过度教育、人际关系与高校毕业生就业质量
——基于 CFPS 2022 年数据的实证分析

赵俊[1],龙海[1,2]

1. 安徽外国语学院 国际经济学院,安徽 合肥 231201;
2. 泰国格乐大学 国际学院,泰国 曼谷 10220

摘要:依据信号理论和社会认同理论,借助中国家庭追踪调查(CFPS)2022 年的最新微观数据,设计一个有中介的调节模型,将人际关系和互联网使用纳入过度教育对高校毕业生就业质量的影响路径中。研究表明,过度教育对高校毕业生就业质量有显著的负向影响,人际关系在二者之间存在部分中介效应。互联网使用显著正向调节过度教育对高校毕业生就业质量的负向影响。同时,互联网使用对过度教育和高校毕业生就业质量关系的调节作用部分通过人际关系这一中介得以实现。异质性分析发现,过度教育对于男性、大专学历、农村、家庭财富处于中低水平、在民营企业或外资企业工作的高校毕业生就业质量的抑制作用更强。并且,采用 PSM 法进行稳健性检验,结果依然成立。为有效抑制过度教育对高校毕业生就业质量的不利影响,建议高校强化与专业心理机构合作,为男性毕业生提供专属心理辅导;高职高专院校结合企业需求优化实践课程体系、创新合作模式,提升毕业生的岗位适配能力;政府牵头搭建数字化求职平台,开展农村毕业生职业技能培训,为贫困家庭的毕业生发放求职补贴,激励民企和外企为毕业生建立与岗位适配的培训体系和权益保障机制。

关键词:过度教育;人际关系;互联网使用;高校毕业生就业质量
中图分类号:F249.2　　**文献标识码**:A　　DOI:10.12186/2026.06.000
文章编号:2096-9864(2026)06-0000-00

近年来,随着我国高等教育的普及化,高校毕业生的数量从 2002 年的 114 万人增加到 2024 年的 1179 万人[1]。据教育部最新公布的数据,2025 年高校毕业生规模预计达到 1222 万人,再创历史新高[2]。中共中央、国务院印发的《教育强国建设规划纲要(2024—2035 年)》强调“加快构建高校毕业生高质量就业服务体系,促进高校毕业生高质量充分就业”。这使得高校毕业生的就业质量问题再次成为社会各界关注的焦点。规模庞大的高校毕业生为我国经济和社会的飞速发展提供了有力的人才支撑。然而,高校毕业生数量的不断增加和劳动力市场数字化变革的进程加速,也导致了劳动力市场的供需矛盾愈发突出,不少毕业生因未能进入与自己学历匹配的就业岗位而出现向下兼容的择业行为,也即出现了过度教育现象。G. J. Duncan 等[3]指出,过度教育通常意味着岗位所需的教育水平低于劳动者的受教育水平。

收稿日期:2026-02-15
基金项目:安徽省级质量工程教学研究重点项目(2024jyxm0539),安徽省高等学校人文社科重点项目 (2024AH052496)
作者简介:赵俊(1983—),男,安徽省芜湖市人,安徽外国语学院副教授,主要研究方向:家庭金融与教育经济;龙海(1977—),男,安徽省合肥市人,安徽外国语学院教授,泰国格乐大学博士生导师,主要研究方向:产业经济,公司治理。

李根丽等[4]发现,过度教育会显著抑制劳动者工作的积极性和能动性。那么,过度教育是否会对高校毕业生这一重要群体的就业质量产生影响?如果有,其内在逻辑和作用机理是什么?本文拟对此进行探究。

一、文献综述与研究假说

国内外学者从过度教育这一视角研究其对就业质量的影响,主要侧重对劳动者收入层面的探讨,普遍认为过度教育对劳动者的短期收入存在"惩罚效应",具体表现为过度教育者比适度教育者的教育回报率更低[5];过度教育对劳动者的长期收入存在"污名效应",具体表现为当劳动者从事的工作与自身受教育程度不相匹配时,会向用人单位传递其工作能力可能不足的负面信号,出于控制培训成本和降低离职率等因素的考虑,用人单位可能为其提供更少的培训,进而导致其在职业生涯中可能长期遭受收入惩罚[6-7]。同时,过度教育对劳动者就业质量的非收入类影响因素也逐渐受到学界的关注,M. Sattinger[8]指出,教育错配会对个体的劳动生产率产生负面影响;M. B. Harari 等[9-10]认为,过度教育者在对比现有工作和期望工作时,会产生挫败心理,进而诱发其离职倾向。

