

## 教育—工作错配对劳动力收入的影响

——基于中国城市劳动力调查的实证研究

周敏丹\*

---

**内容提要** 本文基于 2016 年第四轮中国城市劳动力调查数据,考察了教育—工作的错配对劳动力收入水平的影响。通过控制代表个人能力的一组工作技能禀赋变量,利用工具变量法和倾向得分匹配法,本文处理了模型可能存在的内生性问题,并通过调节效应分析了劳动者的过度教育状态对收入影响的异质性。研究发现,与具有相同受教育年限的适度教育者相比,过度教育者的收入显著更低,教育不足者的收入显著更高;在处理了过度教育的内生性问题后,其对收入的影响依然显著为负;劳动者年龄的增长和工作经验的积累会加剧其过度教育状态对收入的负面影响,而认知能力的提升能够有效缓解其过度教育状态对收入的负面影响。上述结论带来的启示是,政府需要创造更加普惠公平的受教育机会和条件,以提升劳动者的认知能力,也需要为企业加快转型升级速度营造良好的创新环境,进而从源头上降低过度教育对劳动者收入水平产生的负面影响。

**关键词** 教育—工作错配 劳动力收入 工作技能禀赋

---

### 一 引言

在迈向共同富裕的道路上,教育是个体进行人力资本积累,实现社会阶层跨越,进而提高收入水平的有效途径。习近平总书记在中共十九大报告中提出要“破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制机制弊端,使人人都有通过辛勤劳动实现自身发展的

---

\* 周敏丹,中国政法大学商学院,电子邮箱:zhoumindan@163.com。作者感谢国家社会科学基金青年项目“中国城市劳动力市场的教育—职业错配问题研究”(批准号:17CJY012)的资助。

机会”；2021年8月召开的中央财经委第十次会议在部署“分阶段促进共同富裕”的工作时也提出“为人民提高受教育程度、增强发展能力创造更加普惠公平的条件，畅通向上流动通道，给更多人创造致富机会，形成人人参与的发展环境”。劳动者通过提高受教育水平实现向更高阶层的社会流动，进而提高自身的收入水平，有利于国家从整体上优化收入分配格局，扩大中等收入者比重，从而为构建橄榄型社会提供更多高质量的人力资本储备。

1999年《面向21世纪教育振兴行动计划》的实施，将中国的高等教育从精英化推向大众化阶段，此后每年进入劳动力市场的高校毕业生数量日益攀升。如果这些接受了高等教育的大学毕业生都能够在劳动力市场上找到与自身人力资本水平相匹配的工作岗位，进而实现社会阶层的向上跨越和收入水平的提升，那么收入分配格局的改善和橄榄型社会的构建将会是一个顺其自然的过程。然而，在高校毕业生数量节节攀升的同时，由技术进步和产业结构转型升级所推动的劳动力市场需求结构的变化却未能进行同步调整，从而导致了现实中“就业难”与“用工荒”现象的并存。

从宏观层面看，“就业难”与“用工荒”并存是劳动力市场供给—需求结构不匹配的典型表现：一方面，在较高的学历层次上，过多的求职者追逐较少的工作岗位；另一方面，在较低学历的层次上，空缺的工作岗位超过了劳动力的供给量。从微观层面看，劳动力市场的供需结构错配具体表现为劳动者的实际受教育程度与工作岗位对学历的要求不一致：若前者大于后者，称为过度教育；反之，则称为教育不足（Duncan & Hoffman, 1981）。大量研究表明，中国劳动力市场的错配类型以过度教育为主（武向荣、赖德胜，2010；缪宇环，2013；方超、黄斌，2018；彭树宏，2019；周敏丹，2021）。对处于过度教育或教育不足状态的劳动者而言，其收入水平除了受其实际受教育程度的影响，还会受到错配状态的影响。

在学术界，教育对收入的影响是劳动经济学研究中的经典议题，有关这一议题的早期研究更多地聚焦于劳动者的实际受教育程度对收入的影响，且较为一致地得到了“受教育程度越高，收入水平越高”的结论。近年来，随着劳动力市场结构性矛盾的凸显，该领域的研究越来越多地转向对教育—工作匹配状态与劳动者收入之间关系的探讨。由于绝大多数国家的错配类型均以过度教育为主，因而有关教育—工作错配对收入影响的研究主要聚焦于过度教育的收入效应。发达国家的经验证据较为一致地表明，与具有相同学历的适度教育者相比，过度教育者的收入水平显著更低，教育不足者的收入水平显著更高；而与相同岗位上的适度教育者相比，过度教育者的收入水平显著更高，教育不足者的收入水平显著更低（Duncan & Hoffman,

1981; Sicherman, 1991; Leuven & Oosterbeek, 2011)。如果这一结论同样适用于中国,那么,对于过度教育发生率接近 5 成的中国劳动力市场来说(彭树宏, 2019; 周敏丹, 2021), 橄榄型社会的构建和收入分配格局的优化, 就不能仅仅依赖于教育体制改革这一劳动力市场需求侧的因素, 还要取决于产业结构转型与升级这一劳动力市场供给侧的因素。

基于上述背景, 本文利用 2016 年第四轮中国城市劳动力调查 (China Urban Labor Survey, 简称 CULS) 数据, 考察教育—工作错配对劳动力收入水平的影响, 并利用两阶段最小二乘法和倾向得分匹配法 (propensity score matching, 简称 PSM) 检验过度教育对收入的影响的稳健性。此外, 本文还将基于调节效应模型, 进一步考察过度教育对收入的影响是否随着劳动者年龄的增长、工作经验的积累和工作技能禀赋的不同而改变。

## 二 文献综述

### (一) 国外相关文献梳理

对教育—工作错配与收入之间关系最常见的解释是基于新古典经济学的人力资本理论, 它认为教育能够通过提高生产率进而提高收入。人力资本理论明确地解释了教育与收入之间的关系, 当然它也招致了一些理论上和经验上的批评 (Blaug, 1976)。一些理论认为二者之间具有更加复杂的关系 (Tsang & Levin, 1985)。如 Thurow (1975) 提出的工作竞争模型 (job competition model) 认为, 边际产品以及收入与工作而非与个人相关。一份工作中, 与个人教育中实际所需要, 且被充分利用的那部分教育相关的收入, 可能高于与一般教育相关的收入; 而与个人教育中不被需要从而未被充分利用的部分相关的收入, 可能低于与所需教育相关的收入, 甚至为零。因此, 教育与收入之间的关系可能因工作而异。一些工作可能在利用工人技能方面更加灵活, 而另一些则更加僵化。一些经验研究支持了这一观点, 如 Duncan & Hoffman (1981)、Hartog (1985) 和 Eckaus (1973)。

