

中国成年人抑郁的社会分化： 动态视角与交叉视角*

秋丽雅 李建新

提要：基于 HAPC-CCREM 模型，本文使用 CFPS 2010—2020 年数据，从动态视角和交叉视角分析了中国成年人抑郁的社会分化及其演变趋势。研究发现，成年人抑郁程度在教育、收入和性别上存在分化，且随着年龄增长和时期发展不断扩大，在出生队列上出现“奇异值”和复杂变动。成年人抑郁程度在教育 and 性别交叉结构上存在分化，教育对女性抑郁程度的改善更明显，但这种效应随着年龄增长逐渐减弱；从时期来看，抑郁程度的性别差异在各教育组人群中保持稳定；从出生队列来看，在 20 世纪 80 年代中期之后出生的人群中，各教育组人群抑郁程度的性别差异持续存在。

关键词：抑郁 年龄—时期—队列 教育 性别 交叉

一、问题的提出

全球疾病负担报告显示，心理健康障碍逐渐成为影响人类健康预期寿命、导致各国疾病负担的重要因素，而抑郁是最能体现上述挑战的情绪障碍（Herrman et al., 2022）。抑郁损害人的身心健康，甚至引发自残自杀。在我国，2019 年抑郁总发病例为 4100 万人，相比 1990 年的 3130 万人，增长率超过 30%。抑郁与其他精神障碍一起，成为疾病所致伤残引起的健康寿命损失年的第二大因素（Zhou et al., 2019；Ren et al., 2020）。但是，2013—2015 年中国精神卫生调查显示，我国成人抑郁症患病率为 6.8%，其中仅有不到十分之一人获得治疗（Lu et al., 2021）。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇

* 本文受教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国人口长期均衡发展关键问题研究”资助（项目编号：22JJD840001）。感谢匿名审稿人和各位师友的建议和帮助。文责自负。

三五年远景目标的建议》提出了“全面推进健康中国建设”的重大任务,强调新时代对卫生健康事业的要求。在此背景下,加强对抑郁影响因素的认识,明确其社会相关风险因素及其变化,是识别抑郁易感人群、降低疾病负担、促进我国人口健康预期寿命再提高的重要内容。

在社会科学视角下,探索抑郁的社会分化是研究焦点之一。社会阶层、族裔、性别是心理健康研究中具有代表性的分化标准(McLeod,2013)。多数健康不平等理论认为占据优势位置的人群心理状态更健康,但经验研究显示,心理健康不平等的情况更复杂:第一,部分人群的心理健差异体现在类型而非水平上,比如相对男性而言,女性处于社会不利地位,但两性心理健康障碍主要表现不同,女性多为抑郁、焦虑,男性多为酗酒等;族裔间的心理健康差异也存在类似的现象(Assari,2017;Lu et al.,2021)。第二,心理健康不平等在生命历程中、不同出生队列间、各个时期间可能存在差异(Mirowsky,1996;Bell,2014;Myhr et al.,2020;Zhu & Ye,2020)。第三,心理健康不平等存在交叉机制,社会阶层、族裔、性别的相互交叉构成资源获取优势与劣势的独特组合,塑造个体在社会中的特殊位置,赋予个体不同的社会生活和心理困扰经历(Gu,2006)。但纵观既往研究,心理健康领域的交叉视角仍有待关注和加强(Assari & Caldwell,2018)。所以,本文将围绕“抑郁”这一特定心理健康指标,从动态视角和交叉视角出发,分析中国成年人抑郁的社会分化和演变趋势。

二、文献回顾

(一)心理健康不平等相关理论与视角

根本原因理论(fundamental cause theory)强调社会经济地位等社会因素是疾病的“根本原因”,决定着人们获取的资源,通过预防疾病和过早死亡来影响健康。缺乏相关资源的人群更可能暴露在有害环境中,且很难弥补不利环境对健康的负面影响(Link & Phelan,1995)。无论具体机制如何变化,资源更多的人群都能从中不断获益,使得健康不平等持续存在。社会经济地位也是心理健康不平等最有力的预测因素,较高的社会经济地位总是和较低的抑郁程度相联系(Link et al.,1993;Keating,2010)。

压力过程理论(stress process model)进一步将抑郁和社会分化联系起来(Pearlin et al.,1981;Aneshensel et al.,1991)。社会经济地位、性别能够影响压力

来源,如收入和受教育程度低的人群会经历更多的经济压力和暴力威胁,而工作—家庭角色冲突常见于女性、受过良好教育的人群中(Kessler & McLeod, 1984)。优势人群还能够调动更多社会资源,拥有更多个体心理资源、更科学的压力应对策略和技巧(Turner & Turner, 2013; 梁樱, 2013)。