除此之外,国内外学者也从多个视角探讨了就业质量的其他影响因素。A. Portes[11]认为,个体在社会中积累的社会网络可以为其在就业市场中获得实质性支持进而提升就业质量;许金海等[12]发现,通过社会网络渠道求职的个体可能会因就业匹配度不高而削弱了其在工作中的表现,进而对其职业晋升产生抑制作用;R. Anker 等[13]发现,就业能力、薪资收入、下属数量和工作时长均是影响劳动者就业质量的重要因素;D. Holman[14]发现互联网使用有助于求职者更高效地获取就业机会并间接提升其就业质量;谢尚等[15]发现,互联网使用显著降低了教育失配的风险;钟秋明等[16]发现,就业条件观和就业价值观均会对高校毕业生的就业质量产生显著影响;胡建国等[17]发现,学历层次高和政治面貌为中共党员的大学毕业生的就业质量相对更高;刘自团等[18]发现,家庭经济资源和工作时间弹性对高校毕业生的就业质量有显著的正向影响;J. Liu 等[19]发现,数字经济在居民就业质量可持续提升方面发挥了重要的作用;孙浩等[20]发现,沉迷网络游戏会对青少年的心理健康乃至未来的就业发展产生显著的负面影响;丁述磊等[21]发现,个体特征变量中除了健康状况外,年龄、性别、婚姻状况等对青年劳动者就业质量的影响均显著。

通过文献梳理发现,国内外学者对就业质量影响因素的研究呈现出明显的共性:在研究视角方面,多依托人力资源理论和信号理论,聚焦过度教育对劳动者收入的"惩罚效应"与"污名效应"或分别考察年龄、性别、婚姻状况、学历、互联网使用、社会网络、心理健康、家庭规模等单一因素对就业质量的影响;在研究对象方面,多以全体劳动者为样本,缺少对高校毕业生这一特殊群体的专项深入研究;在研究设计方面,缺乏对就业质量影响因素内在综合作用机理的深度考察。鉴于此,本文拟以北京大学中国社会科学调查中心 2022 年发布的中国家庭追踪调查(以下简称 CFPS2022)最新的微观数据为基础,构建有中介的调节模型,将人际关系与互联网使用纳入统一分析框架,系统揭示过度教育作用于高校毕业生就业质量的机理,以期丰富本土化的经验证据。

信号理论认为求职者会通过学历向雇主传达他们能力水平的信号。然而,当求职者的学历远远高于某一岗位的最低学历要求时,雇主可能会觉得求职者的学历高未必能体现其能力强,从而不愿为其额外支付学历溢价。S. Baert 等[22]发现,教育扩张容易引发学历贬值,反而

不利于求职者应聘优质的就业岗位。屈小博等[23]发现,教育错配会显著降低个体的就业质量,而当前我国教育错配的类型以过度教育为主[24]。过度教育不仅降低了资源的配置效率,还削弱了文凭的信号功能[25]。那么,过度教育是否会削弱高校毕业生的就业质量?据此提出以下假设:

H1 过度教育对高校毕业生就业质量有显著的负向影响。

一方面,社会认同理论认为,个体通过将自己归属于某一个社会群体,从而对同属群体产生偏爱,而对异属群体产生疏离[26]。D. C. Maynard 等[27]发现,个体的资质过高可能会弱化其对组织的承诺,并导致其减少工作投入和破坏同事关系。过度教育者可能因其职业地位与所受教育不匹配缺乏自信或觉得与所在群体缺乏共同语言而回避交际。因此,过度教育的高校毕业生可能会通过教育分层破坏其人际认同的基础,并进而对其人际关系产生负面影响。另一方面,社会嵌入理论认为,在个体的人际网络结构和人际互动中与他人建立起的信任互惠,能降低其就业的信息不对称和交易成本。个体通过社会关系所获取的资源对其就业质量的提升具有重要的影响[28]。Y. Zenou[29]发现社会关系可以帮助个体扩张社会网络,并增加其获取高质量工作的概率。苏丽锋等[30]证实,人际关系不仅影响高校毕业生的工作机会和薪资福利,还影响其职业匹配度和工作满意度。杨政怡等[31]指出,个体所拥有的社会网络对其就业质量有显著的提升效应。那么,过度教育是否会对高校毕业生的人际关系造成破坏而间接影响其就业质量呢?据此提出假设:

H2 人际关系在过度教育和高校毕业生就业质量的关系中发挥中介作用。

信息不对称理论指出,市场交易效率的降低一定程度上源于交易双方信息掌握的程度存在差异[32]。互联网使用可以显著减少信息不对称现象,提升用人单位与潜在求职者的匹配质量,从而缓解过度教育的负面效应[33]或通过提高劳动者的工作适配度进而提升其就业质量[34]。同时,互联网可以有效提升信息的传播效率,优化资源配置。对过度教育者而言,互联网可以帮助其拓展弱关系网络并提升人际关系网络的质量,从而获取优质的岗位信息和就业机会[35]或通过更便捷的职业流动和线上学习,发挥学历与技能的协同效应,从而缓解过度教育导致的收入惩罚现象[36]。那么,互联网使用是否会通过缓解过度教育并促进人际关系的发展,从而间接提升高校毕业生的就业质量?据此提出以下假设:

H3 互联网使用在过度教育和高校毕业生就业质量的关系中发挥正向的调节作用。

H4 互联网使用在过度教育通过人际关系影响高校毕业生就业质量的中介关系中发挥正向的调节作用。

二、模型构建、数据来源与变量说明

1. 模型构建

根据以上文献综述和研究假说,构建一个有中介的调节模型(见图 1),借助 CFPS2022 的微观数据,利用 Stata17.1 软件分析过度教育对高校毕业生就业质量的影响,检验人际关系在二者之间的中介效应,并进一步探讨互联网使用对过度教育和高校毕业生就业质量的调节作用是如何通过人际关系这一中介实现的。

2. 数据来源

CFPS2022 采用了多阶段、内隐分层、与人口规模成比例的系统概率抽样的方式,在全国 25 个省(市、自治区)获取了 25 498 个样本数据。本文从该数据库中筛选出受访者最终学历在大专及以上的高校毕业生样本,剔除有异常

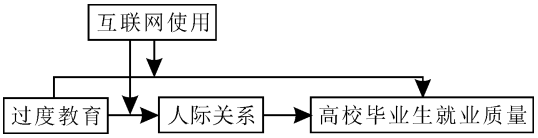


图1 过度教育影响高校毕业生就业质量的有中介的调节模型

值或存在缺失值的样本,最终获得有效样本2927个。

3. 变量说明

(1)被解释变量:高校毕业生就业质量

参考刘雅欣[37]的做法,采用熵权法从工资收入、劳动强度、岗位稳定性和社会保障水平这四个维度构建高校毕业生就业质量综合指数测度其就业质量,为便于解释,将熵权法计算的就业质量指数结果乘以100,转化为0~100的百分制指标。工资收入采用过去12个月税后工资的对数进行测度;劳动强度采用每周工作时间(小时)进行测度;岗位稳定性以这份工作是否签订了劳动合同为测度,已签订取值为1,否则为0;社会保障水平采用受访者是否参加了医疗、养老、失业或工伤保险进行测度,至少参加了一种保险取值为1,否则为0。其中,用于测度工作强度的每周工作时间(小时)的持续增加不利于个体就业质量提升,故对其进行反向处理,从而确保各维度指标的数值变化与高校毕业生就业质量综合指数变化保持同向相关性。

(2)核心解释变量:过度教育

参考丁述磊等[21]的做法,若个体所在岗位的学历要求低于其获得的最高学历则为过度教育,赋值为1,否则为0。基于受访者对"从知识和技能的角度上讲,您认为胜任这份工作实际需要多高的教育程度?"这一问题的回答并结合其学历进行界定:若所在岗位学历要求与其受教育程度一致则为教育适配,若所在岗位学历要求低于劳动者受教育程度则为过度教育。

(3)调节变量:互联网使用

参考谢尚等[15]的做法,对于问卷中"是否使用电脑上网?"这个问题,受访者若回答"是"赋值为1,否则为0。

(4)中介变量:人际关系

参考孙欣等[38]的做法,若问卷中受访者对于人缘关系的自评分大于5则赋值为1,其他为0。

(5)控制变量

参考国内外学者围绕就业质量的已有成果,选择受访者的年龄、性别、婚姻状况、健康状况、政治面貌、求职渠道、思维方式、是否每天玩网络游戏、社会资本和家庭规模等作为控制变量(见表1)。

三、实证分析

1. 主要变量的描述性统计

由表1可知,高校毕业生的标准化就业质量综合指数的均值为61.101,有效样本中存在过度教育情况的均值仅为0.146。这说明当前高校毕业生的整体就业质量一般,存在高校毕业生过度教育问题,高校毕业生的整体就业质量也有较大的提升空间。

2. 主效应及中介效应检验

通过对模型1做回归进行主效应检验(见表2)发现:过度教育对就业质量的负向影响显著,边际效应为-5.739,在1%的水平上显著,假设H1验证通过。同时,绝大多数控制变量对就业质量的影响均显著。这与国内外部分学者的研究结论基本一致。

运用温忠麟等[39]的依次检验法进行中介效应检验。模型2中,过度教育对人际关系的负向影响显著,边际效应为-0.209,在5%的水平上显著。模型3中,过度教育对就业质量的负向影响显著;人际关系对就业质量的正向影响显著,其边际效应为1.317,在10%的水平上