研究教育—工作错配与收入之间关系的两个经典模型分别是 ORU (over, required and undereducation) 模型 (Duncan & Hoffman, 1981) 和 V - V 模型 (Verdugo & Verdugo, 1989), 这两个模型都是基于经典明瑟方程 (Mincer equation) 的扩展。Duncan & Hoffman (1981) 在 Mincer (1974) 收入函数的基础上, 将实际受教育年限分为工作所需受教育年限、过度教育年限或教育不足年限, 并分别检验它们的教育回

报率，发现在控制了工作所需的受教育年限后，过度教育对于对数工资仍有显著为正的边际影响，但过度教育者的回报仅相当于适度教育者回报的一半；而教育不足者的回报则为负。后续很多研究利用不同的数据检验了过度教育和教育不足对工资的影响，得到了与之类似的结论（Hartog, 1985, 2000；Rumberger, 1987；Rubb, 2003）。Rumberger（1987）对此的解释是过度教育部分的技能没有得到充分利用，因而这部分教育获得的回报，低于技能被充分利用的适度教育部分的回报。同时，他还发现，教育与收入的关系在不同职业间也大不相同，教育并不必然会提高所有职业中工人的生产率及收入。这一结论也证实了他提出的不同的工作会提供给工人不同的机会来利用他们的技能和能力这一假设。

Sicherman（1991）发现过度教育工人的工资低于那些与他们具有相同学历，但从事的工作与其受教育水平适度匹配的工人的工资，教育不足工人的工资高于那些与他们具有相同学历，但所从事的工作与其受教育水平适度的工人的工资；同时，过度教育工人的工资高于那些从事相同工作但具有适度教育（从而具有更低的受教育水平）的工人的工资，教育不足工人的工资低于那些与他们从事相同工作但具有适度教育（从而具有更高的受教育水平）的工人的工资。Alba-Ramirez（1993）基于西班牙数据的研究也得到了类似的结论，他还发现过度教育群体所获得的技能将转化为将来工作的经验；同时，教育不足群体也并不必然意味着不好的匹配，因为他们所受教育程度的不足会被积累的工作经验和在职培训所抵消。这也意味着，工人通过将正式教育、工作经验和在职培训结合起来，能够获得工作所需要的足够的人力资本。这些有关教育回报的结论与人力资本理论（Sicherman, 1991）和职业流动理论（Sicherman & Galor, 1990）相一致。

与 ORU 模型不同的是，Verdugo & Verdugo（1989）保留了 Mincer（1974）模型中的实际受教育年限变量，通过引入过度教育与教育不足虚拟变量来考察二者对收入的影响，研究发现在控制了实际受教育年限后，与适度教育的劳动者相比，过度教育劳动者的收入显著更低，而教育不足劳动者的收入显著更高，这一结论与 Rumberger（1987）的发现类似。Leuven & Oosterbeek（2011）通过文献梳理发现，平均来说，在各个国家和各个时期，适度匹配群体的受教育年限每增加 1 年，工资提高 8.9%，过度教育群体的受教育年限每增加 1 年，工资提高 4.3%，教育不足群体的受教育年限每欠缺 1 年，工资损失为 3.6%；同时，他们指出有关教育错配对于工资影响的主流文献大都利用横截面数据进行研究，而这难以捕捉到工人之间存在的异质性。Bauer（2002）利用 1984 - 1998 年德国的面板数据发现，在控制住工人间不可观测的异质性后，过度

教育的工资回报会向适度教育的工资回报收敛,用随机效应估计时他们的系数分别为 6.2% 和 6.9%,而教育不足对工资的负面影响则不断降低直至最后完全消失,用混合截面最小二乘法和随机效应法估计时系数分别为 -0.10% 和 -0.87%。

既有文献认为,过度教育与收入问题的内生性主要来自以下两个方面:一是对过度教育本身的测量误差,二是在估计受教育程度对收入的影响时可能存在的遗漏变量问题。现有文献主要采用工具变量法 (Korpi & Tählén, 2009)、固定效应模型 (Bauer, 2002; Dolton & Vignoles, 2000; Dolton & Silles, 2008; Tsai, 2010)、倾向得分匹配法 (McGuinness, 2007) 对内生性问题进行处理,且大多数针对发达国家样本的研究均较为一致地发现过度教育会导致收入惩罚,而教育不足会产生工资溢价。

## (二) 国内相关文献梳理

近年来,越来越多的研究开始关注中国劳动力市场上教育—工作错配与收入之间的关系问题,其中绝大多数研究聚焦于过度教育对收入的影响,且仅有少量研究对教育与收入之间的内生性问题进行了处理 (颜敏、王维国, 2017; Wu & Wang, 2018; 江求川, 2019; 彭树宏, 2019)。武向荣 (2007) 利用 ORU 模型发现,过度教育的收益率虽然为正,但其小于工作所需教育的收益率,且工作所需教育的收益率高于实际教育的收益率。范皑皑和丁小浩 (2013) 利用 V-V 模型研究了不同行业过度教育者的收入回报,发现与适度教育者相比,高收入行业过度教育者的收入损失不显著,而低收入行业过度教育者的收入损失显著且高于高收入行业过度教育者的收入损失,特别是低收入行业的女性承受了更大的收入损失。王广慧和徐桂珍 (2014) 利用 ORU 模型分析了过度教育对新生代农民工收入的影响,发现新生代农民工的工作所需教育回报率高于实际教育回报率,过度教育对新生代农民工的收入具有正向但不显著的影响;而教育不足对于男性新生代农民工的收入有显著负影响,而对女性新生代农民工则没有显著影响。叶尔肯拜·苏琴和伍山林 (2016) 分别采用 ORU 模型和 V-V 模型估算了农民工群体过度教育的收入效应,发现男性农民工存在过度教育工资溢价和教育不足工资折价并存的现象。