性别是抑郁社会分化研究中另一个重要维度,是心理健康的关键决定因素,而不仅是“控制变量”(Assari & Caldwell, 2018)。一方面,在结构化的性别不平等视角下,性别影响着物质资源、社会支持等健康的社会决定因素和歧视、暴力等风险在个体间的分布,女性更容易、更频繁地暴露在积累劣势中,更可能遭遇工作—家庭的角色冲突(Homan, 2019);虽然她们承担着多数家庭劳动和获得职业成果的责任,却往往不是家庭内部和劳动力市场的主要决策者(Srivastava & Anand, 2020),导致女性心理健康的各项指标都差于男性。另一方面,社会关系中的自我地位认知和情感社会化功能会造成性别特定的障碍类型。女性更多地前置他人利益,男性则自我赋权更加强烈。社会文化还会指定男性和女性“适当”的行动方式与表达规范,使女性通过内化情感问题(如抑郁)来表达痛苦,男性通过外化情感问题(如滥用药物)来表达痛苦(Simon, 2002; Rosenfield & Smith, 2010)。

(二) 抑郁的社会分化的演变

生命历程(life course)视角强调早期生活经历对人生后期甚至终身状态的影响(Elder et al., 2006),将时间因素带入抑郁的社会分化。一方面,早期创伤会持续损害心理健康(Ross & Mirowsky, 1999);另一方面,压力在人生中不断积累,不同阶段的压力相互影响,增加其抑郁水平(George, 2013)。总之,随着生命周期发展和社会角色变化,收入、就业、婚姻、子女、健康等诸多因素都可能带来压力,在人的一生中不断积累,产生情绪困扰,诱发抑郁。正如上文所述,社会经济地位能够影响人的压力来源,也能限制应对压力的资源和能力,使得抑郁的社会分化贯穿在生命历程中。抑郁的社会分化如何随着年龄变化未有定论,存在扩大(Bell, 2014)、减小(Bjelland et al., 2008)等不同发现,或是在不同的社会经济地位指标上出现不同趋势(李建新、夏翠翠, 2014)等结果。抑郁的性别差异一般随着年龄增长而扩大(Mirowsky, 1996)。不同社会历史条件下,受特殊事件影响,不同出生队列拥有独特的生命历程(Riley, 1987),且不同人生阶段人群的经验 and 资源不同,同一特殊事件造成的影响也不同,表现出一种队列效应(埃尔德, 2002: 230)。所以,对不同出生队列来说,造成抑郁的压力来源和应对特殊事件的能力可能不同,抑郁的社会分化在出生队列上存在变化。关于抑郁的社会

分化如何随着出生队列变化的经验研究较少,本文将文献回顾范围从抑郁扩展到健康,发现现有研究结论不一致。有研究发现出生队列越晚,教育对健康的回报越大(郑莉、曾旭晖,2018a);但也有研究认为由于教育扩张,其健康回报在较晚出生的队列中降低了(Zhu & Ye,2020);有研究的结论更加复杂,认为在不同的出生队列中,教育对健康的影响方向可能不同(郑莉、曾旭晖,2018b)。抑郁的性别差异在年轻的出生队列中更小(Bacigalupe & Martin,2021)。抑郁的社会分化如何随着时期变化的研究结论也不一致,有研究认为不断增大(Myhr et al.,2020),也有研究认为没有变化(Meertens et al.,2003)。抑郁的性别差异在不同时期一直稳定存在,没有明显的变化趋势(Melchior et al.,2010)。

(三)交叉视角下的抑郁分化

社会经济地位、性别构成的交叉结构让抑郁分化变得复杂,也让心理健康不平等的讨论更深入。从结构化的性别不平等视角出发,女性通过竞争性科层体系进入精英阶层并获益(佟新、刘爱玉,2015),使其家庭资源和社会支持增多,保护因素和风险因素上的分布劣势减少。从社会关系中的自我地位认知和情感社会化功能视角出发,较高的社会经济地位,特别是高教育水平有助于女性质疑和解构传统的性别观念,增强女性在家庭和公共领域扮演角色的议价能力,有效平衡传统和现代社会的要求(Kamin et al.,2012)。经验研究发现,女性从家庭收入、教育中获得的心理健康收益大于男性(Bacigalupe & Martin,2021)。阿沙利的研究(Assari,2017;Assari & Caldwell,2018)扩展到族裔和性别构成的交叉结构,发现教育增加了黑人男性抑郁风险,较高的自我实现期望和系统性种族歧视间的张力可能造成这一反直觉的结果,这意味着多重、相互关联的劣势会强化、扭曲抑郁的社会分化。

