

高校扩招、过度教育与职业陷阱^{*}

沈 煜 孙文凯 谷宇晴

内容提要:过度教育现象已出现在全球劳动力市场中。从高等教育扩张的视角考察我国过度教育的来源及其在劳动力市场的持续性,评估高校扩招的实施效果,对全面认识教育扩张的政策影响、理解过度教育的成因以及提升就业质量有重要现实意义。本文基于1999年高校扩招改革这一自然实验,利用CFPS数据通过截面双重差分法识别了教育扩张对过度教育的影响。研究结果表明,高校扩招明显提高了个人处于过度教育状态的概率,幅度在8%左右,约占平均过度教育水平的20%。进一步,本文发现过度教育提高了劳动力的职业流动性,但在短期过度教育仍然具有持续性。因此,在当前新一轮高校扩招背景下,应该考虑扩招可能对劳动力市场造成的教育错配,最小化高等教育扩招的潜在负面影响。

关键词:过度教育 高校扩招 职业匹配 职业流动

作者简介:沈 煜,南京财经大学经济学院讲师、博士,210023;

孙文凯(通讯作者),中国人民大学经济学院教授、博士生导师,100872;

谷宇晴,密歇根大学罗斯商学院博士生,MI 48109。

中图分类号:F061.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2023)04-0157-16

一、引言

教育是民族振兴和社会进步的基石。支撑创新驱动发展战略,既需要高质量人力资本,也需要合理配置教育资源,将人力资本有效配置到相应部门。当前我国劳动力市场已经出现了整体性的过度教育(彭树宏,2017)。过度教育是教育不匹配的突出表现(吴晓刚、李晓光,2021),最早由Freeman(1976)提出,指劳动力受教育水平超过工作实际所需教育水平的现象。对个人而言,过度教育是劳动者接受低于自身受教育水平对应的工作岗位,会造成教育资源的无效利用;对劳动力市场而言,普遍性的过度教育会增加社会成本,有损就业质量,整体上体现为人力资本供给结构和

^{*} 基金项目:中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目“我国收入分配问题专题研究”(21XNLG03);江苏省高等学校基础科学(自然科学)面上项目“低碳城市试点政策驱动产业高质量发展的理论与实证研究”(21KJB630012)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。孙文凯电子邮箱:sunwk@ruc.edu.cn。

工作技能需求结构无法良好匹配,而且在短期内难以自行缓解或调整(周敏丹,2021)。

要解决这一问题,需要明确过度教育的来源。对此,本文尝试以高等教育扩张为切入点考察过度教育的成因,并进一步分析过度教育在劳动力市场的持续性。理论上,教育扩张如何影响过度教育存在两种相异的可能。一方面,受教育水平较高的劳动力供给增加,在对其需求没有快速增长的情况下,大量高学历劳动力难以找到与其教育水平相匹配的工作,只能接受低于自身学历水平的岗位(Freeman,1976;Groot 和 Van Den Brink,2000;孙文凯等,2014),于是出现过度教育。另一方面,在经济转型期,教育扩张也可能会通过带动产业发展、提升全要素生产率(Che 和 Zhang,2018),促使职业结构向高级化发展(吴晓刚、李晓光,2021),使更多高教育需求岗位被创造出来与增加的高学历劳动力供给相匹配,未必会导致过度教育。所以,教育扩张对过度教育的影响究竟如何,还有待于进一步检验。

基于此,本文提出以下问题:第一,教育扩张是否会造成过度教育?第二,过度教育如何影响劳动力的职业流动性?我国于20世纪末开展的高校扩招改革提供了一个自然实验,能够对此展开研究。1998年12月,为促进经济增长、缓解就业压力,教育部出台了《面向21世纪教育振兴行动计划》,高校扩招就此开始。该文件提出到2010年,高等教育毛入学率达到适龄青年的15%。实际进展远快于预期,统计局数据显示,2000年高校在校学生数量尚不足1000万人,到2019年已经超过3000万人。此次扩招在我国教育扩张历史中具有里程碑的意义,使得包括大专、本科、研究生等在内的高等教育得到快速普及。本文将利用高校扩招这一自然实验,基于截面双重差分法,定量检验高等教育扩张对过度教育的影响,继而讨论过度教育如何影响劳动力的职业流动。

本研究的边际贡献如下。第一,定量检验过度教育的来源及其对职业流动的影响,为我国过度教育的研究提供经验证据。从理论研究来看,关于中国过度教育的文献相对较少,且主要集中在对过度教育状况的描述与总结上。从现实价值来看,过度教育是衡量就业质量的重要指标之一,在当前新一轮高校扩招的背景下,从教育扩张的角度认识过度教育的现状与来源,可为我国进一步健全劳动力市场、提高就业质量进而建设人才强国提供可参考的政策建议。第二,基于过度教育的视角,对评估高校扩招实施效果的文献进行有益补充。诸多以教育扩张为主题的研究,更多注意了扩招对受教育机会、失业、工资收入和代际传递等的影响,鲜有文献对扩招影响过度教育及其持续性的问题进行深入的因果关系论证。

二、文献综述

(一)过度教育

作为世界性的普遍现象,美国、英国、日本都出现过劳动力受教育水平与工作岗位不匹配的过度教育(Kucel等,2016;彭树宏,2017)。不过,这一问题在各国的分布存在差异。在法国、意大利和西班牙等国家,稳定性越高的工作过度教育程度越高(Ortiz,2010);而在菲律宾和墨西哥,低技能工作中过度教育的现象更加普遍(Mehta等,2011)。目前,关于中国过度教育的研究相对较少,多以描述性统计或理论分析为主(谷宏伟,2009;缪宇环,2013)。吴晓刚和李晓光(2021)基于年龄、时期和世代模型评估了教育匹配的变迁趋势,强调了过度教育错配对个人职业生涯影响的重要性。

针对过度教育者在劳动力市场的表现,一些结论已达成共识。比如,相比适度教育者,过度教育使劳动者在收入(Hartog,2000)、工作满意度与工作效率(Allen 和 Van der Velden, 2001;武向

