

高等教育对主观幸福感的净效应评估 ——基于多组倾向得分匹配的准实验研究

房敏 孙颖

摘要: 获得幸福是衡量教育成功与否的重要标准。为揭示高等教育对主观幸福感的净效应,根据中国综合社会调查数据,运用倾向得分匹配(PSM)反事实估计方法对1 403个样本进行了评估,结果发现:(1)整体上高等教育促进了主观幸福感,为主观幸福感的增长提供了不低于2.7%的贡献率;(2)扩招后的高等教育致幸福能力呈现先升后降的作用趋势;(3)近年来高等教育对主观幸福感的平均净效应处于历史较低水平,未来或将出现高等教育幸福陷阱。因此,面对红利适应、品鉴效应以及社会文化转型等因素带来的高等教育致幸福能力降低问题,有必要加强理性幸福观建设,在学业教育与就业指导中融入积极心理学取向的幸福价值元素。

关键词: 主观幸福感; 高等教育; 社会实验; 倾向得分匹配; 幸福悖论

中图分类号: G646

文献标识码: A

文章编号: 1672-0717(2022)05-0072-13

一、问题提出

幸福是人类存在的唯一目标,教育是促进个体发展和增进社会福祉的重要手段,是影响个体与集体幸福的关键因素^[1](P348)]。相较基础教育,高等教育对个体就业、收入、新生家庭结构、生活质量及稳定幸福观的形成具有更深刻的影响,因此成为探讨教育对幸福感作用时颇受关注的阶段。高等教育通常能够为个体带来更高的经济回报率和更加安全稳定的工作,改善生存条件,也更容易找到学历和职业性质相当的生活伴侣,促进家庭和谐。此外,高等教育经历能够有效促进个体的主体性意识发展及其与客观世界联系意义的理性反思^[2],产生高层次的精神需求,形成超越朴素享乐主义的理性幸福观念。因此,从理论上来看,高等教育确实有助于提

高幸福感。然而,一些更为现实的社会调查揭示了高等教育群体不幸福的一面:《自然》发布的调查发现,研究生的焦虑几率高于一般人6倍^[3];卫生统计年鉴表明,二十年来我国自杀率大幅降低,但大城市高学历人群自杀率出现明显上升。近年来,社会生活中也不断出现与高学历人群有关的负面话题,诸如教育内卷、小镇做题家等社会现象,让人不禁发问,高等教育真的提高了幸福感吗?

对这一问题的回答,多数学者尝试从高等教育与幸福感之间的直接或中介作用机制进行理论探讨,但出现了分歧性结论。其原因在于,一方面,个体选择接受高等教育的重要动机是改善未来生活的期望,高等教育在多大程度上满足了这种期望,需要结合所处环境进行检视,这就引入了外部因素的复杂性。另一方面,高等教育对幸福观的影响

收稿日期: 2022-04-13

基金项目: 2021年国家社会科学基金后期资助项目“青少年偶像崇拜行为研究与协同治理问题研究”(21FGLB068)。

作者简介: 房敏(1987-),男,山东济南人,天津大学教育学院博士研究生,主要从事教育心理、学习科学研究;孙颖(通信作者),天津大学教育学院教授、博士生导师。天津,300350。

使个体更加关注高水平的需要,削弱对物质满足的幸福敏感度,当高等教育实现了个体改善生存条件的期望之后,很有可能会因新期望的引入而对幸福感产生新的影响。许多实证研究结果也支持了高等教育对幸福感影响的复杂性。如克拉克发现,接受高等教育的个体对职业和收入期望更高,但巨大的压力会降低他们的幸福感^[4];迈克洛斯发现,高等教育对不同国家不同人群的致幸福能力显著不同^{[1](P359)}。我国也有研究发现,高等教育能够正向预测幸福感,但随着高等学历进一步提升,这种预测水平反而降低^[5-7]。

可以看到,高等教育与幸福感之间关系甚为复杂,且存在国家地区、历史时期等因素造成的异质性效应。因此,在准确回答我国高等教育致幸福能力的问题上,仍有一些研究短板需要弥补:一是研究方法上,需要一种有效克服回归分析缺陷的研究方法提供因果证据。既往研究多采用普通最小二乘法(OLS)的多元线性回归,但是,这一技术方法会因纳入的解释变量以及构建的回归模型不同而造成结论的差异,而且在解决内生性问题上明显不足^[8]。事实上,在分析高等教育与幸福感的关系时,确实存在互为因果和自选择偏误等内生性问题^{[9](P5)}。例如,个体的幸福感能够影响其是否接受高等教育,具有较低幸福感的基础教育阶段的学生,更容易中断后续学业,而高幸福感能够使学生日常表现上更加积极,更容易获得高等教育机会^[10-11]。此外,一些能够同时对高等教育机会和幸福感产生影响的因素也会造成样本自选择偏误,如父母职业对个体的高等教育机会和幸福感均有预测作用^[12]。二是在研究视角上,需要前因变量切入和纵向分析的立体视角提供补充。既往研究多采用一种探索个体接受高等教育进而产生何种变化的后续型和整体性分析视角,主要关注物质回报、工作与婚姻状态等几个后续关键变量,而少有研究注意到样本接受高等教育的时间跨度过大,使得这一重要变量未能被科学处理,导致研究结论难以规避社会发展带来的异质效应。三是研究对象上,需要聚焦完成高等教育之后并有一定社会生活经历的群体。一些研究探讨了不同年级大学生的幸福感,但这一群体既未完成大学学业,也并未在社会磨砺中产生稳定的幸福情感认知。另有一些研究确实将对象限定在完成高等

教育之后的群体,但也会发现研究设计未能有效控制中等及以下学段变量,难以真正呈现高等教育对幸福感的净效应。这些都导致了既往研究在回答本研究的核心问题——高等教育是否以及多大程度上影响了幸福感上存在乏力。

综上所述,为准确揭示我国高等教育致幸福效果,本研究采用能够有效控制内生性的社会实验方法,针对已完成高等教育和已完成中等教育却未接受高等教育(均具备一定社会经历)的群体在同质区间进行配对比较,通过纵向时间分组分析我国高等教育在总体历史时期与不同分段时期对个体主观幸福感的净效应。我们希望这样的设计能够克服当前研究存在的一些不足,并提供一种不同于以往研究范式的实证证据,使结论更具说服力。