抑郁的社会分化研究日益丰富,达成一些基本共识,但在下述讨论方面仍需深化:第一,在时间的演变上,应分解年龄、时期、出生队列的净效应。既往有关抑郁的社会分化演变研究可能混杂了时间效应。使用单期横截面数据研究抑郁的社会分化如何随年龄变化暗含一种假设,即抑郁的社会分化在所有出生队列中相同,但在经历社会革命和变革的中国,此假设由于混杂了年龄效应和出生队列效应,所以很难成立(李婷、张闫龙,2014)。利用多期横截面数据分析抑郁的社会分化如何随时期变化也有类似的问题。一般来说,研究样本由不同出生队列构成,不同出生队列可能有不同年龄、时期效应,因此观察到的时期趋势是不同出生队列趋势叠加的结果,会受样本的年龄结构影响而产生较大波动(Reither

et al.,2011)。如果发现某个出生队列的抑郁的社会分化随年龄而变化,这不完全是年龄因素所致,还可能和时期效应有关,如因不同时期的公共卫生、医疗技术状况变化所致(李婷,2015)。第二,应进一步拓展交叉视角研究,分析抑郁在社会经济地位和性别构成的交叉结构上如何分化与变化。现有研究多关注社会经济地位对心理健康的影响如何随着性别或者族裔变化(Assari,2017;Assari & Caldwell,2018),或集中于社会经济地位对抑郁程度影响的时间效应(李建新、夏翠翠,2014;Bell,2014;Frech & Damaske,2019),或分别讨论性别差异和时间效应(Bacigalupe & Martin,2021),少有研究关注抑郁在社会分化因素构成的交叉结构上如何随时间推移而变化,且存在未分解时间变量净效应的问题(Assari,2017)。因此,在交叉视角下,抑郁在社会经济地位和性别的交叉结构上如何分化(下称交叉分化),这种交叉分化的演变趋势如何,上述问题尚待讨论,尤其是将研究对象限定为中国成年人时,相关研究较少。

基于以上考虑,本文将使用分层 APC 交叉分类随机效应模型(Hierarchical APC-Cross-Classified Random Effects Models, HAPC-CCREM)分析以下问题:第一,随着年龄的增长、出生队列的后延、时期的发展,中国成年人抑郁的社会分化如何演变?第二,中国成年人抑郁在社会经济地位和性别构成的交叉结构上如何分化?第三,上述交叉分化如何随时间推移而变化?

三、研究假设

(一) 生命历程视角下的“积累优势”

“积累优势/劣势”理论(cumulative advantage/disadvantage theory)是指具有某一特定特征的个体间差异会随着时间的推移而增加的趋势(Dannefer,2003)。按照该理论,结构性优势与资源、压力和创伤的互动过程不仅会贯穿人的一生,而且会在生命历程中不断加强(Bracke et al.,2020)。随着年龄的增长,所有人群都会积累压力,但是优势人群暴露在压力中的次数和时间更少,也更容易克服负面经历影响,持续降低其抑郁程度,导致不同社会位置人群的抑郁程度不断分化,差异不断累积。由此提出:

假设 1.1: 随着年龄的增长,不同社会经济地位人群间抑郁程度的差异扩大。

假设 1.2: 随着年龄的增长,男性和女性抑郁程度的差异扩大。

(二)根本原因理论、多重压力来源与特殊事件

基于根本原因理论,可推知医学知识和技术越发达,疾病和死亡就越受人类控制,健康的社会塑造变得越强(Link,2008),社会的资源分配越不均衡,健康不平等就越严重。从时期角度看,近年来中国的发展带来了医疗进步,但也有不断增加的压力、风险和不公平感(史新杰等,2018),影响着每个年龄组和出生队列,社会经济地位对中国成年人抑郁的分化更加明显。由此提出:

假设 1.3:不同社会经济地位人群间抑郁程度的差异随着时期变化而扩大。

对不同出生队列来说,造成抑郁的压力来源可能不同。基于压力过程理论,压力来源是多重的,可以是突发事件、社会角色压力、日常生活烦恼、早期创伤,等等。综合以往研究(Henderson et al.,1997;Goosby,2013;梁樱,2013),在社会学视角下,社会压力来源可分为三类:物质条件(医疗卫生条件、生活水平等)、教育与发展(教育机会、职业机会等)以及社会支持网络(家庭规模及其互动等)。在不同出生队列中,这三类压力来源的占比不同,还要考虑特殊事件的影响。