表 1　变量的描述性统计

变量名称	变量说明	观测值	均值	方差	最小值	最大值
高校毕业生就业质量	熵权法构建高校毕业生就业质量综合指数	2927	61.101	15.243	8.007	90.359
过度教育	过度教育为 1,否为 0	2927	0.146	0.353	0.000	1.000
人际关系	人缘关系自评分大于 5 赋值为 1,其他为 0	2927	0.834	0.372	0.000	1.000
互联网使用	使用互联网为 1,否为 0	2927	0.769	0.421	0.000	1.000
年龄	样本年份 2022 年与受访者出生年份的差值,并剔除受访者已退休的样本	2927	33.941	8.714	20.000	65.000
性别	男性为 1,女性为 0	2927	0.509	0.500	0.000	1.000
婚姻状况	已婚为 1,其他为 0	2927	0.672	0.470	0.000	1.000
健康状况	由不健康到非常健康赋值为 1~5	2927	3.296	0.911	1.000	5.000
政治面貌	是中共党员为 1,否为 0	2927	0.063	0.245	0.000	1.000
求职渠道	求职获得了他人帮助赋值为 1,否为 0	2927	0.251	0.434	0.000	1.000
工作弹性	重新赋值 1-3,越大表示工作时间弹性越高	2927	1.542	0.636	1.000	3.000
夜班频率	频率由低到高赋值为 1~7	2927	2.152	1.897	1.000	7.000
下属人数	工作岗位直接管理的下属人数	2927	4.092	22.729	0.000	260.000
房产数量	受访者所在家庭拥有的房产数量	2927	0.866	1.201	1.000	8.000
发展型思维	依据受访者对相关问题的认同程度打分	2927	6.401	2.082	2.000	10.000
网络游戏	受访者每天玩网络游戏赋值为 1,否为 0	2927	0.418	0.494	0.000	1.000
社会资本	过去一年家庭人情礼支出的对数	2927	7.256	2.692	1.000	12.206
家庭规模	家庭人口总数量	2927	3.534	1.800	1.000	13.000
城乡类别	城镇居民赋值为 1,农村居民赋值为 0	2927	0.700	1.035	0.000	1.000

显著。与模型 1 相比,模型 3 的 $Adj\ R^2$ 值由 0.100 上升至 0.101,这说明模型 3 有更强的解释力。同时,过度教育对就业质量的回归系数由-5.739 变化为-5.672,这说明过度教育对于就业质量的影响部分是通过人际关系这一中介变量来实现的。由此可知,人际关系在过度教育和就业质量之间存在部分中介效应,假设 H2 验证通过。

3. 调节效应和有中介的调节效应检验

通过温忠麟等[40]提出的方法检验有中介的调节效应(见表 3)。步骤如下:(1)做就业质量对过度教育、互联网使用、过度教育与互联网使用二者交互项的回归,检验交互项的系数是否显著;(2)做人际关系对过度教育、互联网使用、过度教育与互联网使用二者交互项的回归,检验交互项的系数是否显著;(3)做就业质量对过度教育、互联网使用、人际关系、过度教育与互联网使用二者交互项的回归,检验变量人际关系的系数是否显著;在第(3)步中,如果变量人际关系的系数显著,且过度教育与互联网使用二者交互项的系数也显著,则互联网使用对过度教育与高校毕业生就业质量的调节效应部分通过中介变量人际关系起作用。

表 3 显示:模型 4 中,互联网使用显著正向调节过度教育对高校毕业生就业质量的影响($\beta=3.237$,$p<0.1$),假设 H3 通过验证。这说明互联网使用有助于缓解过度教育对高校毕业生就业质量的抑制作用。模型 6 中,人际关系对于高校毕业生就业质量具有显著的正向影响($\beta=1.273$,$p<0.1$),且过度教育与互联网使用二者交互项对于高校毕业生就业质量有显著的正向影响。由此可知,互联网使用对过度教育和高校毕业生就业质量关系的调节作用部分通过人际关系这一中介得以实现,假设 H4 通过验证。

4. 异质性分析

(1)性别差异

过度教育对于男性和女性高校毕业生就业

表 2　主效应及中介效应回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
	就业质量	人际关系	就业质量
过度教育	−5.739***	−0.209**	−5.672***
	(0.000)	(0.026)	(0.000)
人际关系			1.317*
			(0.070)
互联网使用	5.917***	0.209***	5.847***
	(0.000)	(0.001)	(0.000)
年龄	−0.112***	0.010**	−0.115***
	(0.005)	(0.021)	(0.004)
性别	1.622***	−0.008	1.623***
	(0.005)	(0.889)	(0.005)
婚姻状况	1.756**	−0.064	1.777**
	(0.015)	(0.392)	(0.014)
健康状况	−0.347	0.173***	−0.400
	(0.253)	(0.000)	(0.190)
中共党员	0.264***	−0.020**	0.270***
	(0.002)	(0.028)	(0.001)
求职渠道	−1.089***	−0.014	−1.084***
	(0.000)	(0.153)	(0.000)
工作弹性	−1.742***	0.111**	−1.742***
	(0.000)	(0.015)	(0.000)
夜班频率	−0.241*	0.006	−1.742*
	(0.095)	(0.690)	(0.092)
下属人数	0.028**	0.001	0.028**
	(0.013)	(0.689)	(0.014)
房产数量	0.150**	0.003	0.149**
	(0.016)	(0.694)	(0.017)
发展型思维	−0.250*	0.035***	−0.261**
	(0.055)	(0.010)	(0.045)
网络游戏	−0.132*	0.014*	−0.136*
	(0.081)	(0.069)	(0.071)
社会资本	0.082	0.003	0.081
	(0.424)	(0.845)	(0.429)
家庭规模	−0.844***	0.006	−0.847***
	(0.000)	(0.714)	(0.000)
城乡类别	0.408	0.017	0.402
	(0.118)	(0.510)	(0.123)
观测值	2927	2927	2927
LR chi^2		74.580***	
		(0.000)	
PseudoR^2		0.028	
一阶段 *F* 统计值	20.190***		19.270***
	(0.000)		(0.000)
Adj R^2	0.100		0.101