二、文献回顾

(一)主观幸福感

主观幸福感(Subjective Well-being)是个体根据自身设定的标准,对当前个人状态、人际关系、家庭生活等要素的情感性和认知性评估,是对幸福感受的直接心理反映,常与幸福感(Happiness)替代使用^[13-14]。主观幸福感概念的出现,是对幸福感研究何以实证化的解答,极大地推动了经济学、社会学及教育学等领域的幸福感研究。长久以来,经济被视为重要的幸福感影响因素。从最早的享乐主义幸福论开始,物质满足就被认为能够对幸福感带来直接而显著的影响,即使是在后续出现的诸多幸福理论框架中,经济要素都占据一席之地,与经济紧密相关的个体/家庭收入、工作性质、政府支出、通货膨胀等因素均被证明对幸福感能够产生影响^[15]。然而,伴随着研究者们对幸福悖论的进一步解读,经济要素的作用得到更加理性的看待,遗漏变量所造成的悖论现象促使非经济要素被广泛纳入到对幸福感的解释模型中。迈克洛斯、任志洪等在回顾幸福感研究时均指出,幸福感同时受年龄、性别、种族、个体特质、家庭环境、社会环境乃至自然环境等诸多因素的影响^{[1](P361)[16]}。此外,个体受教育经历与上述领域诸多要素紧密相关,因此也成为重要的幸福感预测指标。虽然教育能够促进社会的整体福祉,但许多针对发展中国家的研究发现,教育一方

面显著预测个体的经济状况,另一方面却又负向调节了经济对幸福感的预测作用^[17-19]。因此,有必要对我国高等教育的致幸福能力进行科学的净效应分析,以做出诊断预测与教育调整。

(二) 高等教育

高等教育是在完成中等教育之后进行的职业教育和专业教育,可分为高等教育非学历教育与学历教育两种,一般研究中若无特殊说明,均将高等教育限定在学历教育类型中进行探讨。与基础教育的性质不同,高等教育属于准公共产品,具有有限竞争性和自主选择性等特点,并以个体的教育投资来实现服务^[20-21]。从经济属性看,高等教育投资价值的最终实现是否满足了个体的回报期望,对于个体幸福感至关重要。但接受高等教育所带来的各种收益,又受到人口特征、家庭情况、国家政策等因素影响。如有研究发现,高考扩招政策虽然普遍提高了高等教育入学率,但在回报率提升上仅在东部地区作用明显^[22]。此外,高等教育在城乡、性别、家庭背景等变量的回报率上也存在显著不同,乡镇、女性以及家庭条件相对薄弱的群体回报率明显偏低^[23-24]。与此相矛盾的是,经济薄弱区域的群体对高等教育赋予的期望更高,也更容易因条件改善而产生幸福感,但他们缺少高等教育机会。而那些易于接受高等教育的群体,却对经济回报相对不敏感。

从文化属性看,以育人为目的的高等教育应然引领个体的精神幸福。高等教育建立在帮助学生精神得到发展和完善的承诺之上,它使学生实现对积极情感和消极情感的正视、体验与反思,促进其对幸福观的探索和幸福感的实现^[25]。相对短暂的情绪感受是个体产生幸福感的直接来源,而高等教育经历能够促进对这些感受的理性解读,形成对幸福更加深刻的理解。有研究发现,高等教育的持续作用能够使个体更为关注对自我价值实现的追求,这种逐渐稳定下来的幸福观对幸福感的预测效应会持续增加^[26]。也有批判者认为,从现实情况来看,高等教育有意回避甚至压制了对诸如失落、焦虑、悲伤、痛苦一类的消极情感的体验和解读,忽视了幸福之路的两面性认识,反而增加了不幸感受的风险^[27]。这种人文精神培育缺失而导致高等教育致幸福乏力的现象,同样得到我国学者的关注。胡文龙、欧阳鹏等先后指出我国高等教育在科学主义和

工具理性的影响下,存在背离精神幸福教育目标的现象^[28-29]。另有研究发现,我国大学生幸福感未能与接受高等教育的累积时间产生线性相关,但却与民族、家庭、生活环境等人口学变量显著相关^[30],这一方面削弱了高等教育致幸福直接效应的可信度,也表明幸福感很大程度上受到了接受高等教育之前许多因素的影响。

(三) 研究模型

自我决定理论是较有影响力的用于分析主观幸福感与教育之间作用关系的框架模型。该理论认为,人们能否拥有主观幸福感,取决于身心需要的满足情况以及实现满足的过程中自主性动机和自主性体验的强度,最终统一于自主性、能力感和归属感^[31]。在物质需要满足背后隐藏的是享乐主义主导的幸福认知判断,这种观念会让人感到更多的外部控制感,因此通常预测短暂的幸福体验。精神需要满足与物质需要满足密切相关,通常来说,精神需要满足是在物质需要满足的基础上得到发展,其背后是理性主义主导的幸福认知判断。这种观念有助于个体能力感和归属感的发展,因而可以预测持久的幸福感受^[32]。在该理论看来,教育所带来的理性智慧是发展内部动机和自主性的重要驱动力之一,能够促进幸福认知的变化,进而调节物质需求与精神需求的满足感对主观幸福感的预测。可以看出,自我决定理论不仅回应了上文关于高等教育双重基本属性对幸福感影响的相关论述,而且提供了更加深刻的心理学解释途径。因此,本研究在自我决定理论基础之上,结合已梳理的主观幸福感和高等教育关系的实证发现构建关系分析模型(如图1),并尝试在得出数据结果和研究结论后,借助这一模型进行思考。

三、研究方法

(一) 倾向得分匹配

从上述分析可以看出,高等教育与主观幸福感之间存在着交互因果和多路径影响关系,其中还存在一些根本性因素对个体的高等教育机会、高等教育选择、幸福理解和感知发挥着显著作用,这些都是分析高等教育对主观幸福感净效应时存在的内生性控制难题。鉴于OLS在内生性控制上明显不足,有必要引入其它方法以得到更加精确的评估结果。目