荣、赖德胜,2010)等方面的表现都要更差。但是,就过度教育如何影响劳动者的流动性这一问题,理论上仍然存在争议。

“跳板假说”(Stepping Stone Hypothesis)认为,过度教育能够避免失业带来的风险与负面影响(Arulampalam,2001),而且通过目前的工作积攒经验,有助于劳动者找到一份与其受教育程度更合适的工作。所以,过度教育状态可看作劳动者过渡到适度教育的跳板(Baert等,2013)。依照这一逻辑,过度教育将提高劳动者的流动性(Sicherman,1991;Robst,1995)。与之相反,还有研究认为过度教育是一个陷阱(Trap):在职业生涯初期接受一个低水平的工作会导致终身收入的降低(Baert等,2013),因为过度教育会使得工作技能下降(De Grip等,2008),对雇主而言过度教育可能是比失业更糟的信号(McCormick,1990),过度教育仅会积累特定的人力资本(Pissarides,1994)等。即便是处于长期失业的年轻人,过度教育对其找到一个与自身教育程度相匹配的工作也有显著的负面作用(Baert等,2013;Horowitz,2018)。所以,过度教育可能会使劳动者留在低水平的工作岗位上。

依照“跳板假说”与“陷阱假说”,过度教育一方面可能会提高劳动者的流动性,另一方面则可能会将其限制在低水平的工作中。以此为基础,利用各国样本得到的经验证据也存在分歧。比如在美国,与适度教育的工作者相比,过度教育者更易流向高技能的岗位(Sicherman,1991),离职率也相应更高(Robst,1995)。但是,德国过度教育者的流动性更小,工资涨幅更低,过度教育状态很可能成为长期现象(Büchel和Mertens,2004)。吴晓刚和李晓光(2021)基于中国劳动力市场的研究认为,过度教育是个体很难摆脱的长期状态,值得警醒。而且劳动者会逐渐适应目前的工作,过度教育对工作满意度的负面效应也会随着时间下降(Verhaest和Omey,2009)。此外,基于澳大利亚的研究发现,过度教育对劳动者的流动性并未表现出明显影响(Mavromaras和McGuinness,2012)。

(二)教育扩张

既有文献从多个维度研究了教育扩张的影响,例如教育扩张对教育机会(邢春冰、李实,2011)、教育代际传递(罗楚亮、刘晓霞,2018)及婚姻市场(葛润、黄家林,2020)的影响等。本部分主要讨论教育扩张对劳动力市场的影响。从就业状态来看,高校扩招在短期导致大学毕业生的劳动参与率下降、失业率上升(吴要武、赵泉,2010),其中,大学毕业生能力的下降可能是主要原因之一(邢春冰、李实,2011)。但从长远来看,高校扩招对后期劳动参与率具有明显的提升作用,特别是在老龄化程度较低的国家(冯剑锋、岳经纶,2017)。

从就业收入来看,教育扩张会增加高学历劳动力的供给,从而引起对低学历劳动力的替代效应,于是高等教育回报率下降(何亦名,2009;Fersterer和Winter-Ebmer,2003)。但当经济体处于发展的初期或转型阶段时,人力资源相对匮乏,教育回报率在教育扩张后会有所提高(方长春,2019)。中国的教育扩张对教育回报率有明显的正面影响(刘生龙等,2016),教育溢价也将因此受到影响。一部分研究支持教育扩张会逐步加大教育溢价。劳动力市场歧视、经济发展对高教育和高技能人才的需求(徐舒,2010)等因素都可能使得教育扩张促进教育溢价的提升。相反,马光荣等(2017)从供给冲击的角度分析了教育扩张降低教育溢价的效应:不同年龄段的劳动者无法完全替代,因而由扩招导致的高教育劳动力供给增加主要会降低年轻劳动力的高等教育溢价,不过,这一影响会逐渐遍布所有年龄段。

综上,关于过度教育及高校扩招的已有研究中,一些问题尚未得到充分探讨。第一,针对扩招如何影响过度教育的定量研究相对较少。作为劳动力市场就业质量的一个重要指标,理论上,教育扩张如何影响过度教育存在两种可能,即供给过度导致过度教育,或是需求引导降低过度教育,

综合影响仍不确定。第二,关于过度教育如何影响劳动力流动性的问题仍然存在明显分歧。基于此,本文将从教育扩张的视角研究高校扩招是否会造成过度教育,并进一步分析我国过度教育对劳动力职业流动性的影响,对已有文献进行有益补充。

三、变量说明与计量模型

本文使用截面双重差分法考察扩招对过度教育的影响。高校扩招是全国范围内于同一时点进行的重要改革,但是各地的高校数量、人口规模都有显著差异,各省适龄学生受扩招影响的程度也有所不同。因而,本文使用各地区的扩招力度差异与劳动力出生队列构造出截面双重差分,以识别扩招对过度教育的影响。本文所用数据来自北京大学中国家庭追踪调查(CFPS)于2014年、2016年、2018年调查的数据。这些数据中包括受访者对目前工作岗位所需受教育水平的调查,能够为度量个人是否处于过度教育状态提供依据。本文首先把三次调查的数据构成一个混合截面数据,考察扩招对过度教育的影响,继而利用追踪数据,进一步考察过度教育对劳动者职业流动性的影响。

(一)变量说明

1. 过度教育

过度教育,即个体受教育程度是否超过工作岗位实际需要的教育水平,前者很容易通过调查获取,而后者往往难以直接衡量。Hartog(2000)、Groot和Van Den Brink(2000)将过度教育的判断方法分为实际匹配法、客观匹配法、主观匹配法三种。

(1)实际匹配法。实际匹配法是指根据某一职业从业人员的受教育水平来确定该职业所需的受教育水平。通过计算某一职业所有从业人员受教育水平的平均值、众数与标准差,将实际受教育水平高于平均值一个标准差(或众数)的个体定义为过度教育,低于平均值一个标准差(或众数)以下的个体则定义为教育不足(R. R. Verdugo和N. T. Verdugo 1989; Kiker等,1997)。不过,此方法易受极端值影响,在刻画职业实际所需的受教育水平时具有一定局限性。

(2)客观匹配法。客观匹配法是指利用外部评价,对每个职业所需的受教育水平进行评定,并形成对应的目录。广泛使用的职业分类目录是美国的职业名称字典(Dictionary of Occupational Titles)(郝明松,2016)。客观匹配法的优势在于外部评价的客观性和稳定性,但中美两国劳动力市场状况差异较大,职业划分标准亦有不同,使用时存在适用性的问题(彭树宏,2017)。

(3)主观匹配法。主观匹配法是指劳动者对其目前从事职业所需的受教育程度进行自我评估,若其认为自身受教育程度已超过工作所需,则判定为过度教育(Leuven和Oosterbeek,2011)。这种方法无须考虑美国职业名称字典的适用性,也能较好地克服行业受教育水平极端值带来的问题,而且个体会根据自身能力评估是否处于过度教育状态,避免了遗漏劳动者个人能力因素的问题(李锋亮等,2009)。