注:括号内数值为 *P* 值,***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10%水平上显著,下同。

表 3　有中介的调节效应回归结果

变量	模型 4	模型 5	模型 6
	就业质量	人际关系	就业质量
过度教育	−6.430***	−0.284***	−6.345***
	(0.000)	(0.006)	(0.000)
人际关系			1.273*
			(0.080)
互联网使用	8.594***	0.452***	8.447***
	(0.000)	(0.003)	(0.000)
过度教育 * 互联网使用	3.237*	0.294*	3.142*
	(0.054)	(0.080)	(0.061)
年龄	−0.113***	0.010**	−0.116***
	(0.005)	(0.023)	(0.004)
性别	1.556***	−0.016	1.559***
	(0.007)	(0.787)	(0.007)
婚姻状况	1.785**	−0.061	1.805**
	(0.013)	(0.414)	(0.012)
健康状况	−0.360	0.172***	−0.411
	(0.236)	(0.000)	(0.178)
中共党员	0.265***	−0.020**	0.271***
	(0.002)	(0.028)	(0.001)
求职渠道	−1.090***	−0.014	−1.086***
	(0.000)	(0.153)	(0.000)
工作弹性	−1.751***	0.111**	−1.783***
	(0.000)	(0.015)	(0.000)
夜班频率	−0.240*	0.006	−0.241*
	(0.096)	(0.685)	(0.094)
下属人数	0.028**	0.001	0.028**
	(0.012)	(0.666)	(0.013)
房产数量	0.149**	0.003	0.149**
	(0.016)	(0.701)	(0.017)
发展型思维	−0.253*	0.035***	−0.254**
	(0.052)	(0.011)	(0.043)
网络游戏	−0.136*	0.014*	−0.140*
	(0.072)	(0.076)	(0.064)
社会资本	0.080	0.002	0.079
	(0.436)	(0.863)	(0.441)
家庭规模	−0.846***	0.006	−0.848***
	(0.000)	(0.719)	(0.000)
城乡类别	0.412	0.018	0.406
	(0.113)	(0.497)	(0.119)
观测值	2927	2927	2927
LR chi^2		77.610***	
		(0.000)	
PseudoR^2		0.030	
一阶段 *F* 统计值	19.300***		18.450***
	(0.000)		(0.000)
Adj R^2	0.101		0.102

质量的负向影响均显著,但对男性的负向影响更大(见表 4)。

(2)学历差异

过度教育对于各学历层次高校毕业生的就业质量的负向影响均显著,但对拥有大专学历毕业生就业质量的负向影响最大(见表 5)。这意味着在高等教育领域,相比于大专学历,个体在获得本科及以上学历后,过度教育对其就业质量的抑制会显著减弱。

(3)城乡差异

过度教育对于农村和城镇家庭的高校毕业生就业质量的负向影响均显著,但其对农村家庭的高校毕业生就业质量负向影响更大(见表 6)。

(4)财富水平差异

除家庭财富处于 75%~100%分位数区间的样本外,其余分位数组的负向影响均通过显著性检验,但过度教育对于家庭财富水平处于 0~25%和 25%~50%位置样本就业质量的抑制作用要显著强于家庭财富水平处于 50%~75%和 75%~100%位置的样本(见表 7)。

(5)单位性质差异

前文已从性别、学历、城乡与家庭财富等主要维度检验了过度教育影响的异质性。鉴于不同性质单位在工资形成、晋升机制与福利保障上差异显著,过度教育对就业质量的影响可能因单位性质而异。为进一步识别部门异质性,以便为分类施策提供依据,本文依据 CFPS 2022 问卷中工作单位性质的分类口径将样本分为四类(见表 8)并分别回归。结果显示,过度教育对在四类单位就业的高校毕业生就业质量的负向影响均显著,且对在民营企业与外资企业工作的高校毕业生负向影响更大。

5. 稳健性检验

由于过度教育状态可能并非随机决定,个

表 4 分样本回归结果:性别差异

变量	模型 7 男性 就业质量	模型 8 女性 就业质量
过度教育	−6.311*** (0.000)	−5.361*** (0.000)
控制变量	控制	控制
观测值	1491	1436
一阶段 F 统计值	11.130*** (0.000)	11.050*** (0.000)
$Adj\ R^2$	0.098 1	0.101

表 5 分样本回归结果:学历差异

变量	模型 9 大专学历 就业质量	模型 10 本科学历 就业质量	模型 11 研究生学历 就业质量
过度教育	−8.933*** (0.000)	−4.165*** (0.000)	−5.828** (0.043)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	1337	1426	164
一阶段 F 统计值	13.480*** (0.000)	6.720*** (0.000)	2.110*** (0.009)
$Adj\ R^2$	0.137	0.064	0.103