王春超和余诗琪 (2017) 利用中国乡—城移民调查 (RUMIC) 数据发现,在受教育年限相同的情况下,过度教育者的收入低于适度教育者,而教育不足者的收入高于适度教育者,并且相较于外地人,过度教育对收入的惩罚效应在本地人中更大,而教育不足对工资的奖励作用在本地人中更小。Wu & Wang (2018) 利用世界银行的面向就业和生产率的技能调查 (STEP) 数据 (云南省昆明市) 发现,与具有相同受教



育程度且适度教育的劳动者相比，过度教育者的工资降低了18.5%，他们采用匹配法对内生性问题进行了处理后发现结论依然稳健。江求川（2019）利用ORU模型发现在其他条件相同时，过度教育者的平均工资比适度教育者显著更低，而教育不足者的平均工资则高于适度教育者；同时他用工具变量法和倾向得分匹配法处理了教育与收入之间可能存在的内生性问题，发现结果依然稳健。彭树宏（2019）利用2014年中国家庭追踪调查数据和工具变量法处理内生性问题后发现，与具有相同受教育水平的适度教育者相比，过度教育者的收入低10.7%，而教育不足者的收入高18.1%；与相同工作岗位上的适度教育者相比，过度教育者的收入高24.7%，而教育不足者的收入则无显著差异。刘云波（2019）利用2015年中国综合社会调查数据发现，同时发生过度教育和过度技能的劳动者的收入比其他错配群体更低。

### （三）文献评述

在讨论工作所需受教育程度、过度教育或教育不足变量与收入之间关系时，ORU模型存在的一个主要问题是，模型中同时包含了工作所需受教育年限、过度教育年限和教育不足年限三个变量。当个体存在过度教育（或教育不足）时，其在模型中所对应的教育不足（或过度教育）年限变量被强制赋值为0，而这一赋值方式在同一个模型中无法同时对过度教育年限和教育不足年限进行准确度量，这一度量偏误容易导致估计偏误的出现。而在使用V-V模型进行估计时，由于模型中包含了个人实际受教育年限、过度教育和教育不足虚拟变量，这三个与教育相关的变量都因存在遗漏衡量个人能力变量的问题而存在内生性，容易导致模型出现估计偏误，因而也饱受学界的诟病。而由于内生变量较多，且较难找到合适的衡量个人能力的工具变量，绝大多数研究只证实了过度教育与收入之间的相关关系，对内生性问题进行系统处理并发现二者之间存在因果关系的文献为数甚少。而对于那些处理了过度教育与收入间内生性问题的文献，或许囿于数据可得性等原因，这些研究存在诸如工具变量选取不太合适、对遗漏变量（如个人能力）的度量不够准确等问题。此外，既有文献对过度教育与收入间关系的探讨，大多止步于二者之间的相关关系（或因果关系），很少有文献探讨过度教育对收入的影响是否可能存在异质性。

基于此，本文对于既有文献的贡献如下：首先，基于中国城市劳动力调查数据在度量工作岗位所需技能和劳动力工作技能禀赋方面所具有的独特优势，在模型中加入一组衡量个人能力的工作技能禀赋变量，有利于减轻遗漏变量问题。其次，选用父亲和母亲的受教育年限，以及工作所需技能变量作为过度教育变量的工具变量，采用两阶段最小二乘法进行稳健性检验，以及将过度教育视为一种处理（treatment），

采用倾向得分匹配法检验基准结果的稳健性,有利于缓解由双向因果关系所带来的内生性问题。最后,基于调节效应模型,进一步考察过度教育的收入惩罚效应依年龄、工作经验和工作技能禀赋不同而存在的异质性,这一做法是对该领域文献的深化和拓展。

### 三 研究框架设计

#### (一) 数据来源

本文所使用的数据来自中国社会科学院人口与劳动经济研究所于 2016 年组织实施的第四轮中国城市劳动力调查。该调查是针对城市住户的劳动力调查,分别在上海、广州、福州、武汉、沈阳、西安 6 个城市展开。该调查采用两阶段抽样方法抽选样本,样本对城市具有代表性,最终收集到的有效样本包括 6478 个家庭的 15448 人。该调查对接了世界银行的面向就业和生产率的技能调查(STEP)中的工作技能模块,对劳动力在当前工作岗位中需要使用的技能及其工作技能禀赋进行了全面和细致的度量(都阳等,2017)。

#### (二) 研究设计与变量选取

本文在 Verdugo & Verdugo (1989) 模型的基础上,加入一组衡量个人能力的工作技能禀赋变量,考察教育—工作错配对劳动力收入的影响,具体模型如式(1)所示:

$$\ln w = \beta_1 + \beta_2 edu + \beta_3 over + \beta_4 under + \beta_5 SKILL + BX + u \quad (1)$$

其中, $w$ 为被解释变量,表示个体的平均月收入对数值,为了排除异常值的影响,我们对该变量在 1% 和 99% 处的取值进行了缩尾处理。 $edu$ 、 $over$  和  $under$  为本模型的核心解释变量,其中, $edu$  表示个体的实际受教育年限; $over$  和  $under$  分别表示个体是否存在过度教育和教育不足的虚拟变量;当个体的实际受教育程度大于(或小于)其工作所需受教育程度时,说明该个体存在过度教育(或教育不足),变量  $over$  (或  $under$ ) 赋值为 1;当个体的实际受教育程度等于其工作所需受教育程度时,说明该个体为适度教育,变量  $over$  和  $under$  均赋值为 0<sup>①</sup>。 $SKILL$  表示一组工作技能禀赋变量,包括非常规认知型的分析型任务、非常规认知型的互动型任务、常规认知型任务和操作型任务四种类型的工作任务变量,不同类型工作任务包含的工作技能禀赋项目及其度量方式列示于表 1。上述四个变量从个体的分析能力、社交能力、认知能力和

① 第四轮中国城市劳动力调查问卷中直接询问了被访者关于“工作所需最低学历”的问题,因此本文主要基于员工自我评估法衡量工作所需受教育程度。

操作能力等方面反映了个体所具备的各项工作技能，它们能够在一定程度上较为全面地反映模型遗漏的个人能力（ability）变量。参照既有文献的做法（都阳等，2017；周敏丹，2021），对这四个变量进行标准化处理并分类加总后，将它们作为控制变量加入模型<sup>①</sup>。X 为一系列包含个人层面、工作层面和城市层面的控制变量，其中个人层面的控制变量包括年龄、性别、户籍、是否本地人；工作层面的控制变量包括工作经验及其平方、是否接受过培训、单位规模、单位所有制和所在行业。同时，本文还控制了城市固定效应。