新中国成立前出生的人群成长在物质极度匮乏时期,多数人从幼年起营养不良、医疗卫生条件较差;其教育与发展的机会较少,文盲比例高,体力劳动者较多,他们在成年阶段遭遇“文化大革命”,在 20 世纪 90 年代,作为中年人可能经历下岗潮;但他们的家庭规模较大,家庭作为社会支持网络的功能较强。此时,较高的社会经济地位能够有效保证他们的物质生活和医疗条件,减轻失业的负担,并享受世纪之交中国快速发展的红利。在 20 世纪 50 年代出生的人群物质条件略有改善,童年逆境相对较少,但是在青少年时期受到文化大革命影响,并可能经历“上山下乡”运动,教育发展和职业机会受到较大影响,家庭支持网络依然较强。此时,较高的社会经济地位依然是良好生活的保障,随着 21 世纪初中国经济的快速发展,贫富差异逐渐拉大,优势地位人群的心理健康回报更大。在 20 世纪 60 年代出生的人群中,家庭作为社会支持网络的功能依然较强,但需考虑特殊事件的影响:一方面,良好的家庭条件能够增加“三年困难时期”出生人群的生存机会和身心健康;另一方面,当时的知识分子家庭可能受到了冲击,在这些家庭长大的孩子可能受教育水平更高,但他们在儿童、少年时期也遭遇更多逆境,持续影响其心理健康。所以,对不同社会经济地位的人群来说,抑郁程度的差异在 60 年代初出生的人群中较大,在 60 年代中后期出生的一批人中较小。出生于 20 世纪 70 年代的人群,其家庭规模在中国计划生育政策影响下逐渐变小,可能减弱了家庭作为社会支持网络的功能,增加了养老负担。但随着改

革开放的推进,其发展机会普遍改善,占据优势地位不仅带来物质回报,而且带来心理健康回报。20世纪80、90年代出生的人群成长在改革开放后社会经济全面发展的时期,20世纪末开始的高等教育扩张让他们享有更多接受高等教育的机会,市场经济发展和对外开放拓宽了这一代人自我实现的途径。与此同时,新中国成立以后对传统大家庭的改造、20世纪80年代一系列制度性改革使建立在人民公社和单位体制基础上的福利与保障渐渐消失,更多的责任放在了个人身上,计划生育政策下的家庭网络规模绝对缩小,支持能力相对减弱,导致他们需要面对的结构性问题增加,但应对的能力和资源减弱(阎云翔,2016),与社会经济地位相关的抗风险能力变得更加重要。对这批人来说,抑郁在社会经济地位上的分化变大。在出生队列上,抑郁的社会经济地位分化不应表现为简单的线性变化趋势,更可能表现为存在一些特殊的出生队列,其抑郁的社会经济地位分化不同于相邻队列,我们将这种出生队列称为“奇异值”。由此提出:

假设 1.4:不同社会经济地位人群间抑郁程度的差异存在“奇异值”。

(三) 性别观念、劳动参与和传统回潮

新中国成立以来,两性在家庭和工作上的分工出现新变化。一方面,传统性别规范正在改变,中国女性性别平等观念增强,接受教育、事业发展和获得收入的诉求增多,不再限于家庭劳动;另一方面,社会已经形成一套基于两性社会角色和地位的制度与结构,在资源分配、角色期待等方面存在根深蒂固的影响,中国女性仍然是家务劳动的主要承担者,面临更多的社会角色冲突和压力事件(佟新、刘爱玉,2015)。从时期角度看,传统性别规范再次回潮,特别是城镇男性比20世纪90年代更加保守(刘爱玉,2019),女性劳动参与率不断下降(沈可等,2012),从结构化性别不平等视角出发,这意味着女性在市场和家庭中的地位下降,健康的社会决定因素和风险分布的性别不平等增强;从社会关系中的自我地位认知和情感社会化功能视角出发,传统女性规范和典型男性气质重获合理性,两性传统的压力应对方式被再次被巩固。所以,抑郁程度的性别差异可能没有缩小,而是在不同时期稳定在一定范围内。由此提出:

假设 1.5:男性和女性的抑郁程度差异在不同时期没有显著差异。

从出生队列角度看,自20世纪90年代以来,中国每一代25~49岁黄金劳动年龄女性的劳动参与率不断下降,降速和持续性远超过男性(沈可等,2012;许琪,2021),这可能与市场化改革后,女性就业保护变化有关(刘爱玉,2019)。就业市场中的性别差异逐渐拉大,加之多重角色冲突,部分女性不得不回归家庭,

这与新中国成立后女性接受的性别平等观念不一致,增加了个人和家庭的经济风险。年轻一代女性有了新的压力来源,抑郁的性别差异改善有限,至少不会出现显著的减小趋势。由此提出:

假设 1.6:男性和女性的抑郁程度差异在不同出生队列中保持稳定。

(四) 竞争、解构与托底作用

抑郁的社会经济地位和性别分化较强,从交叉分化看,会出现强者愈强、弱者愈弱的结果。既往经验研究发现社会经济地位对女性抑郁程度的改善更大,即女性经济地位越高,与男性的抑郁程度差异越小(Assari,2017)。但是当性别规范改变不足时,这种差异会贯穿人们的一生。结合上文对中国性别规范变化的讨论,这里提出:

假设 2.1:在社会经济地位较高组人群中,抑郁程度的性别差异较小;

假设 2.2:随着年龄的增长,抑郁程度的性别差异在社会经济地位较高组人群中始终最小。

近年来,医疗卫生行业的精细化、精神疾病的去污名化、心理健康知识的普及给了女性正确认识抑郁和采取措施的可能。社会经济地位较高的女性率先受益,这些变化更为处于交叉结构最底层的低教育、低收入女性发挥了托底作用,与出生队列较早的女性相比她们获得了相对更丰富的心理健康相关资源。我们假设时期越发展、出生队列越晚,防治抑郁的相关资源就越丰富和普惠,托底作用越强,社会经济地位较低组的抑郁性别差异越小。由此提出:

假设 2.3:在社会经济地位较低组人群中,抑郁程度的性别差异随着时期变化而减小;

假设 2.4:在社会经济地位较低组人群中,出生队列越晚,抑郁程度的性别差异越小。

四、数据与方法

(一) 数据来源

本文使用“中国家庭追踪调查”(China Family Panel Studies,CFPS)2010—2020年数据,并通过三个维度筛选数据(年龄 ≥ 16 岁、不是在校学生、使用变量无缺失值且取值在正常范围内),总观察样本数为126075。

(二) 变量描述

因变量为抑郁程度,取值范围为20~80,分数越高,抑郁程度越高。CFPS数据使用流调中心抑郁量表(Center for Epidemiologic Studies Depression, CES-D)测量抑郁程度。因每轮调查的题目数量不完全一致,本文参照CFPS数据使用的百分位数等化方法(吴琼等,2018),生成每期数据均可比的抑郁程度变量。

自变量:受教育程度、人均家庭收入、性别。其中,受教育程度和人均家庭收入用来测量社会经济地位状况。受教育程度是定类变量,分类基于个体已经获得的受教育年限,以25%、75%的分界点划分为低、中、高三组。考虑到新中国教育事业快速发展,各出生队列的平均受教育年限差异较大,本文划分各出生队列的教育组时采用了不同的标准,保证低、中、高受教育组在各队列中的意义一致。1952年,《小学暂行规程(草案)》和《中学暂行规程(草案)》正式颁布,全面规范了我国中小学教育教学。1977年学校教育重新走上正轨,1982年颁布的《中华人民共和国宪法》提出“普及初等义务教育”,21世纪初我国高校大规模扩招(王家源,2019),此时高三的学生恰好为20世纪80年代初义务教育普及惠及的一批人。上述时点是我国基础教育规范化、法制化,高等教育从精英化走向大众化的标志,所以本文以1952年、1977年、1982年为节点,划分不同出生年份人群的受教育程度,临界值分别为0年和8年、5年和9年、8年和12年、9年和15年。家庭人均收入是定类变量,分为低、中、高收入组。该变量基于每轮数据中“与2010年保持可比的家人人均收入”,^①以25%、75%为分界点划为三组。将收入作为定类变量,一是为了清晰展示其与性别、年龄等的交互效应,二是便于观察和解释收入的随机效应系数变化。

时间变量:年龄、出生队列、时期。年龄是定距变量;出生队列是定类变量,1938年以前出生的人群分为一组,1994以后出生的人群分为一组,1938—1994年出生的人群每隔三年分为一组,较为细致的划分便于观察队列的变化,也有助于观察特殊事件对出生队列的影响;时期是定类变量,分别为2010、2012、2014、2016、2018、2020年。

控制变量:性别、婚姻状态、所在地、健康水平、就业情况、经济地位认知一致性。对于经济地位认知一致性变量,考虑到收入的区域差异,使用CFPS问卷中对“您给自己收入在本地的位置打几分”的回答与家庭人均收入的分组做比较,得到主观评价与实际情况相符(认知一致)、主观评价低于实际情况(认知悲观),以及主观评价高于实际情况(认知乐观)三个选项。

^① 可比收入生成方法详见CFPS用户手册(第三版)(<http://www.issf.pku.edu.cn/cfps/wdzc/yhsc/index.htm>)。