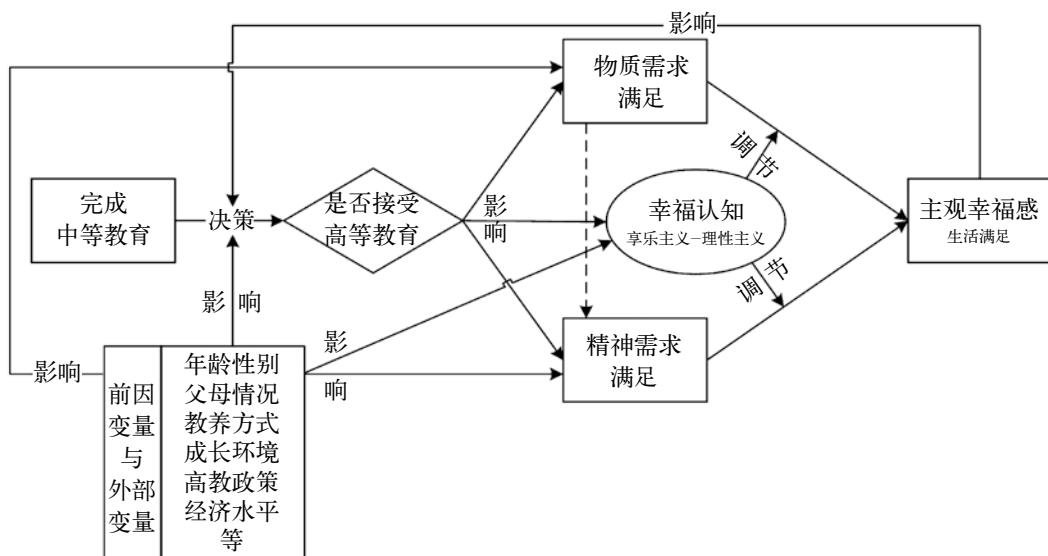


图1 高等教育(选择)与主观幸福感关系分析模型图

前常用于对内生性进行控制的方法有两种^[33], 第一种是工具变量法, 即引入一个与自变量高度相关但与其它扰动项不相关的工具变量, 然而这样的变量并不容易找到, 即使找到也常因其正交性条件是否完全满足而受到质疑。如有学者曾尝试使用配偶学历反映和替代个体接受高等教育的情况来计算高等教育对主观幸福感的净效应^{[9](P4-5)}, 然而配偶学历依然受到双方父母、社会环境等多种因素的影响, 特别是在东亚国家。第二种是社会实验, 又可分为随机实验和自然实验。随机实验要求基于实验设计对实验个体进行严格的随机分组和干预, 但现实操作难度大, 且在教育研究中存在较大的伦理问题。自然实验为自然发生, 几乎不存在实验成本和伦理问题, 但由于实验分组只能部分由自然实验而决定, 特别是对于教育培训一类的干预研究, 存在个体自我选择是否接受教育培训的难题而干扰研究效度。为了有效解决上述问题, 本研究采用倾向得分匹配方法 (Propensity Score Matching, 简称PSM)。

PSM采用反事实推断模型, 通过匹配估计量找到个体在反事实组的匹配对象来计算处理效应。因此, PSM本质上属于一种准自然实验, 同时也是控制样本自选择偏差、解释因果关系和呈现处理净效应的有效方法。这一操作的基本思路是, 对处理组(接受高等教育)的个体*i*, 找到处于控制组(未接受高等教育)的个体*j*, 使得*i*与*j*在可测变量(接受

高等教育前就存在的同时影响个体高等教育和主观幸福感的变量)取值尽可能相似, 此时*i*与*j*在条件独立假设的基础上进入处理组的概率相似, 而*y_j*可作为*i*的反事实案例的估计量 \hat{y}_{0i} , 即 $\hat{y}_{0i}=y_j$, 如此可将 $(y_i - \hat{y}_{0i}) = y_i - y_j$ 视为个体*i*处理效应的度量, 进而实现差异比较, 得出接受高等教育对主观幸福感的平均处理效应 (Average Treatment Effect on Treated, 简称ATT)。计算方法如公式(1)所示。其中, $N_1 = \sum_i D_i$ 为处理组个体数, $\sum_{i: D_i=1} 1$ 为仅对处理组个体进行加总。

$$ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i: D_i=1} (y_i - \hat{y}_{0i}) \quad (1)$$

(二) 数据来源

本研究所使用的数据来源于中国学术数据资料库2020年10月发布的《中国综合社会调查2017》(CGSS2017)。该调查项目由中国人民大学主持, 在学界具有权威性。调查样本涵盖我国28个省级行政区的1万余户家庭, 其中东部地区6 040户, 中部地区4 121户, 西部地区2 421户, 农村8 279户, 城镇4 303户。调查内容既包含能够反映个体、家庭、社会等历史性变迁的主客观数据, 还包含对主观幸福感的专门调研数据。鉴于本研究关注的是高等教育对主观幸福感的净效应水平, 因此按如下条件对原始样本进行了筛选: (1) 未对主观幸福感版块题项

进行作答；(2) 未完成中等教育；(3) 取得最高学历时间不足1年；(4) 关键变量数据前后存在明显逻辑矛盾。最终保留样本1 403个。

(三) 变量确定

1. 因变量

本研究的因变量为主观幸福感，采用CGSS2017主观幸福感版块的全部21个题项(每题分值1~6分)评分加和作为因变量数据，这些题项主要测量了个体对个人状态、人际关系、家庭生活等维度幸福感受的情感性认知。对于个别缺失数据，由于CGSS2017同时提供了样本的幸福感总体评分和幸福认可标准评分，因此本研究采用同类均值插补法进行了填补处理，以保证填补数据能够科学反映受访者真实的主观幸福感水平，插补算法如公式(2)所示。

$$N_{\text{缺失}} = \begin{cases} 1, & (N_{\text{总体幸福感}} = 0 \text{ 且 } N_{\text{幸福认可标准}} \neq 0) \\ \frac{N_{\text{总体幸福感}}}{N_{\text{幸福认可标准}}} * 6, & (0 < N_{\text{总体幸福感}} < N_{\text{幸福认可标准}}) \\ 6, & (N_{\text{总体幸福感}} \geq N_{\text{幸福认可标准}} \geq 0) \end{cases} \quad (2)$$

2. 自变量

本研究的自变量为“接受高等教育”，为CGSS2017中受访者填写的“最高教育程度”题项信息。在“最高教育程度”题项中，勾选大学专科及以上条目的样本均被视为接受了高等教育的个体，即本研究的处理组，其它为控制组。

3. 协变量

借鉴相关研究及经验，本研究选择协变量如下：(1) 个体特征，包括年龄、性别和民族三个变量；(2) 原生家庭，包括成长环境、父母受教育水平、

父母工作性质、独生子女、原生家庭阶层七个变量；

(3) 主观认知，包括社会信念(信任与公平感)、父母权威认同(教养方式)和自我健康感知(身心状态)三个变量。CGSS2017提供的对原生家庭环境若干变量的题设条件为受访者于14岁前的状态。按照我国学制，这一节点是受访者自然选择是否接受高等教育变量处理的时期，因而相关数据适合作为协变量参与计算。协变量的具体说明如表1所示。

(四) 分组设计

高等教育招生政策与国内外经济态势同样是不可忽视的外部影响要素。高等教育招生政策的调整往往与经济发展需求耦合，共同对个体的受教育机会、教育回报以及主观幸福感产生影响。但与协变量不同，这两种因素并不因受访者的差异而变化，这就要求研究进行时间序列的分组设计。立足本研究目的，我们期望在准确得到总体的高等教育对主观幸福感净效应的基础上，进一步了解近一段时期高等教育致幸福的能力，便于借鉴相关的幸福理论做出科学解释和形成教育建议。这也对分组设计提出了需求。

从招生政策看，我国于1998年和2008年前后提出高校扩招与适当控制招生增长的要求。从经济发展看，2002年至2010年间，我国GDP增速基本保持在两位数以上，进入高速发展期，并在2010年左右进入经济转型期。基于以上分析，本研究以2000年和2009年为界，设计了三个研究分组：(1) G₁组，为全体样本组，以反映高等教育对主观幸福感的总体影响；(2) G₂组，为2000年后样本组，以反映高等