表 1 工作技能禀赋度量

任务分类	个人具备的工作技能禀赋	度量方法
非常规、认知型的分析型任务	通过英语资格考试	0~1
	能够使用电脑	0~1
	会文字处理	0~1
	能够使用电子制表	0~1
非常规、认知型的互动型任务	能够使用电脑	0~1
	能够收发电子邮件	0~1
常规认知型任务	能够使用电脑	0~1
	会做数据录入工作	0~1
操作型任务	能驾驶交通工具	0~1
	能操作重型机器或工业设备	0~1
	能够从事体力劳动的程度	1~10, 1 代表完全不能够, 10 代表能够从事重体力劳动

注：取值范围为 0~1 的项目，0 代表“不能够”，1 代表“能够”。

资料来源：作者根据工作技能禀赋概念整理得到。

在稳健性检验中，本文通过以下做法来减轻模型的内生性问题。首先，通过控制一组工作技能禀赋变量，以减轻由于个人能力变量缺失而导致的遗漏变量问题；其次，

① 本文对于工作技能禀赋变量的度量和计算，借鉴了都阳等（2017）和周敏丹（2021）的做法。但需要指出的是，由于工作技能禀赋与工作所需技能在内涵上有所差别，且第四轮中国城市劳动力调查问卷中分别开辟了“工作所需技能”和“工作技能禀赋”两个不同模块，这两组变量分别包含了不同的问项。因此，本文的“工作技能禀赋”变量中，每一个任务分类所包含的具体条目不同于都阳等（2017）和周敏丹（2021）文中“工作所需技能”变量中相应任务分类的具体条目。



选用父亲受教育年限、母亲受教育年限和工作所需技能变量作为过度教育的工具变量，采用两阶段最小二乘法检验基准结果的稳健性；最后，借鉴既有文献的做法（Wu & Wang, 2018；江求川, 2019），本文将过度教育视为一种处理（treatment），将适度教育视为控制组，通过倾向得分匹配法对样本进行匹配后重新估计模型的参数<sup>①</sup>。进一步，本文基于调节效应模型，分别构建了过度教育与年龄、工作经验和一组工作技能禀赋变量的交乘项，以考察过度教育对于收入的影响是否会随劳动者年龄的增长、工作经验的积累和工作技能禀赋的不同而变化。

### （三）主要变量的描述性统计

表 2 展示了主要变量的描述性统计。由表 2 可知，被访者的平均月收入均值为 5378 元；三个核心解释变量中，被访者实际受教育年限的均值为 12.6 年，达到高中或中职水平；被访者的过度教育发生率为 49%，教育不足发生率为 8%，可见错配类型以过度教育为主。我们对个体的工作技能禀赋变量进行了标准化处理，因此四种类型的工作技能禀赋变量均值都约为 0，标准差都接近于 1。被访者的平均年龄为 38 岁；男性被访者占样本总数的 58%；约有 66% 的被访者持有非农业户口；51% 的被访者为本地人；被访者平均约有 15.5 年的工作经验；10% 的被访者接受过 1 个月以上的培训；32% 的被访者在 100 人及以上规模较大的单位工作。被访者父亲受教育年限的均值为 7 年左右，相当于初中一年级水平；被访者母亲受教育年限的均值为 6 年左右，约为小学毕业水平。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
平均月收入(元/月)	7287	5378	4277	26668	268	4168
实际受教育年限(年)	7287	12.60	3.49	22	0	12
过度教育(是=1)	7287	0.49	0.50	1	0	0
教育不足(是=1)	7287	0.08	0.27	1	0	0
非常规认知型的分析任务	7287	0.01	0.82	0.94	-1.28	0.36
非常规认知型的互动任务	7287	0.01	0.95	0.58	-1.74	0.58
常规认知型任务	7287	0.01	0.91	0.64	-1.61	0.64
操作型任务	7287	0.01	0.64	2.18	-1.19	-0.04
年龄(岁)	7287	38.00	9.68	64	16	37

<sup>①</sup> 由于教育不足的发生率不到 10%，本文在稳健性检验和其后部分的实证检验中，删除了教育不足样本，聚焦于考察过度教育对劳动者收入水平的影响。

续表

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
性别(男性=1)	7287	0.58	0.49	1	0	1
户籍(非农业=1)	7287	0.66	0.48	1	0	1
是否本地人(是=1)	7287	0.51	0.50	1	0	1
工作经验(年)	7287	15.50	10.10	59	1	14
是否接受过培训(是=1)	7287	0.10	0.30	1	0	0
单位规模(100人及以上=1)	7287	0.32	0.47	1	0	0
父亲受教育年限(年)	6436	7.23	4.40	18	0	6
母亲受教育年限(年)	6253	5.90	4.35	18	0	6

资料来源：根据2016年第四轮中国城市劳动力调查（CULS）数据计算得到。

## 四 实证结果分析

### （一）基准回归

我们在经典明瑟收入函数（Mincer, 1974）的基础上，采用逐步回归法考察实际受教育年限、过度教育和教育不足变量对劳动者收入水平的影响，结果如表3所示。表3的第（1）列为经典的明瑟收入函数回归，即不添加任何控制变量，仅考察实际受教育年限和工作经验及其平方对收入的影响，结果显示实际受教育年限对收入的影响显著为正，工作经验对收入的影响呈倒U型，与既有研究的结论一致（Mincer, 1974）。第（2）列加入了过度教育与教育不足虚拟变量，结果显示与具有相同受教育年限的适度教育者相比，过度教育者的收入显著更低，而教育不足者的收入显著更高，与既有研究的结论也较为一致（Verdugo & Verdugo, 1989；Sicherman, 1991）。

第（3）列加入了衡量个人能力的工作技能禀赋变量，结果显示过度教育、教育不足对收入的影响方向和显著性均未发生明显变化。第（4）列进一步加入了个人层面、工作层面和城市层面的一系列控制变量，可以发现核心解释变量的结果依然稳健；并且四种类型工作技能禀赋变量的系数也都较为显著，这说明收入确实受到劳动者工作技能禀赋的显著影响。具体来说，非常规认知型的分析型任务、非常规认知型的互动型任务和操作型任务对收入都有显著为正的影响，而个人技能禀赋中的常规认知型属性越明显，收入显著越低，这可能与常规认知型任务最容易被资本（机器）所替代存在一定关系。总体来说，无论是否加入衡量个人能力的工作技能禀赋变量和一系列控