综上,本文使用主观匹配法来度量个体的过度教育状况。根据CFPS调查问卷,针对受访者对“从知识和技能的角度上讲,您认为胜任这份工作实际上需要多高的教育程度”的回答,将其与个体自身的受教育水平相比,若后者超过前者,则认为其处于过度教育状态,并由此生成对应虚拟变量。稳健性检验中也补充了基于实际匹配法的回归结果。

2. 是否受到扩招影响、各地扩招力度的衡量

在全国范围内,高校扩招是于同一时点进行的,但各地在扩招程度上存在差异,因而本文使用

截面双重差分法来识别高校扩招对个体过度教育的影响。

为体现双重差分第一层维度的变化——劳动力是否受到扩招政策影响,本文对出生队列的设定如式(1)所示。根据我国学制规定,学生在 18 岁时参加高考获得高校入学机会的情况比较普遍。那么,在 1999 年进行扩招时,年龄小于或等于 18 岁的青少年应该会受到政策影响,而超过这一年龄的人群则不受扩招影响。基于截面数据,通过此虚拟变量可以捕捉到扩招政策对不同年龄群体的影响。不过,由于存在学制差异,有学生早于/晚于 18 岁进入高校的情况,而这可能会导致结果有所偏误,后文对这一情况进行了分析。

$$Agegroup_i = \begin{cases} 0 & \text{if } Birthyear < 1981 \\ 1 & \text{if } Birthyear \geq 1981 \end{cases} \tag{1}$$

另一层差分的维度来自各地区扩招程度的差异。我国各地的人口、经济发展不平衡,不同地区适龄学生受扩招的影响也存在差别。参考邢春冰和李实(2011),1997 年各地在校大学生数量与扩招程度有很强的相关性,本文以 1997 年各省份高校在校生数量来衡量各地的扩招程度。通过构造“是否受到高校扩招影响”与“所在地扩招力度”的交互项,本文利用这一核心解释变量观察扩招对劳动者过度教育的影响。下文中,参考马光荣等(2017)以 1952 年各省在校大学生数量,及葛润和黄家林(2020)以扩招前各省高校的在校生数量与普通高中在校生人数的比值衡量扩招程度,本文也分别用这些指标度量扩招程度进行稳健性检验。图 1 显示,1952 年各省高校生数量与本文基准回归使用的 1997 年各省高校在校生数量有明显的正相关关系。

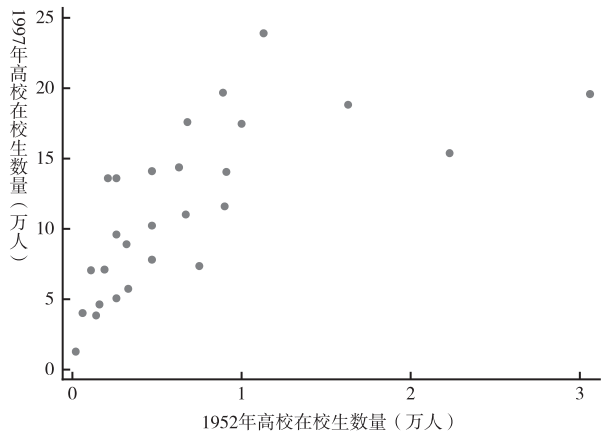


图 1 1997 年各省高校在校生数量与 1952 年各省高校在校生数量的散点图

注:1997 年高校在校生数量为本文基准回归中对各省扩招力度的度量,1952 年高校在校生数量在稳健性检验中使用。

(二) 计量模型

通过构造地区与出生年份的变异,本文使用截面双重差分法的计量模型,如式(2)所示。

$$Overedu_{ijbt} = \alpha_1 + \alpha_2 Agegroup_i \times Expand_j + X_i + \varphi_j + \theta_b + \mu_t + \varphi_j \times \mu_t + \epsilon_{ijbt} \tag{2}$$

其中, $Overedu_{ijbt}$ 表示 j 省个体 i 的过度教育状况, b 表示个体的出生年份, t 代表数据的调查年份。 $Agegroup_i$ 为根据个体出生年份划分的虚拟变量,表示是否受到扩招影响。 $Expand_j$ 表示个体所

在省份的扩招力度。需要说明的是,CFPS 数据调查了受访者出生时、3 岁、12 岁时以及调查时的所在地,在这些数据中,与高考时间最接近的为 12 岁,因此 $Expand_j$ 取受访者 12 岁时所在省份的扩招力度。此外, X_i 表示个人控制变量,包括样本的性别、12 岁时的户口类型。 φ_j 是 12 岁所在省份的固定效应, θ_b 是出生年份的固定效应, μ_t 是调查年份的固定效应, $\varphi_j \times \mu_t$ 表示 12 岁所在省份 - 调查年份固定效应, ϵ_{ijbt} 是残差。本文重点关注的系数是 α_2 ,即个人是否受到扩招影响与 12 岁所在省份扩招程度交互项的系数,表示扩招对个体过度教育状况的影响。

(三)描述性统计

样本的描述性统计汇报在表 1 中。本文将样本限制为目前有工作的劳动力,平均年龄约为 39 岁。其中男性约占 54%,近 22% 的样本在 12 岁时为城镇户口。具体到核心被解释变量过度教育上,约有 38.9% 的劳动力认为自身的受教育水平超过了其工作岗位所需。分类别来看,女性的过度教育状况超过男性,体制外从业者比体制内从业者的过度教育更加严重。从学历来看,接受过高等教育的劳动者处于过度教育状态的概率也相对更高。

表 1 描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
是否过度教育(是 = 1)	6978	0.389	0.488	0	1
是否经历扩招(是 = 1)	6978	0.376	0.484	0	1
扩招力度(1997 年高校在校生数量,万人)	6978	13.278	4.867	0.82	24
年龄	6978	38.653	9.217	24	58
性别(男性 = 1)	6978	0.542	0.498	0	1
受教育年限	6978	10.336	4.010	0	22
12 岁时是否城镇户口(是 = 1)	6978	0.219	0.414	0	1
对过度教育的分类描述性统计					
男性	3779	0.377	0.485	0	1
女性	3199	0.404	0.491	0	1
体制外	4910	0.410	0.492	0	1
体制内	1872	0.324	0.468	0	1
高中及以下学历	5226	0.369	0.482	0	1
大专及以上学历	1752	0.451	0.498	0	1