表1 协变量说明

维度	变量名	说明
个体特征	年龄	不小于18周岁
	性别	男=1；女=0
	民族	汉族=1；少数民族=0
原生家庭 (14岁前)	父亲受教育水平	初等教育及以下=1；中等教育=2；高等教育=3
	母亲受教育水平	初等教育及以下=1；中等教育=2；高等教育=3
	父亲工作性质	自由职业=1；社会团体=2；企业=3；事业单位=4；党政机关=5
	母亲工作性质	自由职业=1；社会团体=2；企业=3；事业单位=4；党政机关=5
	独生子女	是=1；否=0
	原生家庭阶层	受访者对原生家庭阶层评分，1分最低，10分最高
主观认知	成长环境	城市=1；乡镇=0
	社会信念	受访者对社会信任与公平感的评分，1分最低，5分最高
	父母权威认同	受访者对父母权威认可程度的评分，1分最低，7分最高
	自我健康感知	受访者对自己身心健康状态的评分，1分最低，5分最高

教育扩招后高等教育对主观幸福感的影响；(3) G₃组，为2009年后样本组，以反映近一段时期高等教育对主观幸福感的影响。

四、研究结果

(一) 主观幸福感在主要变量上的差异分析

1. 描述性统计与匹配前平衡性检验

为检验协变量和因变量在控制组与处理组之间是否存在显著差异，我们对全部样本进行了描述性统计，并对组间差异进行了显著性检验，结果如表2所示。

可以看出，个体在完成中等教育之后是否继续接受高等教育，在原生家庭、主观认知两个维度的诸多变量上存在明显异质性。除社会信念变量外，个体童年时的父母受教育水平、家庭结构、成长环境以及逐渐形成的亲子关系认识，都极有可能影响个体是否接受高等教育。具体来说，那些继续接受高等教育的个体，更多的是来自父母受教育水平相对较高、工作性质更加稳定也更受社会大众认可、实力较强、生活环境较好、子代结构简单的家庭，并且这些个体表现出了更多的亲社会和民主家庭关系认知倾向。在个体特征维度上，年轻人接受高等教育比例更大，但在男女占比与少数民族占比上并没有表现出明显差异。在主观幸福感上，处理组评分略低于控

制组，这种差异呈现出显著性 ($p < 0.05$)，非常值得我们进一步采用PSM的方法来探究高等教育对主观幸福感的影响净效应究竟如何。

描述性统计与匹配前平衡性检验数据结果表明，绝大多数变量在控制组与处理组之间存在显著差异，证明了协变量选择具有科学合理性。但是，单纯的独立样本检验结果并不能可靠地说明造成接受高等教育差异的因素是哪些，以及这些因素的影响程度如何。因此，本研究继续使用Logit模型进行回归计算。

2. 倾向指数估计 :Logit 模型

进行Pearson相关检验和VIF共线性诊断，确定变量间不存在明显多重共线。对G₁、G₂、G₃三个组的协变量进行Logit回归，以估计偏差程度，数据结果如表3所示。

结果表明，Logit回归拟合度良好，说明本研究所选择的协变量对个体是否接受高等教育具有较强的解释力。在个体特征维度上，年龄依然是唯一的显著性变量，即出生越晚的个体，接受高等教育的可能性越高，但这种预测能力在后两组特别是G₂组较低，反映了扩招以来，高等教育更具开放性与包容性；在原生家庭维度上，父母受教育水平明显高于父母工作性质带来的影响，而母亲方面的影响显著高于父亲方面的影响，特别是母亲的受教育水平对个体是否接受高等教育的影响系数和显著水平

表2 描述性统计与匹配前平衡性检验

类型/维度	变量名	控制组	处理组	匹配前平衡性检验	
				t值	p值
个体特征	年龄	0.300 (0.971)	-0.273 (0.947)	-11.547	0.000****
	性别	-0.002 (1.000)	0.002 (1.000)	0.079	0.937
	民族	-0.009 (1.018)	0.008 (0.984)	0.324	0.746
原生家庭	父亲受教育水平	-0.328 (0.855)	0.287 (1.029)	12.181	0.000****
	母亲受教育水平	-0.355 (0.764)	0.313 (1.077)	13.714	0.000****
协变量	父亲工作性质	-0.097 (0.959)	0.088 (1.028)	3.600	0.000****
	母亲工作性质	-0.132 (0.860)	0.120 (1.099)	4.960	0.000****
	独生子女	-0.264 (0.766)	0.240 (1.121)	10.242	0.000****
	原生家庭阶层	-0.117 (1.020)	0.107 (0.970)	4.357	0.000****
	成长环境	-0.110 (0.972)	0.100 (1.015)	4.103	0.000****
主观认知	社会信念	-0.046 (1.050)	0.042 (0.951)	1.691	0.091*
	父母权威认同	0.120 (0.966)	-0.110 (1.018)	-4.476	0.000****
	自我健康感知	-0.188 (1.094)	0.171 (0.873)	6.970	0.000****
因变量	主观幸福感	0.067 (0.967)	-0.061 (1.026)	-2.464	0.014**

注：*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ ，****表示 $p < 0.001$ ，下同。

表3 Logit估计结果

变量	G ₁ 组				G ₂ 组				G ₃ 组			
	β	SE	z值	p值	β	SE	z值	p值	β	SE	z值	p值
年龄	-0.019	0.005	-3.970	0.000****	-0.001	0.008	-0.130	0.897	-0.023	0.010	-2.320	0.020**
性别	0.167	0.120	1.390	0.165	-0.050	0.175	-0.280	0.776	-0.170	0.227	-0.750	0.454
民族	0.330	0.263	1.260	0.208	-0.104	0.376	-0.280	0.783	0.081	0.471	0.170	0.863
父亲受教育水平	0.367	0.122	3.020	0.003***	0.344	0.189	1.820	0.068*	0.228	0.250	0.910	0.361
母亲受教育水平	0.587	0.142	4.120	0.000****	0.702	0.198	3.540	0.000****	0.869	0.263	3.300	0.000****
父亲工作性质	0.025	0.056	0.460	0.647	0.116	0.096	1.210	0.227	0.029	0.130	0.220	0.825
母亲工作性质	0.017	0.060	0.290	0.771	0.022	0.101	0.220	0.829	-0.046	0.134	-0.340	0.730
独生子女	0.503	0.167	3.010	0.003***	0.370	0.216	1.710	0.087*	0.468	0.287	1.630	0.103
原生家庭阶层	0.019	0.035	0.560	0.577	0.038	0.056	0.680	0.493	0.044	0.075	0.590	0.557
成长环境	0.291	0.132	2.210	0.027**	0.438	0.203	2.160	0.031**	0.267	0.253	1.050	0.291
社会信念	0.172	0.059	2.920	0.004***	0.308	0.084	3.660	0.000****	0.356	0.112	3.200	0.000****
父母权威认同	-0.146	0.050	-2.920	0.004***	-0.157	0.078	-2.010	0.044**	-0.150	0.105	-1.430	0.152
自我健康感知	0.237	0.070	3.370	0.000****	0.161	0.110	1.460	0.143	0.122	0.143	0.850	0.393
R ²	0.1377				0.1293				0.1546			
LR chi ²	266.77				120.23				89.76			
N	1403				769				499			