制变量，与具有相同受教育年限的适度教育者相比，过度教育者的收入惩罚效应和教育不足者的收入溢出效应均显著存在，这一结论与既有研究的发现保持一致。

表 3 过度教育对收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
实际受教育年限	0.062 *** (0.002)	0.065 *** (0.002)	0.026 *** (0.003)	0.035 *** (0.003)
是否过度教育		-0.139 *** (0.016)	-0.089 *** (0.016)	-0.076 *** (0.015)
是否教育不足		0.127 *** (0.029)	0.091 *** (0.028)	0.077 *** (0.025)
工作经验	0.055 *** (0.003)	0.055 *** (0.003)	0.051 *** (0.003)	0.047 *** (0.003)
工作经验的平方	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
非常规认知型的分析型任务			0.249 *** (0.025)	0.208 *** (0.023)
非常规认知型的互动型任务			0.034 (0.022)	0.044 ** (0.021)
常规认知型任务			-0.064 ** (0.026)	-0.062 ** (0.024)
操作型任务			0.164 *** (0.011)	0.074 *** (0.012)
年龄				0.005 *** (0.001)
性别				0.240 *** (0.016)
户籍				0.005 (0.020)
是否本地人				-0.140 *** (0.018)
是否接受过培训				0.089 *** (0.023)
单位规模				0.056 *** (0.016)
常数项	7.156 *** (0.039)	7.185 *** (0.041)	7.665 *** (0.048)	7.080 *** (0.067)
所有制	否	否	否	是

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
行业	否	否	否	是
城市	否	否	否	是
R <sup>2</sup>	0.132	0.147	0.197	0.334
样本量	7298	7298	7295	7287

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据2016年第四轮中国城市劳动力调查（CULS）数据计算得到。

## （二）稳健性检验

在式（1）的基准回归中，实际受教育年限、过度教育和教育不足三个变量都可能存在内生性问题，而既有文献对于 ORU 模型和 V - V 模型中内生性问题的讨论并不充分，很多文献甚至直接回避了模型可能存在的内生性问题；而一些文献即使提及了内生性问题的处理，但受数据和变量获取的限制，或对衡量个人能力的遗漏变量的控制不够全面，或对工具变量的选取不够恰当。本文所使用的 2016 年第四轮中国城市劳动力调查数据，在调查问卷中分别开辟了工作所需技能模块和工作技能禀赋模块，对工作岗位所需要的技能以及劳动者的技能禀赋进行了有区别且细致全面的度量，这为本文工具变量的选取和遗漏变量（如个人能力）的控制提供了极大的便利。基于此，首先，本文选用父亲和母亲的受教育年限，以及工作所需技能变量作为过度教育变量的工具变量，采用两阶段最小二乘法对基准结果进行稳健性检验；其次，将过度教育视为一种处理（treatment），采用倾向得分匹配法检验基准结果的稳健性。

### 1. 工具变量估计结果分析

在控制了衡量个人能力的工作技能禀赋变量以减轻模型遗漏变量问题的基础上，我们进一步尝试寻找过度教育变量的工具变量，来对内生性问题进行进一步处理。结合数据的可得性，我们选取父亲的受教育年限、母亲的受教育年限和工作所需技能变量中的非常规认知型的分析型任务作为过度教育的工具变量<sup>①</sup>，并采用两阶段最小二乘法进行检验，结果如表 4 所示。既有文献表明，父亲的受教育程度和母亲的受教育程

① 选取非常规认知型的分析型变量作为工具变量的理由如下：第一，在四种类型的工作所需技能变量中，非常规认知型的分析型任务对过度教育的影响最大，且非常显著和稳健（周敏丹，2021）；第二，如果加入其他类型的工作所需技能变量，工具变量法的回归结果依然稳健，但会导致模型存在过度识别问题。

度会通过个体实际受教育程度进而影响个体的过度教育发生概率，工作所需技能变量也会显著影响个体的过度教育发生概率（周敏丹，2021），因而它们均满足工具变量选取的相关性条件；虽然上述三个变量可能通过与教育相关的变量（包括实际受教育年限或过度教育）、或通过个人能力变量对收入产生影响，但我们在回归中对这些变量都进行了控制，因而可以认为工具变量与随机误差项不相关，从而满足工具变量选取的外生性条件。

由表 4 的第（1）列可知，在第一阶段的回归中，Cragg-Donald Wald F 统计量很大且非常显著，说明模型不存在弱工具变量问题，Sargan 统计量小于 10 且不显著，说明模型也不存在过度识别问题；因此，工具变量的选取是合适的。由表 4 的第（2）列可知，即使在工具变量法回归中，过度教育对收入的影响仍然在 1% 的水平上显著为负，其他控制变量的大小和显著性水平也都未发生较大变化，说明在处理了内生性问题后，上文的基准结果依然稳健。

表 4 工具变量估计结果

	(1)	(2)
	第一阶段 过度教育	第二阶段 平均月收入对数
实际受教育年限	0.173 *** (0.010)	0.083 *** (0.008)
是否过度教育		-1.047 *** (0.109)
父亲受教育年限	-0.008 (0.006)	
母亲受教育年限	0.002 (0.006)	
非常规认知型的分析型任务(工作所需)	-0.564 *** (0.041)	
工作经验	-0.001 (0.007)	0.040 *** (0.004)
工作经验的平方	-0.000 (0.000)	-0.001 *** (0.000)
非常规认知型的分析型任务	-0.142 ** (0.062)	0.094 *** (0.036)
非常规认知型的互动型任务	-0.055 (0.054)	0.015 (0.030)



续表

	(1)	(2)
	第一阶段 过度教育	第二阶段 平均月收入对数
常规认知型任务	-0.097 (0.063)	-0.077 ** (0.035)
操作型任务	0.058 * (0.032)	0.085 *** (0.018)
年龄	0.006 * (0.004)	0.003 (0.002)
性别	0.007 (0.043)	0.265 *** (0.024)
户籍	-0.043 (0.051)	0.003 (0.028)
是否本地人	-0.116 ** (0.047)	-0.118 *** (0.026)
是否接受过培训	-0.028 (0.062)	0.037 (0.035)
单位规模	-0.136 *** (0.046)	-0.008 (0.026)
常数项	-2.026 *** (0.184)	7.195 *** (0.095)
所有制	是	是
行业	是	是
城市	是	是
Cragg-Donald Wald F 统计量	68.941 ***	
Sargan 统计量	0.294	
样本量	5311	5306