表 6 回归结果:城乡差异

变量	模型 12 城镇 就业质量	模型 13 农村 就业质量
过度教育	−5.263*** (0.000)	−6.913*** (0.001)
控制变量	控制	控制
观测值	2300	627
一阶段 F 统计值	14.460*** (0.000)	6.000*** (0.000)
$Adj\ R^2$	0.086	0.118

表 7 分样本回归结果:财富水平差异

变量	模型 14 财富水平 0~25% 就业质量	模型 15 财富水平 25%~50% 就业质量	模型 16 财富水平 50%~75% 就业质量	模型 17 财富水平 75%~100% 就业质量
过度教育	−6.527*** (0.000)	−8.355*** (0.000)	−4.270** (0.025)	−0.908 (0.617)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	731	732	732	732
一阶段 F 统计值	6.030*** (0.000)	6.070*** (0.000)	5.190*** (0.000)	3.900*** (0.000)
$Adj\ R^2$	0.105	0.106	0.089	0.063

表 8　回归结果:单位性质差异

变量	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21
	政府部门、党政机关、人民团体、事业单位	国有企业	民营企业	外资企业
	就业质量	就业质量	就业质量	就业质量
过度教育	-3.935**	-2.824**	-5.602***	-7.187**
	(0.040)	(0.050)	(0.000)	(0.020)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	887	499	1440	101
一阶段	3.360***	3.500***	12.560***	2.300***
F 统计值	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
Adj R^2	0.043	0.079	0.130	0.181

体能力禀赋与家庭背景等特征均可能影响高校毕业生的过度教育状态与就业质量,导致基准回归存在样本选择偏误。为此,本文运用 P. Rosenbaum 等[41]提出的倾向得分匹配法(PSM),通过构造反事实框架,在可观测协变量上为过度教育者匹配特征相近的非过度教育者,测算过度教育对就业质量的净效应,以检验主回归结果的稳健性。倾向得分匹配前后的平衡性检验结果(见表 9),是估计平均处理效应(ATT)的前提步骤,用以验证匹配是否有效消除处理组与控制组在可观测特征上的系统性差异。结果显示,匹配后各协变量标准偏误均小于 20%,t 检验的 p 值基本大于 0.1,$PseudoR^2$ 为 0.000,表明处理组与控制组已无显著差异,匹配效果良好。

在平衡性检验通过的前提下,平均处理效应结果(见表 10)可以报告多种匹配方法下过度教育对就业质量的净影响,以交叉验证主回归结论的稳健性。结果显示,五种匹配方法的估计结果具有较高的一致性,且 ATT 值均在 1%的显著性水平上通过检验。ATT 均值为 -5.912,说明相较于非过度教育者,过度教育使高校毕业生就业质量综合指数平均下降 5.912。

四、研究结论与政策建议

1. 研究结论

本研究运用 CFPS2022 的最新微观数据,基于信号理论和社会认同理论,将人际关系和

表 9　倾向得分匹配前后的平衡性检验结果

变量	%bias(匹配前/匹配后)	%reduct |bias|	t-test(匹配前/匹配后)	
			t	$p>\|t\|$
互联网使用	-8.1/-6.2	23.6	-1.69/-0.91	0.091/0.365
年龄	78.4/3.8	95.2	15.74/0.64	0.000/0.525
性别	5.0/4.7	5.9	1.06/0.72	0.290/0.473
婚姻状况	69.1/7.3	89.5	15.21/1.04	0.000/0.297
健康状况	-21.1/-11.8	44.2	-4.47/-1.84	0.000/0.066
中共党员	-24.5/7.2	70.7	-4.93/1.19	0.000/0.236
求职渠道	-275.6/4.5	98.4	-46.36/3.90	0.000/0.346
工作弹性	-6.7/-7.0	-3.4	-1.45/-1.04	0.149/0.300
夜班频率	2.4/0.3	85.8	0.50/0.05	0.615/0.959
下属人数	9.7/-8.0	18.1	1.81/-1.33	0.070/0.184
房产数量	26.3/6.2	76.6	5.44/0.96	0.000/0.338
发展型思维	-2.6/-3.2	-22.9	-0.55/-0.48	0.585/0.629
网络游戏	-20.7/-0.4	98.2	-4.50/0.05	0.000/0.956
社会资本	19.4/3.0	84.5	4.35/0.43	0.000/0.670
家庭规模	9.1/-5.7	37.1	1.96/-0.85	0.050/0.393
城乡类别	2.0/-2.4	-20.1	0.40/-0.40	0.689/0.688
$PseudoR^2$			0.497/0.000	