四、实证结果

(一)基准回归

基于截面双重差分法,本文考察了扩招对过度教育的影响并得到一系列实证结果。表 2 汇报了基本回归结果,被解释变量为依据主观匹配法得到的过度教育。第(2)~(5)列中逐次引入了个人层面的控制变量、出生年份固定效应和调查年份固定效应、所在省份固定效应,及调查年份 - 所

在省份固定效应。回归结果显示,个人是否受到扩招影响与所在省份扩招程度交互项的系数符号始终为正,且通过了显著水平为 5% 的统计检验,系数大小在 0.006 左右。这一结果说明,1999 年的高等教育扩招改革提高了劳动力过度教育的概率,幅度在 8% 左右(=0.006 × 13.278),约占平均过度教育水平的 20.5% (=0.006 × 13.278/0.389)。①

表 2		基本回归			
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	被解释变量:过度教育				
交互项	0.005 ** (0.003)	0.006 ** (0.003)	0.006 ** (0.003)	0.005 ** (0.002)	0.006 ** (0.003)
是否经历扩招	-0.089 ** (0.037)	-0.094 ** (0.037)			
扩招力度	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)		
控制变量	否	是	是	是	是
出生年份固定	否	否	是	是	是
调查年份固定	否	否	是	是	是
12 岁所在省份固定	否	否	否	是	是
调查年份 - 12 岁省份	否	否	否	否	是
样本量	6978	6978	6978	6977	6973
R ²	0.001	0.003	0.018	0.024	0.030

注:控制变量包括性别和 12 岁时户口状况;括号里是聚类在出生年份 - 12 岁所在省份层面的标准误;*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。下同。

(二)平行趋势检验

双重差分法的使用前提是符合平行趋势假设,即若不存在高校扩招,不同地区的劳动者在过度教育状态上应当具有相同的出生队列趋势。为验证这一假定,本文参考 Lundborg 等(2014)、Cui 等(2019),通过画图反映扩招前后不同出生年份人群的过度教育状况。具体而言,本文针对样本生成一系列出生年份的虚拟变量,并分别与扩招力度交乘,同时控制出生年份固定效应、调查年份固定效应、所在省份固定效应、所在省份 - 调查年份固定效应。所得结果如图 2 所示,在 1981 年以前,出生年份虚拟变量与扩招力度交互项的回归系数基本均未通过显著性检验,说明扩招前的平行趋势假定可以满足。

(三)稳健性检验

第一,更换核心变量的测度。基准回归以 1997 年全国各省份的高校在校生数量测度扩招力度,此处分别参考马光荣等(2017)、葛润和黄家林(2020),使用 1952 年院系调整时各省份高校在校生数量、1998 年和 1997 年各省高校在校生数量与普通高中在校生人数的比值来衡量各省份的扩招程度。表 3 显示,替换了以上指标的结果均保持稳健。

① 13.278 是各省扩招力度的均值,0.389 是过度教育水平的均值。

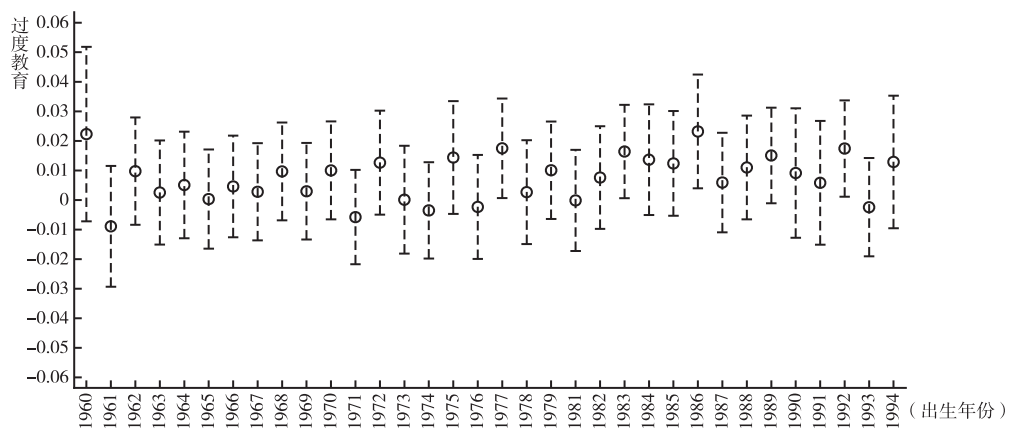


图 2 平行趋势检验

注:控制变量中包括性别、12 岁时户口状况、出生年份固定效应、调查年份固定效应、12 岁所在省份固定效应、调查年份 - 12 岁所在省份固定效应,基期为 1980 年,置信区间为 95%。

表 3 更换扩招力度与过度教育指标的稳健性检验

被解释变量:过度教育	(1)	(2)	(3)	(4)
更换扩招力度指标	高校在校学生数量		高校在校生成数/普通高中在校生成数	
	1952 年	1998 年	1997 年	1998 年
交互项	0.062 *** (0.019)	0.006 ** (0.003)	0.121 * (0.067)	0.126 * (0.073)
控制变量	是	是	是	是
样本量	6933	6973	6973	6973
R ²	0.030	0.030	0.030	0.030

注:控制变量包括性别、12 岁时户口状况、出生年份固定效应、调查年份固定效应、12 岁所在省份固定效应、调查年份 - 12 岁省份固定效应。第(1)、(2)列的扩招力度指标分别为 1952 年、1998 年各省高校在校学生数量,第(3)、(4)列的扩招力度指标分别为 1997 年、1998 年高校在校生成数与普通高中在校生成数的比值。

第二,由于我国各地区的学制存在一定差异,会出现学生并非在 18 岁参加高考进入大学的情况。前文根据年龄区间对样本是否受扩招影响进行划分,若存在大量学生早于/晚于 18 岁进入高校的情况,可能会导致结果的高估/低估。不过,绝大部分学生是在 18 岁左右入学的,因此我们依次去除了出生于 1981 年前后各 1 ~ 2 年的样本进行稳健性检验。如表 4 第(1)、(2)列所示,在尽可能排除无法确认是否受扩招影响的样本后,扩招对个人处于过度教育状态的影响依然是稳定存在的(系数约为 0.008),与基准回归结果非常接近。

第三,由于大学扩招对不同省份的影响可能并非随机,本文参考 Li 等(2016)、Cui 等(2019),加入前定省份控制变量(包括 1998 年的人均 GDP、幼儿抚养比与老年抚养比)^①分别与出生年份虚