表 1 描述了样本的基本情况。样本中男性和女性占比各 50%。

表 1 变量描述 N = 126075

变量	总体	男性	女性	变量	总体	男性	女性
因变量				1980—1982 年	4.43	4.48	4.38
抑郁程度	33.46	32.63	34.30	1983—1985 年	4.43	4.46	4.40
自变量				1986—1988 年	5.26	5.22	5.30
受教育程度				1989—1991 年	4.34	4.14	4.54
低教育	24.76	30.45	47.99	1992—1994 年	2.70	2.75	2.66
中教育	49.35	48.13	37.24	1994 年以后	1.85	1.94	1.75
高教育	25.89	21.41	14.76	时期			
人均家庭收入				2010 年	15.84	15.63	16.05
低收入	25.01	24.75	25.27	2012 年	18.75	18.86	18.64
中收入	50.08	49.64	50.52	2014 年	18.20	18.04	18.36
高收入	24.91	25.62	24.21	2016 年	18.89	18.91	18.87
时间变量				2018 年	18.23	18.28	18.17
年龄(岁)	48.00	48.30	47.72	2020 年	10.09	10.28	9.91
出生队列				控制变量			
1938 年以前	2.48	2.57	2.38	婚姻状态			
1938—1940 年	1.64	1.89	1.39	未婚	7.16	9.31	5.00
1941—1943 年	2.14	2.41	1.88	已婚/同居	85.84	85.48	86.21
1944—1946 年	3.3	3.38	3.22	离婚/丧偶	7.00	5.21	8.79
1947—1949 年	4.41	4.73	4.08	居住在城镇	47.70	47.04	48.36
1950—1952 年	5.26	5.16	5.35	就业情况			
1953—1955 年	6.71	6.74	6.69	在职	73.95	80.44	67.45
1956—1958 年	6.01	6.2	5.83	失业	1.92	2.10	1.75
1959—1961 年	4.23	4.24	4.22	退出劳动力市场	24.13	17.46	30.80
1962—1964 年	8.23	8.03	8.44	经济地位认知			
1965—1967 年	7.68	7.44	7.91	认知一致	37.11	38.31	35.91
1968—1970 年	8.08	7.80	8.36	认知悲观	44.65	43.28	46.02
1971—1973 年	6.99	6.97	7.02	认知乐观	18.24	18.41	18.08
1974—1976 年	5.19	4.79	5.59	两周内生病	30.11	25.44	34.78
1977—1979 年	4.64	4.65	4.62				

注:表格内为均值或百分比。

(三) 模型方法

本文使用交叉分类随机效应模型(Hierarchical APC-Cross-Classified Random

Effects Models, HAPC-CCREM) 分解年龄、时期、出生队列的净效应, 模型原理和详细设置参见杨和兰德 (Yang & Land, 2013)。这里以教育为例来说明分析策略: 第一步, 建立基础模型, 考察受教育程度对抑郁的影响; 第二步, 在基础模型的第一层加入教育和年龄交互项, 第二层加入教育的随机效应, 分析抑郁的教育分化如何在年龄、时期、出生队列上变动; 第三步, 在基础模型的第一层加入教育与性别的交互项, 分析抑郁在教育 × 性别的交叉结构上如何分化; 第四步, 在基础模型中加入教育、性别及其交互项的时间效应, 形式与第二步类似。篇幅所限, 这里仅以教育 × 性别时间效应模型 (第四步) 为例:

$$\begin{aligned}
 Y_{ijk} = & \beta_{0jk} + \beta_1 A_{ijk} + \beta_2 A^2_{ijk} + \beta_3 E_{ijk} + \beta_4 G_{ijk} + \beta_5 I_{ijk} + \beta_6 E_{ijk} G_{ijk} \\
 & + \beta_7 A_{ijk} E_{ijk} + \beta_8 A^2_{ijk} E_{ijk} + \beta_9 A_{ijk} G_{ijk} + \beta_{10} A^2_{ijk} G_{ijk} + \beta_{11} A_{ijk} E_{ijk} G_{ijk} \\
 & + \beta_{12} A^2_{ijk} E_{ijk} G_{ijk} + \beta_{13} C_{ijk} + e_{ijk}, e_{ijk} \sim N(0, \delta^2)
 \end{aligned}$$

这是模型第一层, 指数 $i = 1, 2, \dots, n_{jk}$ 表示嵌入在第 j 个出生队列和第 k 个时期的个体; 指数 $j = 1, \dots, n_c$ 表示出生队列。指数 $k = 1, \dots, n_p$ 表示时期。 Y_{ijk} 表示属于出生队列 j 和时期 k 的个体 i 的抑郁程度; A_{ijk} 和 A^2_{ijk} 是中心化处理后的年龄和年龄二次项; E_{ijk} 是教育变量, G_{ijk} 是性别变量, I_{ijk} 是收入变量; $E_{ijk} G_{ijk}$ 是教育和性别的交互项; $A_{ijk} E_{ijk}$ 是教育与年龄的交互项, 为了更好地描述其变化, 还加入教育与年龄平方的交互项 $A^2_{ijk} E_{ijk}$; $A_{ijk} G_{ijk}$ 、 $A^2_{ijk} G_{ijk}$ 是性别和年龄、年龄平方的交互项; $A_{ijk} E_{ijk} G_{ijk}$ 和 $A^2_{ijk} E_{ijk} G_{ijk}$ 是教育与性别的交叉结构和年龄、年龄平方的交互项, 以说明抑郁在教育与性别的交叉结构上的分化如何随年龄变化; C_{ijk} 是控制变量; β_0 是截距, β_n 是个体层面的固定效应, e_{ijk} 是个体层面的随机误差项。

$$\beta_{0jk} = \gamma_0 + u_{0j} + v_{0k} \quad (10), u_{0j} \sim N(0, \tau_{0u}), v_{0k} \sim N(0, \tau_{0v})$$