始终保持在高位 ($p < 0.001$)。此外,是否独生子女和成长环境对是否接受高等教育的预测水平逐渐减弱,并在G₃组呈现完全不显著结果,说明近年来多子女家庭和乡镇区域学子的求学条件和高等教育机会得到明显改善;在主观认知维度上,社会信念所反映的亲社会意识倾向对个体是否接受高等教育预测明显,父母权威的影响在逐渐降低。Logit估计结果既表明了所选取协变量的合理性,又表明了在不同的时期协变量产生着不同的作用。因此,如果采用传统的OLS进行回归分析,必然存在严重的自选择问题,导致回归结果偏误,非常有必要以上述协变量计算得到的倾向值为依据进行匹配分析,以有效解决自选择偏差。

(二) 高等教育对主观幸福感的净效应估计: PSM模型

1. 匹配效果: 平衡性检验与共同支撑域检验

本研究以Stata15为计算工具,采用1:1近邻匹配法对样本进行匹配。为检验匹配结果的可靠性以确保匹配质量,需进行协变量平衡性检验和共同支

撑检验。首先使用pstest命令检验平衡性,可以发现三个样本组协变量标准化偏差大幅度缩小,组内偏差均值小于10%,且绝大多数t检验结果不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设,满足平衡性检验要求。然后使用kdensity命令生成倾向指数拟合值的分布图(如图2),以检验匹配后的共同支撑域。可以看出,匹配后的处理组与控制组之间的重合区域有了更大范围的重叠,而且多数观测值处于共同的范围之间。G₁、G₂、G₃三个组的总体匹配情况如表4所示。

2. 匹配结果: 效应量估计与稳健性检验

PSM使用平均处置效应(ATT)来反映处理组与控制组的样本匹配后自变量对因变量的影响程度,在本研究中,即为接受高等教育对主观幸福感的效应量。倾向匹配估计结果如表5所示。

数据表明,首先,三个组内部的匹配前后效应值出现了明显变化。当未进行倾向匹配时,各组平均处置效应ATT和t值均为负值,而进行倾向匹配后则全部变为正值,这意味着当控制了个体特征、原生家庭、主观认知等一系列可能造成内生性和自

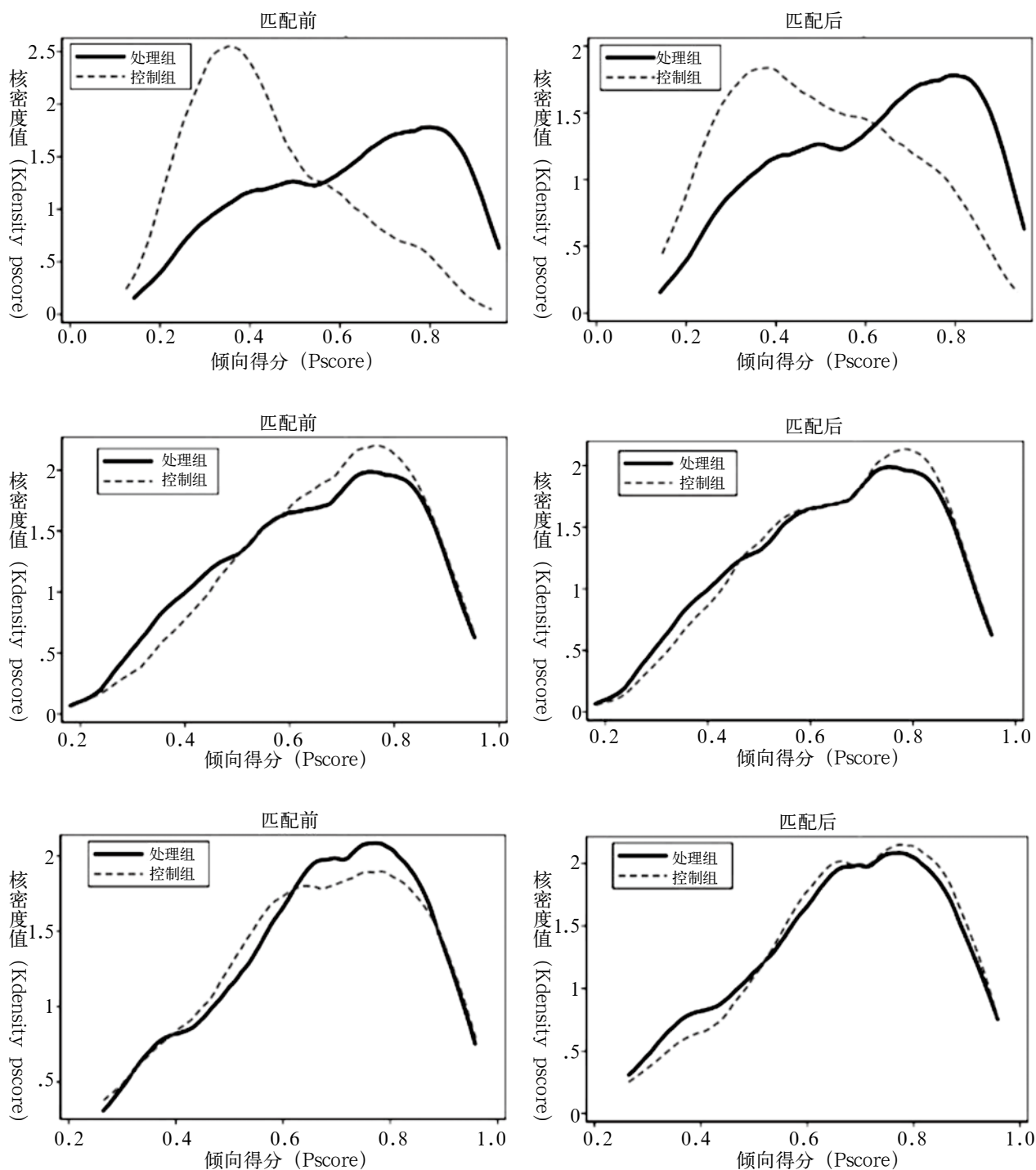


图2 G₁组(上)、G₂组(中)、G₃组(下)匹配前后核密度函数

表4 PSM匹配情况

组别	匹配量	未匹配量	PS R ²	LR Chi ²	标准化偏差 (%)
G1	1396	7	0.017	34.42	4.9
G2	734	35	0.025	29.38	7.7
G3	481	18	0.031	29.37	3.4

表5 倾向匹配估计结果

组别	匹配方法	控制组	处理组	ATT	SE	t值
G ₁	匹配前	75.900	75.148	-0.010	0.404	-1.857*
	匹配后	73.131	75.157	0.028	0.798	2.540**
G ₂	匹配前	75.054	74.799	-0.003	0.715	-0.404
	匹配后	73.107	74.981	0.027	1.106	1.690*
G ₃	匹配前	74.929	74.510	-0.006	0.837	-0.501
	匹配后	74.254	74.566	0.004	1.367	0.230