表 10　平均处理效应结果

匹配方法	样本	处理组	控制组	ATT	$Z(t)$值	S. E.
	匹配前	61.346	60.065	1.281	1.790	0.716
一对一近邻匹配	匹配后	54.130	59.963	−5.833***	−4.090	1.427
半径匹配	匹配后	54.130	60.243	−6.113***	−5.320	1.149
核匹配	匹配后	54.130	60.056	−5.926***	−5.230	1.133
局部线性回归匹配	匹配后	54.130	59.779	−5.649***	−3.960	1.427
样条匹配	匹配后	−	−	−6.038***	−5.270	1.146
平均值	−	−	−	−5.912	−	−

注:半径匹配中半径设定为 0.01;样条匹配采用自助法计算标准误,重复抽样 500 次;样条匹配为 Z 值,其余为 t 值。

互联网使用纳入过度教育对高校毕业生就业质量的影响路径中,构建了一个有中介的调节模型,进一步探讨过度教育、人际关系和互联网使用对高校毕业生就业质量的内在影响机制和效应。得出的主要结论为:一是过度教育对高校毕业生就业质量的负向影响显著($\beta=-5.739$, $p<0.01$)。同时,绝大多数控制变量对高校毕业生就业质量均有显著的影响。二是人际关系在过度教育和高校毕业生就业质量之间存在部分中介效应,即过度教育抑制了高校毕业生的人际关系,进而对其就业质量产生显著的负向影响。三是互联网使用显著正向调节过度教育对高校毕业生就业质量的影响。同时,互联网使用对过度教育和高校毕业生就业质量的调节作用部分通过人际关系这一中介得以实现。四是异质性分析发现,过度教育对高校毕业生就业质量的抑制效应存在显著的群体差异,其对男性、大专学历、农村户籍、家庭财富处于中低水平,以及就职于民营企业或外资企业的高校毕业生群体,表现出更强的抑制作用。五是采用倾向得分匹配法进行稳健性检验,结果依然显示过度教育会对高校毕业生就业质量产生显著的抑制作用。

2. 政策建议

针对本研究的实证研究发现,结合受过度教育影响比较大的高校毕业生群体的核心痛点,提出以下几条政策建议。

其一,建议各大高校与专业心理服务机构合作,为男性高校毕业生群体提供专属的心理辅导,降低社会对该群体职业成就的高期待给其带来的职业压力与挫败感,并引导其作出清晰合理的职业生涯规划。其二,建议高职高专院校根据企业岗位实际需求调整实践课程体系,并通过“引企入校”或“订单式培养”等方式提升学生岗位适配能力,降低学历信号对其就业质量的负面影响。其三,建议各级政府部门牵头搭建“数字化求职平台”,实现岗位精准匹配推荐、求职简历快捷投递、线上面试即时进行等功能,并为农村高校毕业生开展“职业技能专项培训”,切实提升其求职技能、职业水平和社交能力,突破信息不对称和社会资本约束对其求职的抑制作用。其四,建议人社部门牵头,对低财富水平家庭且符合条件的高校毕业生发放培训补贴、住宿补贴或交通补贴等,切实降低他们求职过程中的经济压力和抗风险能力。其五,建议人社部门出台激励政策,引导民营企业和外资企业建立岗位适配性培训体系,同时重点核查这两类企业的工资支付、社保缴纳和劳动合同签订情况,提升在这类企业入职的高校毕业生的岗位适配度和劳动权益保障水平。

参考文献:

[1] 教育部 人力资源社会保障部共同部署做好 2024 届全国普通高校毕业生就业创业工作[EB/OL].(2023-12-05)[2026-02-09].http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/gzdt_gzdt/moe_

1485/202312/t20231205_1093287. html.

[2] 教育部,人力资源社会保障部. 2025 届全国普通高校毕业生就业创业工作会议[EB/OL]. (2024-11-14)[2026-02-09]. http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/gzdt_gzdt/moe_1485/202411/t20241114_1162975. html.

[3] Duncan G J, Hoffman S D. The incidence and wage effects of overeducation[J]. Economics of Education Review, 1981, 1(1): 75-86.

[4] 李根丽,周泰云. 教育错配会影响工作满意度吗:机制分析与实证检验[J]. 山西财经大学学报,2021,43(8):30-42.

[5] 李新荣,王梦亚,董佳妮. 过度教育的经济学研究新进展[J]. 经济学动态,2023(9):147-160.

[6] Korpi T, Tåhlin. Educational mismatch, wages, and wage growth: overeducation in Sweden, 1974-2000[J]. Labour Economics, 2009, 16(2): 183-193.

[7] Romanov D, Tur-Sinai A, Eizman G, et al. Overeducation, job mobility and earnings mobility among holders of first degrees[J]. Applied Economics, 2017, 49(26): 2563-2578.

[8] Sattinger M. Assignment models of the distribution of earnings[J]. Journal of EconomicLiterature, 1993, 31(2): 831-880.

[9] Harari M B, Manapragada A, Viswesvaran C, et al. Who thinks they're a big fish in a small pond and why does it matter? a metaanalysis of perceived overqualification[J]. Journal of Vocational Behavior, 2017, 102: 28-47.