这是模型第二层, u_{0j} 表示第 j 个出生队列的效应, τ_{0u} 为出生队列效应的总方差, v_{0k} 表示第 k 个时期的效应, τ_{0v} 为时期效应的总方差。如果这两个方差通过显著性检验, 说明时期和队列的随机效应存在。为了测量抑郁的教育 × 性别交叉结构分化如何随着时期、出生队列变化, 额外加入第二层模型。如果抑郁的教育 × 性别交叉结构分化存在时期效应、出生队列效应, 则 τ_{6u} 或 τ_{6v} 会通过显著性检验, 如未通过, 则会被删除, 以保持模型的简洁性。

教育效应: $\beta_{3jk} = \gamma_3 + u_{3j} + v_{3k}$

性别效应: $\beta_{4jk} = \gamma_4 + u_{4j} + v_{4k}$

教育 × 性别效应: $\beta_{6jk} = \gamma_6 + u_{6j} + v_{6k}$

五、分析结果

(一)抑郁程度社会分化的年龄效应

根据表 2 模型 1,较高的受教育程度、较高的家庭人均收入、身为男性降低了抑郁程度,与以往研究一致。年龄对抑郁有着非线性影响,呈倒 U 型,顶点在 49 岁左右。随机效应方差中出生队列、时期的截距项显著,这意味着不同出生队列、不同时期人群的抑郁程度存在显著差异。在城市居住、乐观的经济地位认知显著降低抑郁程度;与未婚人群相比,有配偶或同居能够改善抑郁,但丧偶和离婚对抑郁程度的负面影响更大,因此稳定的婚姻关系是心理健康的重要保护因素;失业、健康较差、悲观的经济地位认知会显著提高抑郁程度,是典型的压力来源。模型 2 至模型 4 加入教育、收入、性别的时间效应,自变量的影响方向和显著性基本没有变化,这意味着抑郁的社会分化仍然稳健。年龄或者年龄平方与教育、收入、性别的交互均显著。如图 1 所示,随着年龄的增长,不同教育组人群、不同收入组人群和两性间的抑郁程度差异不断扩大,假设 1.1 和假设 1.2 成立。不过,中教育组人群与低教育组人群的抑郁程度差异从 55 岁开始减小,这也许是一种“门槛效应”。

表 2 对抑郁程度的 HAPC-CCREM 模型估计结果 $N = 126075$

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
固定效应	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)
截距	36.351 *** (0.241)	36.338 *** (0.303)	36.169 *** (0.285)	36.186 *** (0.257)
年龄	0.017 (0.028)	0.131 * (0.044)	0.262 *** (0.039)	0.054 (0.040)
年龄 ²	-0.121 *** (0.014)	-0.139 *** (0.021)	-0.138 *** (0.021)	-0.09 *** (0.010)
中教育(参照组为低教育)	-0.974 *** (0.048)	-1.235 *** (0.270)	-1.001 *** (0.048)	-0.955 *** (0.048)
高教育	-1.382 *** (0.063)	-1.499 *** (0.276)	-1.388 *** (0.063)	-1.351 *** (0.064)
中收入(参照组为低收入)	-1.752 *** (0.059)	-1.756 *** (0.059)	-1.712 *** (0.265)	-1.765 *** (0.059)
高收入	-3.194 *** (0.080)	-3.212 *** (0.080)	-3.293 *** (0.272)	-3.221 *** (0.080)
性别(参照组为女性)	-0.953 *** (0.042)	-0.892 *** (0.043)	-0.944 *** (0.042)	-0.730 *** (0.110)
年龄 × 中教育		-0.140 * (0.059)		
年龄 × 高教育		-0.402 *** (0.066)		
年龄 ² × 中教育		0.090 *** (0.030)		
年龄 ² × 高教育		0.026 (0.035)		
年龄 × 中收入			-0.256 *** (0.042)	