选择问题的变量时,高等教育对主观幸福感呈现出正向积极的预测趋势,然而这一预测关系在非倾向匹配的实证研究中很有可能是负向消极的。其次,G₁组匹配后的处理组主观幸福感数值平均高过未处理组2.8%,并在5%水平上达到显著,且接近1%的水平,这说明从长期来看,我国高等教育确实起到了显著提升个体主观幸福感的作用。再次,相比G₁组结果,后两组样本匹配后的ATT和t值依次降低且逐渐不显著,特别是G₃组的ATT仅有0.4%,这表明近年来高等教育对主观幸福感的积极预测上出现了弱化倾向,这一结果为高等教育敲起警钟。在新的历史

时期,高等教育已然走到一个重要的变革关口。

为保证结果的稳定性,需要在使用一种匹配方法得到ATT后再次使用其它类型匹配方法进行稳健性检验,如果结果差异不大,则说明研究具有良好的可信度。本研究采用一对多(1:2)近邻匹配、半径匹配和核匹配三种方法进行稳健性检验,结果如表6所示。可以看出,三种稳健性检验方法产生的匹配后结果与匹配前依然存在上文所述的现象,且与1:1近邻匹配后的结果在预测方向、显著性水平上保持一致,效应值差别也不大。因此,可以认为本研究结果具有良好的稳定性。

表6 稳健性检验结果

组别	匹配状态	一对多近邻匹配			半径匹配			核匹配		
		ATT	SE	t值	ATT	SE	t值	ATT	SE	t值
G ₁	匹配前	-0.010	0.404	-1.857*	-0.010	0.404	-1.857*	-0.010	0.404	-1.857*
	匹配后	0.024	0.670	2.670**	0.015	0.570	1.970**	0.018	0.584	2.180**
G ₂	匹配前	-0.003	0.715	-0.404	-0.003	0.715	-0.404	-0.003	0.715	-0.404
	匹配后	0.013	0.946	1.040	0.014	0.868	1.230	0.014	0.875	1.190
G ₃	匹配前	-0.006	0.837	-0.501	-0.006	0.837	-0.501	-0.006	0.837	-0.501
	匹配后	0.013	1.265	0.760	0.016	1.206	0.990	0.012	1.222	0.710

五、结论与思考

(一) 结论

本研究尝试以社会实验的研究思路,使用PSM对内生性问题进行有效控制,在不同时间序列上计算高等教育对主观幸福感的作用量,以直接得到两者之间的净效应。通过研究,我们获得了以下结论:

结论一:我国的高等教育事业整体上促进了居民的主观幸福感。

对三个组的检验结果表明,高等教育对主观幸福感的影响均为正向效应,虽然后两组的检验结果并未达到更加理想的显著性水平,但考虑到G₁组涵盖了本研究全部样本,且G₂组的效应值与G₁组相

接近,并在0.1的水平上达到显著,我们得出这一结论。借助前两组数据可以推断,高等教育在过去相当长的历史时期内,为主观幸福感的增长提供了不低于2.7%的贡献率。本研究还发现,如果不进行匹配处理,就相当于是在忽视自选择等内生性问题的情况下研究这一话题,则会得出负向效应或非显著性影响的结论。试想,如果沿着这样的数据结果而得出“幸福悖论”的结论,貌似和社会上存在的一些对高等教育的负面认知相吻合,但实则是不恰当的数据处理造成的。正如许多学者所认为的,经济条件从来不是主观幸福感的决定性因素,而个体在成长过程中所处的文化背景和形成的幸福观更为重要^[34-35]。这些成长过程中的因素,对个体的高等教

育机会同样产生了重要作用,因此也是在探讨本话题时最应当被控制的,而社会上存在的对高等教育的一些诸如读书无用、越学越累的偏颇印象,也自然成为自选择偏误所造成的认知怪圈结果。

结论二:扩招后高等教育致幸福能力呈现先升后降的作用趋势。

从主观幸福感均值看,三个组匹配后未处理组数值先降低后升高,处理组则依次降低,这种变化也反映在效应值、标准误和显著性水平上。可以看到,G₂组(ATT=2.7%)高等教育贡献率虽然保持了与G₁组(ATT=2.8%)近乎相同的水平,但由于G₂组主观幸福感波动过大,造成标准误差较高(SE=1.106),进而导致了显著性偏低。而从G₃组的数据可以发现,高等教育的贡献率大幅度降低,且呈现更严重的波动性(SE=1.367),这些影响都造成了G₂组效应值降低和检验不显著的结果。结合样本量情况可以推断,扩招实施后到2009年前的一段时期,高等教育对主观幸福感的作用能力呈现了先上升、后下降的趋势。这一结果在一定程度上削弱了文凭贬值必然导致主观幸福感降低观点的现实可信性。扩招虽然引发了文凭贬值^[36],却也同时促进了高等教育普及和更多元的文化价值认同。不难想象,相比较富裕家庭,贫困家庭对教育回报降低更敏感,但纵向的同质化比较,贫困家庭相较未扩招时更容易获得教育机会,伴随交往群体的扩大和高等教育的持续影响,也更容易使这些个体逐渐降低对经济回报的期望,或是形成一种不以经济回报为主要幸福衡量指标的幸福观。本研究选择了控制这些更具外部性的因素,以使个体能够在高度同质性的区间进行比较,进而能够得出这一结论。

结论三:近年来高等教育致幸福能力处于历史较低水平,需警惕幸福陷阱。

G₃组效应值(ATT=0.4%)表明,高等教育对主观幸福感的正向影响效应非常微弱。为进一步确保这一结果具备可信性,本研究在完成稳健性检验的同时,另采用了两种措施进行延伸探索:一是增加了对2010、2011和2012年后取得最高学历的样本分组,并对分组进行了简单PSM分析(匹配数量N>300),结果发现ATT均在0.5%以下,甚至出现负向结果;二是采用多元线性回归对G₃组样本进行分析,同时增加受高等教育影响的个体工作性质、收入、保险及新

生家庭情况等9个后续型变量,按原协变量和新增协变量分组,采用步进方法纳入回归方程,发现高等教育对主观幸福感存在负向不显著影响($\beta=-0.088$, $t=-0.813$)。由此可见,近一段时期以来,高等教育未能充分发挥促进个体幸福的功能,同时也表明,在我国的不同历史时期和社会发展阶段,高等教育在促进个体幸福感上发挥的作用存在明显差异。

(二)思考

上述结论表明,我国高等教育在扩招前和扩招后的十年内,对主观幸福感的贡献率保持在一定的高位水平上,并曾一度在扩招前期呈现上升趋势,后逐渐下滑,近年来保持在较低水平上。结合我国经济发展态势以及高等教育回报趋势看,这一现象看似并不合理。因为即使是在近十年的经济调整期,我国的经济增速和教育回报率依然不低于扩招前相当长的一段历史时期。为此,我们借助自我决定理论为基础的幸福分析框架,就本研究结论所反映的现象寻找答案。