① 数据来自 1999 年《中国统计年鉴》,其中幼儿抚养比与老年抚养比分别是 15 岁以下人口、65 岁以上人口占 16 岁至 64 岁的人口比重。依次用不同的各省扩招程度变量对这些前定省份变量回归,R²在 40% ~ 60%,若进一步加入各省份在 1998 年的二产、三产占比等指标,结果也依然保持稳健。

拟变量、是否经历扩招的交互项,允许各地的特征变量对不同年龄段劳动力的影响有所差别。所得结果如表 4 第(3)、(4)列所示,所得结论仍然稳健。

表 4

去除部分样本、加入前定省份控制变量的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量:过度教育	去除 1979— 1982 年出生样本	去除 1978— 1983 年出生样本	加入前定省份控制变量	
交互项	0.008 *** (0.003)	0.007 ** (0.003)	0.006 ** (0.003)	0.006 ** (0.003)
控制变量	是	是	是	是
前定省份控制变量 × 出生年份虚拟变量	否	否	是	否
前定省份控制变量 × 是否经历扩招	否	否	否	是
样本量	6179	5779	6977	6977
R ²	0.033	0.034	0.043	0.026

注:第(1)、(2)列的控制变量包括性别、12 岁时户口状况、出生年份固定效应、调查年份固定效应、12 岁所在省份固定效应、调查年份 - 12 岁省份固定效应。第(3)、(4)列在此基础上,还分别加入了前定省份控制变量与出生年份虚拟变量的交互项、前定省份控制变量与是否经历扩招的交互项。前定省份控制变量包括 1998 年的人均 GDP、幼儿抚养比与老年抚养比。

第四,通过筛选样本进行稳健性检验。(1)考虑义务教育的影响。我国在 1986 年以立法的形式正式确立了九年制义务教育,大多数省份将义务教育的年龄定为六至十五岁。实施《义务教育法》后,时年未满十六岁的儿童都应该继续接受义务教育;反之,则不受其影响。所以,本文仅保留 1970 年以后出生的劳动力(均受到义务教育法的影响)后重新进行回归,观察扩招对过度教育的影响是否仍然存在。(2)考虑到在政府部门、事业单位等体制内部门工作的人员,较难在体制外找到类似的对照样本,本文仅保留了在企业工作的样本进行回归。(3)考虑劳动力流动的影响。由于受访者可能在入学、工作的过程中发生过迁移,那么其实际在高考扩招时所受的影响就难以被其 12 岁所在省份的扩招力度衡量。对此,本文保留了 12 岁所在地与调查时所在地处于同省份的样本,以排除流动人口的影响。^① (4)为进一步考察扩招对不同学历背景劳动力是否均存在影响,同时也使得对照组和处理组之间更加可比,本文依次仅保留受教育年限超过 9 年(高中及以上)、超过 12 年(大专及以上)、超过 15 年(本科及以上)的样本进行回归。结果显示,在排除可能带来估计偏误的样本后,本文所得结果仍然稳健。^②

第五,采用实际匹配法来测度被解释变量,即个体受教育水平与其所从事职业所有从业人员受教育水平的平均水平相比较,若高出平均值一个标准差(或众数),则定义为过度教育(R. R. Verdugo 和 N. T. Verdugo, 1989; Kiker 等,1997; 罗润东、彭明明,2010)。在样本量较少时,实际匹配法可能易受极值的影响,所以本文也使用 2010 年第六次全国人口普查数据进行检验。结果汇报在表 5 中,在替换了过度教育的测度方法以后,扩招仍然显著提高了个体处于过度教育状态的概率。

① 需要指出的是,仍然存在受访者 12 岁时在 A 地,在 B 地参加高考,毕业后又回到 A 地工作的情况,受数据所限,对这种流动情况暂时无法排除。
 ② 篇幅所限,通过筛选样本进行的稳健性检验未在文中列出,感兴趣的读者可向作者索取。

表 5 更换过度教育的测度方法

被解释变量： 过度教育	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFPS 数据		2010 年人口普查数据	
	众数匹配法	平均值匹配法	众数匹配法	平均值匹配法
交互项	0.008 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.024 *** (0.002)	0.016 *** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
样本量	35767	35767	1645380	1645380
R ²	0.144	0.112	0.389	0.335

注:括号里是标准误,第(1)、(2)列数据来自 CFPS2014 年、2016 年和 2018 年,控制变量包括性别、12 岁时户口状况、出生年份固定效应、调查年份固定效应、12 岁所在省份固定效应、调查年份-12 岁省份固定效应。第(3)、(4)列数据来自 2010 年人口普查数据,控制变量包括性别、年龄、受教育年限、户口类型、家中住房是否拥有产权等,城市控制变量包括所在城市的 GDP、人口规模、工资水平、三次产业占比及根据常住人口数量分类的城市规模虚拟变量。

(四)安慰剂检验

本文构造了以下两类安慰剂检验。首先,假设扩招并非于 1999 年发生,令其分别提前了 3 年、5 年、7 年、9 年发生,并观察这一虚拟的扩招对个体过度教育的影响。这一检验思路是,若所选样本不在实际扩招政策影响范围内,其过度教育状况仍可观察到明显增强,那么前文所得结果就可能并非是由扩招导致的。反之,若虚拟的受政策影响样本的过度教育概率没有显著提高,就增强了扩招导致过度教育的可靠性。如表 6 所示,交互项系数不显著,说明可以通过安慰剂检验。

表 6 假设高校扩招时间提前的安慰剂检验

被解释变量： 过度教育	(1)	(2)	(3)	(4)
	提前 3 年	提前 5 年	提前 7 年	提前 9 年
交互项	0.002 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)
控制变量	是	是	是	是
样本量	2937	2910	2970	2998
R ²	0.040	0.046	0.049	0.052

注:控制变量包括性别、12 岁时户口状况、出生年份固定效应、调查年份固定效应、12 岁所在省份固定效应、调查年份-12 岁省份固定效应。第(1)~(4)列中样本的出生年份分别限定在 1968—1980 年、1966—1978 年、1964—1976 年和 1962—1974 年。

其次,参考 Chetty 等(2009)和宋弘等(2019)基于双重差分法的安慰剂检验,本文随机产生一部分受扩招政策影响的样本,将这一过程重复 1000 次之后绘出系数分布图。理论上,在没有其他未观测的因素影响过度教育时,随机生成的变量对过度教育没有实际影响,即 $\alpha^{random}=0$ 。如图 3 所示,以过度教育为被解释变量的系数 $\hat{\alpha}^{random}$ 集中在 0 的附近,近似服从正态分布,说明安慰剂检验能够通过。

