. 人口与经济, 2017 (5): 34-44.
- [4] 郝雨霏, 张顺. 劳动力就业市场化、人力资本与人职匹配 [J]. 人口与经济, 2016 (2): 79-85.
- [5] DUNCAN G J, HOFFMAN S D. The incidence and wage effects of overeducation [J]. Economics of Education Review, 1981, 1 (1): 75-86.
- [6] VERDUGO R R, VERDUGO N T. The impact of surplus schooling on earnings: some additional findings [J]. The Journal of Human Resources, 1989, 24 (4): 629-643.
- [7] GROOT W, VAN DEN BRINK H M. Overeducation in the labor market: a meta-analysis [J]. Economics of Education Review, 2000, 19 (2): 101-122.
- [8] MCGUINNESS S. Overeducation in the labour market [J]. Journal of Economic Surveys, 2006, 20 (3): 387-418.
- [9] SATTINGER M. Assignment models of the distribution of earnings [J]. Journal of Economic Literature, 1993, 31 (2): 831-880.
- [10] THUROW L C. Generating inequality: mechanisms of distribution in the U. S. economy [M]. New York: Basic Books, 1975: 75-98.
- [11] WU N, WANG Q. Wage penalty of overeducation?: new micro-evidence from China [J]. China Economic Review, 2018, 50 (2): 206-217.
- [12] DI STASIO V, BOL T, VAN DE WERFHORST H G. What makes education positional? institutions, overeducation and the competition for jobs [J]. Research in Social Stratification and Mobility, 2016, 43 (15): 53-63.
- [13] BAUER T K. Educational mismatch and wages: a panel analysis [J]. Economics of Education, 2002, 21 (3): 221-229.
- [14] TSAI Y. Returns to overeducation: a longitudinal analysis of the U. S. labor market [J]. Economics of Education Review, 2010, 29 (4): 606-617.
- [15] CHEVALIER A. Measuring over-education [J]. Economica, 2003, 70 (3): 509-533.
- [16] BECKER G S. Human capital [M]. New York: University of Chicago Press, 1964: 5-20.

- [17] SCHULTZ T W. Investment in human capital [J]. The American Economic Review, 1961, 55 (1): 1-17.
- [18] RUMBERGER R W. Overeducation in the US labor market [M]. New York: Praeger Publishers, 1981: 138-148.
- [19] OECD. Education at a glance 2014: OECD indicators [R], 2014.
- [20] KIKER B F, SANTOS M C, DE OLIVEIRA M M. Overeducation and undereducation: evidence for portugal [J]. Economics of Education Review, 1997, 16 (2): 111-125.
- [21] HARTOG J. Over-education and earnings: where are we, where should we go? [J]. Economics of Education Review, 2000, 19 (2): 131-147.
- [22] 武向荣. 教育扩展中的过度教育现象及其收入效应——基于中国现状的经验研究 [J]. 北京师范大学学报 (社会科学版), 2007 (3): 132-136.
- [23] 罗润东, 彭明明. 中国教育不匹配状况及其对工资收入的影响 [J]. 学术月刊, 2010 (11): 71-77.
- [24] 颜敏, 王维国. 教育错配对工资的惩罚效应——来自中国微观面板数据的证据 [J]. 财经研究, 2018 (3): 84-96.
- [25] 刘璐宁. 我国劳动力市场中过度教育问题研究 [D]. 北京: 首都经济贸易大学, 2015: 1-20.
- [26] 边燕杰, 卢汉龙, 孙立平. 市场转型与社会分层: 美国社会学者分析中国 [M]. 北京: 三联书店, 2002: 1-38.
- [27] 吴愈晓, 杜思佳. 改革开放四十年来的中国高等教育发展 [J]. 社会发展研究, 2018 (2): 1-21.
- [28] MUELLER J H, SCHUESSLER K F, COSTNER H L. Statistical reasoning in sociology [M]. Boston: Houghton Mifflin, 1970: 177-179.
- [29] COHN E, KHAN S P. The wage effects of overschooling revisited [J]. Labour Economics, 1995, 2 (1): 67-76.
- [30] RUMBERGER R W. The impact of surplus schooling on productivity and earnings [J]. The Journal of Human Resources, 1987, 22 (1): 24-50.
- [31] SICHERMAN N. "Overeducation" in the labor market [J]. Journal of Labor Economics, 1991, 9 (2): 101-122.
- [32] RUBB S. Overeducation in the labor market: a comment and re-analysis of a meta-analysis [J]. Economics of Education Review, 2003, 22 (6): 621-629.
- [33] PECORARO M. Is there still a wage penalty for being overeducated but well-matched in skills? a panel data analysis of a Swiss graduate cohort [J]. Labour, 2014, 28 (3): 309-337.
- [34] 陈云松. 逻辑、想象和诠释: 工具变量在社会科学因果推断中的应用 [J]. 社会学研究, 2012 (6): 192-216.
- [35] CERULLI G. Ivtreatreg: a command for fitting binary treatment models with heterogeneous response to treatment and unobservable selection [J]. The Stata Journal, 2014, 14 (3): 453-480.

责任编辑 刘爱华]