自我决定理论认为主观幸福感的产生通常首先依靠外控刺激,在短时期内产生积极情绪,而后主要依靠内部动机促进个体精神完满,获得持续的幸福感受。可见,这一理论并不割裂享乐主义的物质需求满足与理性主义的精神需求满足之间的关系。就高等教育而言,它不仅赋予了个体满足需要的能力,而且带来的理性智慧同时促进了内部动机的发展和自主意识的生长,使个体突破原始的享乐主义幸福观念,在发展为理性主义幸福观的过程中获得持久幸福感。基于这样的理解,我们从物质满足、精神满足和幸福判断三个角度分析个体心理、教育环境和社会文化层面发生的变化,呈现上述看似矛盾的现象背后存在的原因。这也是本文在对高等教育致幸福的净效应评估研究基础上产生的一些有益的思考。

首先,从物质需求满足角度看,存在高等教育回报红利的心理适应现象。研究表明,扩招政策的实施使高等教育回报在短期内得到快速提升,之后出现一定程度下降。但相较扩招前,即使是在扩招后期,高等教育回报率的提升依然明显,且城乡回报差异得到有效缩小^[37]。然而,这种更高的回报率并没有长期预测生活满意度的提升。也就是说,在经历了高等教育高回报红利之后,社会大众产生了高水平的高等教育回报适应心理,即使高等教育维

持着高回报率,却依然难以在物质需求满足上维持个体的主观幸福感。甚者,一旦回报出现下降趋势,则会显著拉低主观幸福感。此外,由于扩招造成的高等教育人才积累,于普通高校毕业的学生难以建立对中等学历毕业劳动力的就业优势^[38]。这意味着个体如果想要维持预期的教育回报,则需要付出更多努力和接受劳动市场筛选,会感受到更多外部控制压力,更难以感受到物质满足带来的积极情绪和产生追求精神满足的欲望。因此,在红利适应心理现象以及外部控制压力增大的条件加持下,扩招后高等教育致幸福能力呈现了先升后降的趋势。

其次,从精神需求满足角度看,存在高等教育品鉴效应放大问题。品鉴效应(Connoisseur Effect)是由迈克洛斯在教育领域发现并得到认可的一种知识供应量、个体学习量与个体教育满意度成反比的现象^{[1](P363)}。这种不满意现象来源于个体在学习过程中投入了精力成本来获得一项能力,但最终发现,这项能力没有带来区别于未投入精力者的的发展回报,使个体产生能力上的挫败感。这对应了自我决定理论中的能力感缺失。我国高等教育在相当长的一段时期实行了毕业分配制度,在高校扩招后十年间,经济高速发展也为毕业生提供了足够物质基础和自主发挥空间。然而,伴随着社会变革速度加快,竞争日趋激烈,高等教育专注于提供更多种类和更加复杂的知识内容以求培养更优质的人才,但在学业、就业指导缺位和专业、职业相分离的背景下,个体受教育目标不清晰,精力投入不聚焦,导致出现什么都想学、什么都没学好的现象。当个体进入社会后则会产生严重的不匹配感,产生能力怀疑^[39],进一步放大品鉴效应,使得本来能够有效维持幸福感的能力感更加难以形成。这也就解释了为什么高等教育教学虽然在不断改革,提供了更加丰富的学习内容和形式,但近年来其致幸福能力却维持在一个较低的水平上。

最后,从幸福价值判断角度看,存在社会文化转型带来的幸福认知偏误问题。通常认为,个人主义倾向的个体为自己的目标和愿望奋斗,并将幸福建立在追求更高的个人目标上,更容易视物质需要满足为幸福,因而对教育回报等经济因素更敏感;集体主义倾向的个体把群体目标看得更重,并将幸福建立在实现群体目标和获得群体支持上,因而更加在意社

群交往、归属感带来的情感幸福,也能够降低教育回报下滑对幸福感的影响^[40-41]。在自我决定理论看来,个人主义与集体主义文化影响的幸福认知并不互斥,但极端个人主义造成的高度关注物质财富追求问题,终会有损幸福感和自我实现^[42]。我国具有高度集体主义的文化传统,伴随世界文化深度交流,出现了集体主义向个人主义的文化转型,也带来了一些负面影响,如不少个体和组织群体出现了重利轻义、先己后人的现象。有研究发现,这种文化转变确实抑制了国家集体层面上的发展成果对个体主观幸福感的影响^[43]。因此不难想象,即使近十年来的高等教育与扩招前相比回报率相近,且社会发展取得了更瞩目的成就,但由于人们越来越关注那些实利要素,忽视了社会性、交往性情感发展带来的积极感受,最终难以获得完满的自我实现和持久的幸福体验。

单纯的教学未必促进人的幸福,但面向全面发展的人的教育必然可以^[44]。虽然本研究在更长的时间序列上论证了高等教育对主观幸福感的预测作用,但我们依然能够看到这种作用的强度在逐渐降低,这是应当予以反思的。幸福是物质与精神、感性与理性、付出与回报、个体与群体的多维统一,是带有崇高理想的劳动实践结果,而高等教育通常是个体投入社会生产前的最后学习阶段,因此也是树立正确幸福观的关键时期。为应对诸多的社会性问题带来的困扰,有必要加强理性主义幸福观建设,将积极心理学的幸福教育元素融入到学业与就业指导工作中,让幸福教育走在幸福之前,以避免未来可能出现的高等教育幸福陷阱。

参考文献

- [1] Michalos A C. Education, Happiness and Wellbeing[J]. Social Indicators Research, 2008(03).
- [2] 龙献忠,戴安妮. 人工智能+教育:我国高校人才培养改革的新契机[J]. 大学教育科学, 2019(04): 107-113.
- [3] Getty. A Code of Ethics to Get Scientists Talking[J]. Nature, 2018(7694): 5.
- [4] Clark A E, Oswald A J. Satisfaction and Comparison Income[J]. Journal of Public Economics, 1996(03): 359-381.
- [5] 黄嘉文. 教育程度、收入水平与中国城市居民幸福感——一项基于CGSS2005的实证分析[J]. 社会, 2013(05): 181-203.
- [6] 胡宏兵,高娜娜. 教育程度与居民幸福感:直接效应与中介效应[J]. 教育研究, 2019(11): 111-123.