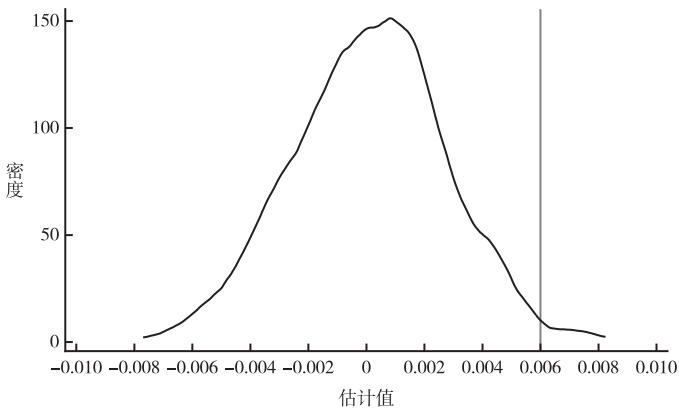


图3 安慰剂检验

注:本图描绘了1000次安慰剂检验得到的估计系数的分布,垂直实线表示基准回归的估计系数。

五、异质性分析

为进一步探究大学扩招影响过度教育的异质性,本文根据受访者性别、12岁时户口类型(是否城镇户口)及工作类型(是否体制内)进行分组。具体而言,分别加入扩招力度与是否经历扩招交互项及这一交互项和对应分组变量的交互变量进行回归,结果汇报在表7中。加入这些交互项以后,是否经历扩招与各地扩招力度的交互项系数均显著为正,与性别的交互项系数显著为正,而与户口类型、工作类型的交互项系数都未能通过显著性检验。这说明,不同户口类型、不同工作属性劳动者的过度教育状况均因扩招而有所加深,而男性所受到的影响略高于女性。

表7 基于性别、户口状况与工作类型的异质性分析

被解释变量:过度教育	(1)	(2)	(3)
	加入与性别的交互项	加入与户口的交互项	加入与体制内的交互项
交互项	0.005 * (0.003)	0.007 ** (0.003)	0.006 ** (0.003)
性别	-0.044 *** (0.015)	-0.029 ** (0.012)	-0.029 ** (0.012)
交互项 × 性别	0.003 * (0.002)		
城镇户口	-0.029 * (0.017)	-0.023 (0.020)	-0.013 (0.017)
交互项 × 城镇户口		-0.001 (0.002)	
体制内			-0.083 *** (0.018)
交互项 × 体制内			0.002 (0.002)
控制变量	是	是	是

续表 7

被解释变量:过度教育	(1)	(2)	(3)
	加入与性别的交互项	加入与户口的交互项	加入与体制内的交互项
样本量	6973	6973	6778
R ²	0.030	0.030	0.035

注:括号里是聚类在出生年份-12岁所在省份层面的标准误,性别、城镇户口、体制内的虚拟变量分别在男性、城镇户口与体制内工作时取1。控制变量包括出生年份固定效应、调查年份固定效应、12岁所在省份固定效应、调查年份-12岁所在省份固定效应。

六、过度教育对职业流动的影响

在考察扩招影响过度教育的基础上,本部分利用 CFPS 在 2014、2016、2018 年的追踪调查数据,继续分析过度教育对劳动力职业流动性的影响。

由于职业流动与过度教育间存在明显的反向因果关系,本文使用“是否经历扩招与所在省份扩招程度的交互项”(以下简称交互项)作为受访者“上一次调查时是否过度教育”的工具变量。一方面,从相关性来看,如前文所述,交互项会显著提高个体处于过度教育状态的概率,换言之,这一工具变量能够满足与内生解释变量的相关性假设。另一方面,从外生性来看,受访者是否受到扩招及其所在地区扩招程度作为前定的制度变迁外生变量,与个人能力、偏好等可能影响职业流动性的变量无关,常被用来作为个人受教育程度相关的外生工具变量(Kemptoner 等,2011)。同时,交互项和职业流动没有直接关系。

基于此,本文利用工具变量考察过度教育对劳动力在体制内外、不同行业间流动的影响。由于这一交互项对同一个体而言是确定的,不适用于控制了个体固定效应的面板数据,故本文连续考察了劳动者在 2014—2016 年、2016—2018 年两个截面的变化。表 8 的被解释变量分别是劳动者的职业和行业是否有改变。^① 弱工具变量检验统计指标 F 值均大于 10,说明不存在弱工具变量的问题。回归结果显示,过度教育的确显著提高了劳动者在不同职业、不同行业间流动的概率。不过,回归系数在 0.5~0.6 之间,说明并非所有过度教育者均能提高职业流动性。而且,从统计描述来看,连续追踪调查中处于过度教育状态的劳动者占比达到 63.3%。这说明过度教育在短期具有持续性。

表 8 过度教育对劳动力职业流动性的影响

IV 估计	(1)	(2)	(3)	(4)
	改变职业	改变行业	改变职业	改变行业
	2014—2016 年		2016—2018 年	
过度教育	0.566 * (0.327)	0.365 (0.299)	0.595 ** (0.263)	0.507 ** (0.248)
控制变量	是	是	是	是

① 根据职业分类代码,若受访者在两次调查间的职业有所不同,则认为其发生了职业流动。

续表 8

IV 估计	(1)	(2)	(3)	(4)
	改变职业	改变行业	改变职业	改变行业
	2014—2016 年		2016—2018 年	
样本量	2994	2714	3871	3501
CD Wald F stat	11. 95	11. 14	18. 73	18. 35

注:括号里是标准误,核心解释变量为受访者上一次调查时是否过度教育,工具变量为受访者是否经历扩招与所在省份扩招程度的交互项。控制变量包括性别、12 岁时户口状况、工作经验(= 年龄 - 受教育年限 - 6)、出生年份固定效应、调查年份固定效应、12 岁所在省份固定效应、调查年份 - 12 岁省份固定效应。下同。

另外,根据受访者能力的差异对样本进行分类,考察过度教育对不同能力劳动者职业流动影响的异质性。根据调查员对受访者理解能力的评分,可将所有样本分为能力相对强与能力相对弱两类。此处仍然用经历扩招与扩招程度的交互项作为滞后期过度教育的工具变量,结果汇报在表 9 中。结果显示,若根据劳动者的能力来划分,过度教育对劳动力在体制内外、不同行业间流动的影响没有明显差异,但是能力相对更强的劳动者,过度教育状态会显著提高其改变工作职业的概率。^①