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。  
资料来源：根据2016年第四轮中国城市劳动力调查（CULS）数据计算得到。

## 2. 倾向得分匹配估计结果分析

借鉴既有文献的做法（Wu & Wang, 2018；江求川，2019），由于过度教育是一个虚拟变量，因此，可以将过度教育视为一种处理（treatment），将样本中的过度教育者（ $OVER = 1$ ）视为处理组，而适度教育者（ $OVER = 0$ ）视为控制组，进而采用倾向得

分匹配法对处理组和控制组依样本可观测的维度进行匹配。借鉴既有文献关于过度教育影响因素的结论（罗润东、彭明明，2010；武向荣、赖德胜，2010；方超、黄斌，2018），本文选取个体的实际受教育年限、工作经验及其平方、四个工作技能禀赋变量、年龄、性别、户籍、是否本地人、是否接受过培训、单位规模、单位所有制、行业和城市变量作为匹配变量，采用核匹配方法进行倾向得分匹配。结果显示，匹配后处理组与控制组之间的可比性有了一定程度的提高。

表 5 基于倾向得分匹配法的平衡性检验结果

变量	匹配前后	处理组均值	控制组均值	标准化偏误	标准化偏误减少程度	t 值	p >  t
实际受教育年限	匹配前	12.800	12.845	-1.3	-40.2	-0.54	0.588
	匹配后	12.800	12.736	1.9		0.80	0.425
工作经验	匹配前	15.116	15.228	-1.1	-66.9	-0.46	0.648
	匹配后	15.116	14.930	1.9		0.78	0.433
非常规认知型的分析型任务	匹配前	328.850	331.140	-0.6	-203.4	-0.24	0.808
	匹配后	328.850	321.900	1.8		0.76	0.445
非常规认知型的互动型任务	匹配前	-1.000	0.150	-30.7	96.8	-12.52***	0.000
	匹配后	-1.000	-0.108	1.0		0.39	0.693
常规认知型任务	匹配前	-0.119	0.156	-30.7	97.5	-12.51***	0.000
	匹配后	-0.119	-0.126	0.8		0.30	0.764
操作型任务	匹配前	0.017	0.007	1.5	-1.2	0.62	0.538
	匹配后	0.017	0.007	1.5		0.63	0.527
年龄	匹配前	37.832	37.321	5.3	56.6	2.18	0.029
	匹配后	37.832	37.610	2.3		0.98	0.333
性别	匹配前	0.571	0.578	-0.2	-122.0	-0.07	0.941
	匹配后	0.571	0.575	0.4		0.17	0.866
户籍	匹配前	0.631	0.687	-11.8	83.8	-4.82***	0.000
	匹配后	0.631	0.622	1.9		0.79	0.432
是否本地人	匹配前	0.474	0.551	-15.3	89.3	-6.25***	0.000
	匹配后	0.474	0.466	1.6		0.69	0.490
是否接受过培训	匹配前	0.084	0.120	-12.0	94.6	-4.94	0.000
	匹配后	0.084	0.086	-0.7		-0.30	0.765
单位规模	匹配前	0.276	0.380	-22.3	94.7	-9.15***	0.000
	匹配后	0.276	0.281	-1.2		-0.52	0.604

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据2016年第四轮中国城市劳动力调查（CULS）数据计算得到。

表6列示了匹配后的回归结果。由表6可知，在匹配后，与具有相同学历的适度教育者相比，过度教育者的月平均收入依然显著更低；实际受教育年限、工作经验及其平方变量对收入的影响方向和显著性均与既有研究所得结论一致。同时，由表6的第(4)列可知，在匹配后，非常规认知型的分析型任务、非常规认知型的互动型任务和操作型任务对收入的影响均显著为正，其中非常规认知型的分析型任务的系数最大且显著为正；而常规认知型任务对收入的影响显著为负。这表明，如果劳动者技能禀赋中的常规认知型属性越明显，其收入越低；如果劳动者技能禀赋中的非常规认知型的分析型属性、非常规认知型的互动型属性和操作型属性越明显，则其收入越高，并且在这三者中，非常规认知型的分析型技能禀赋对收入的提升效应最大。上述有关工作技能禀赋特征与收入间关系的实证结果与都阳等(2017)的发现一致<sup>①</sup>，这或许在一定程度上表明中国劳动力市场的就业极化趋势已初现端倪。

表6 基于倾向得分匹配权重的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
实际受教育年限	0.065 *** (0.002)	0.065 *** (0.002)	0.024 *** (0.004)	0.032 *** (0.004)
是否过度教育		-0.081 *** (0.016)	-0.082 *** (0.015)	-0.084 *** (0.014)
工作经验	0.057 *** (0.003)	0.057 *** (0.003)	0.053 *** (0.003)	0.052 *** (0.003)
工作经验的平方	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
非常规认知型的分析型任务			0.233 *** (0.025)	0.197 *** (0.023)
非常规认知型的互动型任务			0.039 * (0.022)	0.041 ** (0.021)
常规认知型任务			-0.059 ** (0.026)	-0.060 ** (0.025)

<sup>①</sup> 值得注意的是，都阳等(2017)考察的是工作岗位技能需求对劳动者收入的影响，而本文考察的是劳动者的技能禀赋对收入的影响；虽然二者的定义略有不同，但两组变量在技能属性上具有高度相似性。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
操作型任务			0.162 *** (0.012)	0.067 *** (0.012)
年龄				0.002 (0.001)
性别				0.248 *** (0.017)
户籍				-0.002 (0.020)
是否本地人				-0.133 *** (0.018)
是否接受过培训				0.070 *** (0.026)
单位规模				0.043 ** (0.019)
常数项	7.078 *** (0.040)	7.116 *** (0.041)	7.669 *** (0.052)	7.214 *** (0.068)
所有制	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
城市	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.138	0.141	0.192	0.317
样本量	6718	6718	6718	6718

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。  
资料来源：根据2016年第四轮中国城市劳动力调查（CULS）数据计算得到。