- [7] 邱红. 中国青年人教育程度异质性及其对主观幸福感的影响[J]. 人口学刊, 2021(06): 85-93.
- [8] 房敏, 孙颖, 陈伟, 吕慎敏. 师范生计算思维发展现状与影响因素——基于津冀鲁三地高校的调查[J]. 开放教育研究, 2021(04): 98-110.
- [9] Tran D B, Pham T D N, Nguyen T T. The Influence of Education on Women's Well-being: Evidence from Australia[J]. Plos One, 2021(03).
- [10] 陈前恒, 林海, 郭沛. 贫困地区农村基础教育可及性与农民的主观幸福感[J]. 中国人口科学, 2011(11): 94-102.
- [11] Gilman R, Huebner E S. Characteristics of Adolescents Who Report Very High Life Satisfaction[J]. Journal of Youth Adolescence, 2006(03): 311-319.
- [12] 葛明荣. 父亲职业与学历对中小學生幸福感的影响——以山东省某市为例[J]. 教育研究, 2015(08): 133-138.
- [13] Diener E. Subjective Well-being[J]. Psychological Bulletin, 1984(03): 542.
- [14] Diener E, Oishi S, Lucas R E. The Oxford Handbook of Positive Psychology [M]. New York: Oxford University Press, 2009: 186-194.
- [15] Tella R D, Macculloch R J, Oswald A J. Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness[J]. The American Economic Review, 2000(01): 335-342.
- [16] 任志洪, 叶一舵. 国内外关于主观幸福感影响因素研究述评[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2006(04): 152-158.
- [17] Shiin D. Education and the Quality of Life in Korea and the United States: A Cross-cultural Perspective[J]. Public Opinion Quarterly, 1986(03): 360-370.
- [18] Howell R T, Howell C J. The Relation of Economic Status to Subjective Well-being in Developing Countries: A Meta-analysis[J]. Psychological Bulletin, 2008(04): 536-560.
- [19] Klein M. Education and Subjective Well-being. Observations from Madagascar[J]. Miscellanea Geographica, 2021(03): 188-193.
- [20] 蒋建军, 彭绪庶. 高等教育投资个人负担的国际比较研究[J]. 教育与经济, 2008(01): 65-70.
- [21] OECD. Education at a Glance 2018[DB/OL]. (2018-09-11)[2019-12-10]. <https://www.astrid-online.it/static/upload/eag-/eag-2018-en-1-.pdf>.
- [22] 邢春冰, 陈超凡, 曹欣悦. 城乡教育回报率差异及区域分布特征——以1995-2018年中国家庭收入调查数据为证[J]. 教育研究, 2021(09): 104-119.
- [23] 余华义. 高校扩招与高等教育回报率——基于断点回归设计的证据[J]. 教育与经济, 2019(05): 8-17.
- [24] 杨帅, 孙明. 家庭背景、专业选择与收入回报——基于中国综合社会调查(CGSS)数据的实证研究[J]. 西北人口, 2020(02): 52-66.
- [25] Finley A. Well-being: An Essential Outcome for Higher Education[J]. Change: The Magazine of Higher Learning, 2016(02): 14-19.
- [26] 李凤兰, 王小云, 张倩楠. 转型期大学生的幸福观及其对主观幸福感的作用[J]. 湖北社会科学, 2016(04): 188-194.
- [27] Sherman G L. Existentialism and Higher Education: A Renewed Intersection in Well-Being[DB/OL]. (2020-04-27)[2022-02-10]. <http://dx.doi.org/10.1177/0022167820917231>.
- [28] 胡文龙, 雷庆. 幸福论视角下的高等教育质量观价值取向[J]. 现代大学教育, 2010(03): 5-10.
- [29] 欧阳鹏, 胡弼成. 教育是通往幸福的阶梯——兼论“教育无用”的真相、原因及对策[J]. 现代大学教育, 2018(04): 38-47.
- [30] 侯振虎, 许晓芳, 孙颖. 大学生的幸福感能干预吗——改善大学生主观幸福感的综合性团体心理辅导效果研究[J]. 教育学术月刊, 2018(03): 69-81.
- [31] Ryan R M, Deci E L. Self-Determination Theory and the Facilitation of Intrinsic Motivation, Social Development, and Well-Being[J]. American Psychologist, 2020(55): 68-78.
- [32] 陈勇杰, 姚梅林. 物质主义与幸福感: 基于自我决定理论的关系探析[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2012(03): 23-29.
- [33] 陶然, 周敏慧. 父母外出务工与农村留守儿童学习成绩[J]. 管理世界, 2012(08): 68-77.
- [34] Easterlin R A, Mcvey L A, Switek M, et al. The Happiness-income Paradox Revisited[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2010(52): 22463-22468.
- [35] Tella R D, Macculloch R. Gross National Happiness as an Answer to the Easterlin Paradox[J]. Journal of Development Economics, 2008(01): 22-42.
- [36] [美]柯林斯. 文凭社会: 教育与分层的历史社会学[M]. 刘冉, 译. 北京: 北京大学出版社, 2018: 8.
- [37] 许玲丽, 李雪松, 周亚虹. 中国高等教育扩招效应的实证分析——基于边际处理效应(MTE)的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(11): 116-129.
- [38] 周扬, 谢宇. 从大学到精英大学: 高等教育扩张下的异质性收入回报与社会归类机制[J]. 教育研究, 2020(05): 86-98.
- [39] Ferrante F. Great Expectations: The Unintended Consequences of Educational Choices[J]. Social Indicators Research, 2017(02): 745-767.
- [40] Joshanloo M, Jarden A. Individualism as the Moderator of the Relationship between Hedonism and Happiness: A study in 19 Nations[J]. Personality and Individual Differences, 2016(94): 149-152.
- [41] Diener E, Diener M, Diener C. Factors Predicting the Subjective Well-being of Nations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1995(05): 851-864.
- [42] Kasser T, Ryan R M. Further Examining the American Dream: Differential Correlates of Intrinsic and Extrinsic Goals[J]. Personality & Social Psychology Bulletin, 1996(03): 280-287.
- [43] Ogihara Y, Uchida Y. Does Individualism Bring Happiness? Negative Effects of Individualism on Interpersonal Relationships and Happiness[J]. Frontiers in Psychology, 2014(05): 135.
- [44] 孙振东. 教育何以促进人的幸福[J]. 湖南师范大学教育科学学报, 2018(01): 5-9.

The Net Effect of Higher Education on Subjective Well-being: An Quasi-experimental Research Based on Multi-group Propensity Score Matching

FANG Min SUN Ying

Abstract: Obtaining happiness is an important criterion to measure the success of education. In order to explore the net effect of higher education on subjective well-being, data of Chinese General Social Survey was used and 1403 samples were evaluated by the method of counter-factual estimation of propensity score matching (PSM). The results show that: (1) higher education as a whole promotes subjective well-being and provides a contribution rate of no less than 2.7% to the growth of subjective well-being; (2) the ability to induce happiness after enrollment expansion shows a trend of rising first and then falling; (3) in recent years, the average net effect of higher education to subjective well-being keeps a low level, and there may be a happiness trap of higher education in the future. The drop in the ability of higher education to promote happiness is caused by different factors such as dividend adaptation, connoisseur effect and cultural transformation. It is necessary to strengthen the construction of rationalist concept of happiness and integrate happiness education elements oriented by positive psychology into academic and employment guidance.

Key words: subjective well-being; higher education; social experiment; propensity score matching; happiness paradox

(责任编辑 李震声)