表 9 过度教育对劳动力职业流动性的异质性分析

IV 估计	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	能力相对强			能力相对弱		
	单位性质 是否改变	工作职业 是否改变	工作行业 是否改变	单位性质 是否改变	工作职业 是否改变	工作行业 是否改变
过度教育	0. 021 (0. 179)	0. 759 ** (0. 326)	0. 215 (0. 280)	- 1. 450 (1. 596)	- 0. 234 (0. 825)	0. 713 (0. 919)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是	是
样本量	1184	1329	1251	1347	1608	1409

以上结果说明,过度教育提高了劳动力在不同职业和行业间的流动性。本研究关于过度教育对劳动力职业流动性影响的发现可结合“跳板假说”与“陷阱假说”予以解释。根据陷阱假说,接受低水平工作会导致终身收入降低,对其在未来找到与自身教育程度相匹配的工作也有显著的负面作用,而跳板假说认为过度教育作为劳动者过渡到适度教育的跳板,会提高劳动者的流动性(Baert 等,2013;Horowitz,2018)。本文发现,过度教育者的确表现出高流动性,不过,仍有大部分劳动者留在了过度教育的岗位上。这意味着,过度教育的确具有一定持续性。应该指出的是,受数据所限,本文考察的是短期内过度教育对职业流动性的影响。

七、结 论

在我国出现整体性过度教育的背景下,本文从高等教育扩张的视角出发,讨论过度教育的来

① 若以受访者的沟通能力或待人接物能力为划分依据,所得结果也保持一致。

源并分析过度教育对劳动力职业流动性的影响。具体地,本文基于1999年高校扩招改革这一自然实验,通过各地区的扩招力度差异与劳动力出生队列构造出截面双重差分,利用CFPS数据考察了教育扩张对过度教育的影响。研究结果表明,高校扩招明显提高了个人过度教育的概率。在经过平行趋势检验、安慰剂检验、稳健性检验等一系列检验后,研究结论保持稳健。进一步,本文还考察了过度教育对劳动者职业流动性的影响,发现过度教育提高了工作者的职业流动性,不过并非所有过度教育者均能过渡到合适的工作岗位上,过度教育具有持续性。受数据所限,本文仅讨论了短期的影响,在长期过度教育如何影响职业流动性,有待于下一步的研究。还应该指出的是,本文所讨论的过度教育是针对个人受教育水平与其工作岗位的匹配,现阶段在我国持续提升整体国民素质的重要性仍然是毋庸置疑的。

本研究从探讨过度教育的成因及其影响的角度对过度教育相关文献进行了补充,有助于理解我国劳动力市场上的过度教育现状与来源。同时,本文从过度教育的视角评估了高校扩招的政策效果,研究结论有明显的政策含义。一方面,高校扩招会加剧劳动力市场的过度教育,造成教育资源的无效利用与社会成本的提高。从这个角度来看,快速的人力资本积累未必能提升社会的整体产出水平。在当前新一轮高校扩招背景下,应当注意到如何最小化高等教育扩招对劳动力市场带来的潜在负面影响。另一方面,考虑到劳动力与其就业岗位的错配问题,过度教育在长期可能不利于我国劳动力资源配置效率的提升。因此,在教育资源的布局调整中,如何改善劳动力市场的教育错配现状,使劳动力学有所长学有所用,仍然是值得讨论的问题。

参考文献:

1. 方长春:《教育扩张是否影响了教育收益率——基于中国城镇数据的HLM分析》,《教育研究》2019年第1期。
2. 冯剑锋、岳经纶:《高校扩招、人口转变与劳动参与率》,《高等教育研究》2017年第7期。
3. 葛润、黄家林:《大学扩招是否影响了结婚与生育?》,《经济学报》2020年第3期。
4. 谷宏伟:《高等教育扩张与教育投资过度:基于信号理论的视角》,《财经问题研究》2009年第9期。
5. 郝明松:《教育匹配问题研究新进展》,《经济学动态》2016年第6期。
6. 何亦名:《教育扩张下教育收益率变化的实证分析》,《中国人口科学》2009年第2期。
7. 李锋亮、岳昌君、侯龙龙:《过度教育与教育的信号功能》,《经济学(季刊)》2009年第2期。
8. 刘生龙、周绍杰、胡鞍钢:《义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计》,《经济研究》2016年第2期。
9. 罗楚亮、刘晓霞:《教育扩张与教育的代际流动性》,《中国社会科学》2018年第2期。
10. 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》,《学术月刊》2010年第11期。
11. 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。
12. 缪宇环:《我国过度教育现状及其影响因素探究》,《统计研究》2013年第7期。
13. 彭树宏:《中国大学工资溢价的演化成因研究》,《教育与经济》2017年第3期。
14. 孙文凯、郭茜、王晓霞:《当前大学生实际失业率及微观决定机制研究》,《劳动经济研究》2014年第5期。
15. 宋弘、孙雅洁、陈登科:《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》,《管理世界》2019年第6期。
16. 武向荣、赖德胜:《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》2010年第9期。
17. 吴晓刚、李晓光:《中国城市劳动力市场中教育匹配的变迁趋势——基于年龄、时期和世代效应的动态分析》,《中国社会科学》2021年第2期。
18. 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。
19. 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4期。
20. 徐舒:《技术进步、教育收益与收入不平等》,《经济研究》2010年第9期。
21. 周敏丹:《人力资本供给、工作技能需求与过度教育》,《世界经济》2021年第7期。
22. Allen, J., & Van der Velden, R., Educational Mismatches Versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, and on-the-Job Search. *Oxford Economic Papers*, Vol. 53, No. 2, 2001, pp. 434 – 452.