### （三）进一步分析

基于调节效应模型，本文通过构造过度教育与年龄、工作经验和一组工作技能禀赋变量的交乘项，进一步考察上述变量对过度教育的收入惩罚是否存在调节效应，即过度教育的收入惩罚效应是否会随劳动者年龄的增长、工作经验的积累和工作技能禀赋的变化而变化，结果如表7所示。由表7第（1）列和第（2）列可知，过度教育与年龄、工作经验的交乘项均显著为负，说明过度教育的收入惩罚效应不仅不会随着年龄的增长和工作经验的积累而逐渐消失，反而会进一步加剧。这一结论表明，过度教育的收入惩罚效应在劳动者的生命历程和职业生涯中是一种长期现象，它并不会随年龄的增长而消失，

也不会因工作经验的积累而被抵消。因此，政府对于劳动力市场上的过度教育状况需要进行及时干预，以避免该现象的持续存在对劳动者收入和福利状况产生持续的负面影响。表7第(3)列至第(6)列的结果显示，过度教育与非常规认知型的分析型任务、非常规认知型的互动型任务和常规认知型任务的交乘项系数均显著为正，而与操作型任务的交乘项系数不显著。这说明，劳动者认知能力的提升能够有效缓解其过度教育状态所带来的收入惩罚效应，而劳动者操作能力的提升则对过度教育的收入惩罚效应影响不大。

表7 过度教育对收入影响的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
过度教育×年龄	-0.007*** (0.002)					
过度教育×工作经验		-0.004*** (0.001)				
过度教育×非常规认知型的分析型任务			0.047*** (0.017)			
过度教育×非常规认知型的互动型任务				0.054*** (0.015)		
过度教育×常规认知型任务					0.060*** (0.015)	
过度教育×操作型任务						0.015 (0.021)
是否过度教育	0.173*** (0.063)	-0.017 (0.028)	-0.079*** (0.015)	-0.080*** (0.015)	-0.080*** (0.015)	-0.076*** (0.015)
年龄	0.008*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
实际受教育年限	0.037*** (0.004)	0.037*** (0.004)	0.037*** (0.004)	0.038*** (0.004)	0.038*** (0.004)	0.036*** (0.004)
工作经验	0.049*** (0.003)	0.052*** (0.003)	0.050*** (0.003)	0.050*** (0.003)	0.050*** (0.003)	0.050*** (0.003)
工作经验的平方	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
非常规认知型的分析型任务	0.200*** (0.025)	0.202*** (0.025)	0.174*** (0.027)	0.199*** (0.025)	0.198*** (0.025)	0.202*** (0.025)



续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
非常规认知型的互动型任务	0.040* (0.022)	0.041* (0.022)	0.041* (0.022)	0.009 (0.024)	0.039* (0.022)	0.043* (0.022)
常规认知型任务	-0.061** (0.026)	-0.061** (0.026)	-0.060** (0.026)	-0.059** (0.026)	-0.092*** (0.027)	-0.060** (0.026)
操作型任务	0.069*** (0.013)	0.069*** (0.013)	0.069*** (0.013)	0.069*** (0.013)	0.069*** (0.013)	0.000 (0.000)
性别	0.242*** (0.017)	0.242*** (0.017)	0.242*** (0.017)	0.241*** (0.017)	0.241*** (0.017)	0.241*** (0.017)
户籍	0.006 (0.020)	0.007 (0.020)	0.006 (0.020)	0.006 (0.020)	0.006 (0.020)	0.006 (0.020)
是否本地人	-0.141*** (0.018)	-0.141*** (0.018)	-0.140*** (0.018)	-0.140*** (0.018)	-0.140*** (0.018)	-0.140*** (0.018)
是否接受过培训	0.097*** (0.024)	0.096*** (0.024)	0.096*** (0.024)	0.096*** (0.024)	0.096*** (0.024)	0.096*** (0.024)
单位规模	0.053*** (0.017)	0.053*** (0.017)	0.053*** (0.017)	0.052*** (0.017)	0.052*** (0.017)	0.053*** (0.017)
常数项	6.910*** (0.081)	7.027*** (0.072)	7.048*** (0.070)	7.045*** (0.070)	7.043*** (0.070)	7.058*** (0.070)
所有制	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.335	0.334	0.334	0.334	0.334	0.333
样本量	6720	6720	6720	6720	6720	6720

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。  
资料来源：根据2016年第四轮中国城市劳动力调查（CULS）数据计算得到。

## 五 结论及启示

本文基于2016年第四轮中国城市劳动力调查数据，利用V-V模型考察了教育—工作错配对劳动者月平均收入的影响，通过控制代表个人能力的一组工作技能禀赋变量、工具变量法和倾向得分匹配法对模型可能存在的内生性问题进行了处理；

并通过构建过度教育与劳动者的年龄、工作经验和一组工作技能禀赋变量的交乘项，分析了过度教育收入惩罚效应的异质性。

主要研究结论如下：第一，基准回归结果表明，与具有相同受教育年限的适度教育者相比，过度教育者的收入显著更低，教育不足者的收入显著更高。第二，工具变量法和倾向得分匹配法的结果表明，在处理了过度教育的内生性问题后，过度教育者的收入惩罚效应依然存在。第三，调节效应分析表明，过度教育者的收入惩罚效应不但不会随着年龄的增长和工作经验的积累而减弱，反而会进一步加剧，而劳动者认知能力的提升能够有效缓解其过度教育状态对收入的负面影响。

上述结论带给我们的启示是：一方面，政府需要创造更加普惠公平的受教育机会和条件，让更多人接受更好的教育，以提升劳动者的认知能力和综合素质。另一方面，政府需要为企业的转型升级营造良好的创新环境，引导企业加大创新投入力度和加快转型升级速度，从而为社会创造更多高技能需求的工作岗位，从源头上降低过度教育现象所产生的负面影响。

## 参考文献：

- 都阳、贾朋、程杰（2017），《劳动力市场结构变迁、工作任务与技能需求》，《劳动经济研究》第3期，第30-49页。
- 范皑皑、丁小浩（2013），《谁的文凭贬值了——分割的劳动力市场视角下的过度教育问题研究》，《教育发展研究》第17期，第7-14页。
- 方超、黄斌（2018），《中国过度教育测量、趋势及其影响因素的实证研究》，《教育科学》第4期，第1-10页。
- 江求川（2019），《教育错配对工资的影响：来自CFPS的新证据》，《当代经济科学》第3期，第118-128页。
- 刘云波（2019），《教育错配和技能错配的发生率及其收入效应——基于中国CGSS2015的实证分析》，《东岳论丛》第3期，第60-68页。
- 罗润东、彭明明（2010），《过度教育及其演变趋势分析——基于CGSS受高等教育职员员的调查》，《经济社会体制比较》第5期，第173-179页。
- 缪宇环（2013），《我国过度教育现状及其影响因素探究》，《统计研究》第7期，第48-54页。