[10] Schreurs B, Hamstra M R W, Jawahar I M, et al. Perceived overqualification and counterproductive work behavior: testing the mediating role of relative deprivation and the moderating role of ambition[J]. Personnel Review, 2021, 50(3): 1038-1055.

[11] Portes A. Social capital: its origins and applications in modern sociology[J]. AnnualReview of Sociology, 1998(24): 1-24.

[12] 许金海,胡新艳,戴明宏. 社会网络求职渠道如何影响职业晋升?:基于 CFPS 数据的经验证据[J]. 南方经济,2023(6):49-66.

[13] Anker R, Chernyshev, Egger P, et al. Measuring decent work with statistical indicators[J]. International Labor Review, 2003, 142(2): 147-178.

[14] Holman D. Job types and job quality in Europe[J]. Human Relations, 2013, 66(4): 475-502.

[15] 谢尚,韦东明,唐琦. 互联网使用对教育-工作匹配的影响:基于 CFPS2016~2020 的研究发现[J]. 中国人口科学,2024,38(4):36-51.

[16] 钟秋明,刘克利. 高校毕业生就业观影响就业质量的实证研究[J]. 高教探索,2015(3):107-113.

[17] 胡建国,裴豫. 人力资本、社会资本与大学生就业质量:基于劳动力市场分割理论的探讨[J]. 当代青年研究,2019(5):109-116.

[18] 刘自团,陆根书. 家庭经济资源对大学毕业生就业质量影响的实证研究:基于陕西高校毕业生就业创业跟踪调查[J]. 北京工业大学学报(社会科学版),2021,21(3):127-140.

[19] Liu J, Fang Y, Xia Y, et al. Can the digital economy promote sustainable improvement in the quality of employment for Chinese residents: Moderated mediation effect test based on

[20] 孙浩,苏竣,汝鹏. 虚拟世界的健康代价:网络游戏对青少年心理健康影响的实证分析[J]. 清华大学教育研究,2023,44(6):103-114.

[21] 丁述磊,王佳萍,刘翠花. 教育错配对青年就业质量的影响:理论与实证[J]. 中国青年研究,2024(9):101-110.

[22] Baert S, Verhaest D. Unemployment or overeducation: which is a worse signal to employers? [J]. De Economist, 2019, 167(1): 1-21.

[23] 屈小博,余文智. 农民工教育与职业的匹配及其工资效应:基于城市规模视角[J]. 中国农村经济,2020(1):48-64.

[24] 周敏丹. 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[J]. 劳动经济研究,2021,9(5):98-120.

[25] 李晓光. 教育失配经历对企业雇佣决策的影响:来自简历投递实验和在线招聘职位的证据[J]. 管理世界,2024(4):121-138.

[26] Tajfel H, Billig M G, Bundy R P, et al. Social categorization and intergroup behaviour[J]. European Journal of Social Psychology, 1971, 1(2): 149-178.

[27] Maynard D C, Joseph T A, Maynard A M. Underemployment, job attitudes, and turnover intentions[J]. Journal of Organizational Behavior, 2006, 27(4): 509-536.

[28] Granovetter M. Economic action and social structure: the problem of embeddedness[J]. American Journal of Sociology, 1985, 91(3): 481-510.

[29] Zenou Y. A dynamic model of weak and strong ties in the labor market[J]. Journal of Labor Economics, 2015, 33(4): 891-932.

[30] 苏丽锋,孟大虎. 强关系还是弱关系:大学生就业中的社会资本利用[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版),2013,52(5):155-162.

[31] 杨政怡,杨进. 社会资本与新生代农民工就业质量研究:基于人情资源和信息资源的视角[J]. 青年研究,2021(2):17-31.

[32] Akerlof G A. The market for "Lemons": quality uncertainty and the market mechanism[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1970, 84(3), 488-500.

[33] 李玉茹,张杉杉. 数字经济下互联网使用能否缓解过度教育的收入惩罚?[J]. 中国人口科学,2024,38(4):52-66.

[34] Bloom N, Beaulieu J, Liang J, et al. Does working from home work? evidence from a Chinese experiment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130(1): 165-218.

[35] Dinerstein M, Einav L, Levin J, et al. Consumer price search and platform design in internet commerce[J]. American Economic Review, 2018, 108(7): 1820-1859.

[36] Neyt B, Omey E, Verhaest D, Does student work really affect educational outcomes? a review of the literature[J]. Journal of Economic Surveys, 2019, 33(3): 896-921.

[37] 刘雅欣. 数字普惠金融、产业结构与就业质量[J]. 调研世界,2023(12):45-54.

[38] 孙欣,宿文凡,生吉萍,等. 互联网使用、社会网络与农村女性心理健康:基于 CFPS 2020 数据分析[J]. 世界农业,2024(8):90-101.

[39] 温忠麟,侯杰泰,张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报,2005(2):268-274.

[40] 温忠麟,张雷,侯杰泰. 有中介的调节变量和有调节的中介变量[J]. 心理学报,2006(3):448-452.

[41] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.

[责任编辑:毛丽娜]