23. Arulampalam, W., Is Unemployment Really Scarring? Effects of Unemployment Experiences on Wages. *The Economic Journal*, Vol. 111, No. 475, 2001, pp. F585 – F606.
24. Baert, S., Cockx, B., & Verhaest, D., Overeducation at the Start of the Career: Stepping Stone or Trap?. *Labour Economics*, No. 25, 2013, pp. 123 – 140.
25. Büchel, F., & Mertens, A., Overeducation, Undereducation, and the Theory of Career Mobility. *Applied Economics*, Vol. 36, No. 8, 2004, pp. 803 – 816.
26. Che, Y., & Zhang, L., Human Capital, Technology Adoption and Firm Performance: Impacts of China's Higher Education Expansion in the Late 1990s. *The Economic Journal*, Vol. 128, No. 614, 2018, pp. 2282 – 2320.
27. Chetty, R., Looney, A., & Kroft, K., Salience and Taxation: Theory and Evidence. *American Economic Review*, Vol. 99, No. 4, 2009, pp. 1145 – 1177.
28. Cui, Y., Liu, H., & Zhao, L., Mother's Education and Child Development: Evidence from the Compulsory School Reform in China. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 47, No. 3, 2019, pp. 669 – 692.
29. De Grip, A., Bosma, H., Willems, D., & Van Boxtel, M., Job-Worker Mismatch and Cognitive Decline. *Oxford Economic Papers*, Vol. 60, No. 2, 2008, pp. 237 – 253.
30. Fersterer, J., & Winter-Ebmer, R., Are Austrian Returns to Education Falling over Time?. *Labour Economics*, 2003, Vol. 10, No. 1, pp. 73 – 89.
31. Freeman, R. B., *The Overeducated American*. New York: Academic Press, 1976.
32. Groot, W., & Van Den Brink, H. M., Overeducation in the Labor Market: A Meta-Analysis. *Economics of Education Review*, Vol. 19, No. 2, 2000, pp. 149 – 158.
33. Hartog, J., Over-Education and Earnings: Where Are We, Where Should We Go?. *Economics of Education Review*, Vol. 19, No. 2, 2000, pp. 131 – 147.
34. Horowitz, J., Relative Education and the Advantage of a College Degree. *American Sociological Review*, Vol. 83, No. 4, 2018, pp. 771 – 801.
35. Kemptner, D., Jürges, H., & Reinhold, S., Changes in Compulsory Schooling and the Causal Effect of Education on Health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, Vol. 30, No. 2, 2011, pp. 340 – 354.
36. Kiker, B. F., Santos, M. C., & De Oliveira, M. M., Overeducation and Undereducation: Evidence for Portugal. *Economics of Education Review*, Vol. 16, No. 2, 1997, pp. 111 – 125.
37. Kucel, A., Molina, I. F., & Raya, J. M., Over-Education and Its Opportunity Cost in Japan. *Asia Pacific Education Review*, Vol. 17, No. 2, 2016, pp. 299 – 312.
38. Leuven, E., & Oosterbeek, H., Overeducation and Mismatch in the Labor Market. *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 4, 2011, pp. 283 – 326.
39. Li, P., Lu, Y., & Wang, J., Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol. 123, 2016, pp. 18 – 37.
40. Lundborg, P., Nilsson, A., & Rooth, D. O., Parental Education and Offspring Outcomes: Evidence from the Swedish Compulsory School Reform. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 6, No. 1, 2014, pp. 253 – 278.
41. Mavromaras, K., & McGuinness, S., Overskilling Dynamics and Education Pathways. *Economics of Education Review*, Vol. 31, No. 5, 2012, pp. 619 – 628.
42. McCormick, B., A Theory of Signalling During Job Search, Employment Efficiency, and “Stigmatised” Jobs. *The Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 2, 1990, pp. 299 – 313.
43. Mehta, A., Felipe, J., Quising, P., & Camingue, S., Overeducation in Developing Economies: How Can We Test for It, and What Does It Mean?. *Economics of Education Review*, Vol. 30, No. 6, 2011, pp. 1334 – 1347.
44. Ortiz, L., Not the Right Job, but a Secure One: Over-Education and Temporary Employment in France, Italy and Spain. *Work, Employment and Society*, Vol. 24, No. 1, 2010, pp. 47 – 64.
45. Pissarides, C. A., Search Unemployment with on-the-Job Search. *The Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 3, 1994, pp. 457 – 475.
46. Robst, J., Career Mobility, Job Match, and Overeducation. *Eastern Economic Journal*, Vol. 21, No. 4, 1995, pp. 539 – 550.
47. Sicherman, N., Overeducation in the Labor Market. *Journal of Labor Economics*, Vol. 9, No. 2, 1991, pp. 101 – 122.

48. Verdugo, R. R., & Verdugo, N. T., The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings. *Journal of Human Resources*, 1989, pp. 629 – 643.
49. Verhaest, D., & Omeij, E., Objective Over-Education and Worker Well-Being: A Shadow Price Approach. *Journal of Economic Psychology*, Vol. 30, No. 3, 2009, pp. 469 – 481.

College Enrollment Expansion, Overeducation and Career Mobility

SHEN Yu (Nanjing University of Finance and Economics, 210023)

SUN Wenkai (Renmin University of China, 100872)

GU Yuqing (University of Michigan, MI 48109)

Summary: Overeducation has emerged in the global labor market. Overeducation is a manifestation of education mismatch, which means that the education level of the worker exceeds what's required for the job. For the labor market, massive overeducation will drive up social costs for it reflects mismatch between the human capital supply and the work skills demand.

To address the problem of overeducation, we need to identify its causes. This paper studies the impact of increase in higher-education enrollment on overeducation. Theoretically, there are two ways for enrollment expansion to affect overeducation. On the one hand, college enrollment expansion increases the supply of labor with a higher level of education. Without rapid growth in demand for it, a large number of highly educated laborers will find it difficult to find jobs that match their education level, and can only take inferior jobs, hence the phenomenon of overeducation. On the other hand, enrollment expansion could drive industrial development, increase total factor productivity, improve the occupational structure, and create more jobs requiring high-level education, which may not lead to overeducation.

Based on the natural experiment of the college enrollment expansion in China, this paper uses CFPS data to examine the impact of enrollment expansion on overeducation through the cross-sectional difference-in-difference estimation. The results show that the expansion of college enrollment has significantly increased overeducation, with a range of about 8% , accounting for nearly 20% of the average level of overeducation. Furthermore, overeducation increases the career mobility. However, there are still a large number of workers who are over-educated for their current job, and overeducation is here to stay in the short term.

This study has the following contributions. First, to our best knowledge, this is the first empirical study on how college enrollment expansion affects overeducation in China. Many previous studies paid more attention to the impact of enrollment expansion on educational opportunities, unemployment, wage income, etc., with little attention to overeducation. Our findings help to understand the policy effects of college enrollment expansion on overeducation. Second, this study examines the sources of overeducation and its impact on career mobility. The limited literature on overeducation in China mainly focuses on the distribution of overeducation. This study helps to understand the sources of overeducation, and provide policy suggestions for China to further improve the college enrollment expansion. In the latest round of higher-education enrollment expansion, China should consider the possible job-worker mismatch in the labor market and minimize the potential negative impact of the expansion.

Keywords: Overeducation, Higher-education Enrollment Expansion, Job Match, Career Mobility

JEL: J68, J62, I23