- 彭树宏 (2019), 《中国教育—工作匹配现状及其影响效应》, 《劳动经济研究》第 5 期, 第 78 - 104 页。
- 王春超、余诗琪 (2017), 《户籍异质性、职业匹配与收入差距》, 《经济社会体制比较》第 3 期, 第 10 - 20 页。
- 王广慧、徐桂珍 (2014), 《教育—工作匹配程度对新生代农民工收入的影响》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 66 - 73 页。
- 武向荣 (2007), 《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》, 《北京师范大学学报 (社会科学版)》第 3 期, 第 132 - 136 页。
- 武向荣、赖德胜 (2010), 《过度教育发生率及其影响因素——基于北京市数据的分析》, 《教育发展研究》第 19 期, 第 36 - 41 页。
- 颜敏、王维国 (2017), 《中国过度教育现状及其演变——来自微观数据的证据》, 《山西财经大学学报》第 3 期, 第 15 - 29 页。
- 叶尔肯拜·苏琴、伍山林 (2016), 《农民工教育与工作匹配状态及收入效应》, 《财经研究》第 11 期, 第 32 - 43 页。
- 周敏丹 (2021), 《人力资本供给、工作技能需求与过度教育》, 《世界经济》第 7 期, 第 79 - 103 页。
- Alba-Ramírez, Alfonso (1993). Mismatch in the Spanish Labor Market: Overeducation? *The Journal of Human Resources*, 28 (2), 259 - 278.
- Bauer, Thomas (2002). Educational Mismatch and Wages: A Panel Analysis. *Economics of Education Review*, 21 (3), 221 - 229.
- Blaug, Mark (1976). The Empirical Status of Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey. *Journal of Economic Literature*, 14 (3), 827 - 855.
- Dolton, Peter & Anna Vignoles (2000). The Incidence and Effects of Overeducation in the U. K. Graduate Labor Market. *Economics of Education Review*, 19 (2), 179 - 198.
- Dolton, Peter & Mary Silles (2008). The Effects of Over-education on Earnings in the Graduate Labour Market. *Economics of Education Review*, 27 (2), 125 - 139.
- Duncan, Greg & Saul Hoffman (1981). The Incidence and Wage Effects of Overeducation. *Economics of Education Review*, 1 (1), 75 - 86.
- Eckaus, Richard (1973). *Estimating the Returns to Education: A Disaggregated Approach*. New York: McGraw-Hill Press.
- Hartog, Joop (1985). Earnings Functions: Testing for the Demand Side. *Economics Letters*,

- 19 (3), 281 – 285.
- Hartog, Joop (2000). Over-education and Earnings: Where Are We, Where should We Go? *Economics of Education Review*, 19 (2), 131 – 147.
- Korpi, Tomas & Michael Tåhlin (2009). Educational Mismatch, Wages, and Wage Growth: Overeducation in Sweden, 1974 – 2000. *Labour Economics*, 16 (2), 183 – 193.
- Leuven, Edwin & Hessel Oosterbeek (2011). Overeducation and Mismatch in the Labor Market. In Eric Hanushek, Stephen Machin & Ludger Woessmann (eds.), *Handbook of the Economics of Education (Volume 4)*. Amsterdam: Elsevier, pp. 283 – 326.
- McGuinness, Seamus (2007). How Biased Are the Estimated Wage Impacts of Overeducation? A Propensity Score Matching Approach. *Applied Economics Letters*, 15 (2), 145 – 149.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Rubb, Stephen (2003). Overeducation in the Labor Market: A Comment and Re-analysis of a Meta-analysis. *Economics of Education Review*, 22 (6), 621 – 629.
- Rumberger, Russell (1987). The Impact of Surplus Schooling on Productivity and Earnings. *Journal of Human Resources*, 22 (1), 24 – 50.
- Sicherman, Nachum (1991). “Overeducation” in the Labor Market. *Journal of Labor Economics*, 9 (2), 101 – 122.
- Sicherman, Nachum & Oded Galor (1990). A Theory of Career Mobility. *Journal of Political Economy*, 98 (1), 169 – 192.
- Thurow, Lester (1975). *Generating Inequality*. New York: Basic Books Press.
- Tsai, Yuping (2010). Returns to Overeducation: A Longitudinal Analysis of the U. S. Labor Market. *Economics of Education Review*, 29 (4), 606 – 617.
- Tsang, Mun & Henry Levin (1985). The Economics of Overeducation. *Economics of Education Review*, 4 (2), 93 – 104.
- Verdugo, Richard & Naomi Verdugo (1989). The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings. *Journal of Human Resources*, 24 (4), 629 – 643.
- Wu, Na & Qunyong Wang (2018). Wage Penalty of Overeducation: New Micro-evidence from China. *China Economic Review*, 50, 206 – 217.

## **The Impact of Education-Job Mismatch on Labor Income: An Empirical Research Based on China Urban Labor Survey**

Zhou Mindan

(Business School, China University of Political Science and Law)

**Abstract:** Based on the 2016 China Urban Labor Survey data, this paper examines the impact of education-job mismatch on labor income. By controlling a set of skill endowment variables on personal ability, and using instrumental variable method as well as propensity score matching, this paper mitigates the endogenous problem. We also analyze the heterogeneity of over-education's impact on labor income through a moderation-effect model. This paper finds that, compared with those right-educated with the same years of education, income of the over-educated is significantly lower and that of under-educated is significantly higher. After controlling for the endogenous problem, over-education's impact on income is still significantly negative. Getting older and accumulating years of work experience will exacerbate the negative impact of over-education on income, while the improvement of cognitive ability can effectively alleviate the negative impact of over-education. The implication from the conclusions above is that the government could create more inclusive and fair education opportunities to enhance workers' cognitive ability as well as good innovation environment for enterprises to accelerate transformation and upgrading, then reducing the negative impact of over-education on labor income from the source.

**Keywords:** education-job mismatch, labor income, skill endowment

**JEL Classification:** J24, J31

(责任编辑: 封永刚)