续表 2

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
固定效应	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)
年龄 × 高收入			-0.557*** (0.046)	
年龄 ² × 中收入			0.002 (0.024)	
年龄 ² × 高收入			0.060* (0.026)	
年龄 × 性别				-0.082 (0.054)
年龄 ² × 性别				-0.049* (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制
随机效应方差				
出生队列				
截距	0.033* (0.016)	0.011 (0.024)	0.027* (0.016)	0.022 (0.015)
教育		0.088** (0.043)		
收入			0.019 (0.011)	
性别				0.076** (0.027)
时期				
截距	0.242* (0.150)	0.245 (0.191)	0.182 (0.156)	0.218 (0.152)
教育		0.162* (0.074)		
收入			0.183* (0.086)	
性别				0.048 (0.034)
AIC	855033	854663	854623	854956
BIC	855027	854653	854613	854946

注：* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。

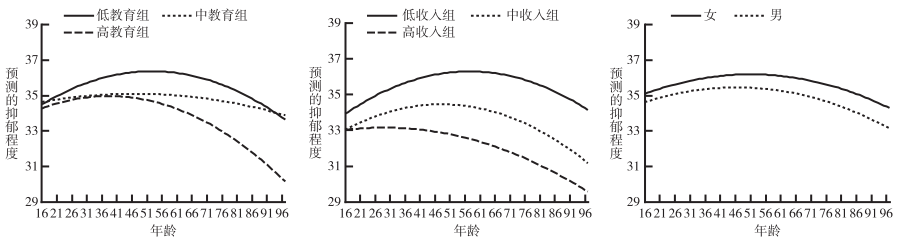


图 1 抑郁程度的社会分化及其年龄变化

(二) 抑郁程度社会分化的时期效应

表 2 模型 2 ~ 模型 4 结果显示,随着时期的变化,各教育组人群 ($P = 0.015$)、各收入组人群 ($P = 0.016$) 的抑郁程度差异发生变化。如图 2 所示,从 2012 年起,低教育组人群的抑郁程度均大于中、高教育组人群,且差异随着时期的推移不断扩大。不同收入组人群间的抑郁程度差异虽有一些波动,从整体上看仍是放大趋势,假设 1.3 成立。抑郁程度性别差异 ($P = 0.076$) 的时期变化在统计上不显著,保持稳定,假设 1.5 成立。

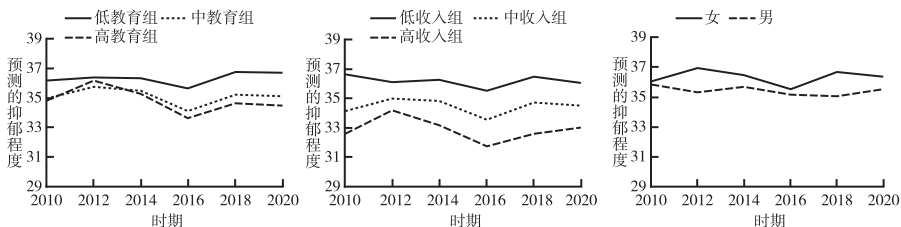


图2 抑郁程度的社会分化及其时期变化

(三) 抑郁程度社会分化的出生队列效应

表2模型2显示,不同教育组人群的抑郁程度差异在各出生队列中存在显著变化($P=0.002$)。图3左上为不同教育组人群的出生队列效应估计值,不同的出生队列对各教育组人群的抑郁程度影响有明显的差异。对比高、低教育组人群,在20世纪40—50年代出生的人群中,高教育组人群的出生队列效应比低教育组人群的小;在20世纪60—80年代出生的人群中,低教育组人群的出生队列效应比高教育组人群的小;在20世纪90年代及以后出生的人群中,高教育组人群的出生队列效应再次小于低教育组人群。图3左下预测的抑郁程度直观地展示了抑郁程度的教育分化如何随着出生队列变化。在1956—1958年及之前出生的人群中,高、中教育组人群的抑郁程度明显低于低教育组人群,且差异有扩大趋势。在1959—1961年出生的人群中,高、中教育组人群的抑郁程度基本没有变化,但低教育组人群达到抑郁程度的最高值。出生于1962—1964年、1965—1967年、1968—1970年的人群中,高教育组人群的抑郁程度不断提高,甚至超过中教育组人群,与低教育组人群的差异也达到最小。在“70后”中,高教育组人群的抑郁程度再次下降,和中教育组人群一致,与低教育组人群的差异再次拉大。在“80后”“90后”中,抑郁程度的教育差异再次放大,并呈增大趋势。根据模型3,收入的出生队列随机效应方差不显著($P=0.065$),各收入组人群的抑郁差异在不同出生队列中类似,即图3中上和中下的各三条线的波动不具有显著性。假设1.4在受教育程度上成立,“奇异值”为1965—1967年组和1968—1970年组。根据模型4,性别的出生队列随机效应方差显著($P=0.0026$)。根据图3右上,在20世纪50年代前出生的人群中,女性的出生队列效应小于男性;出生于20世纪50年代到20世纪80年代的人群则是男性出生队列效应比女性小;在20世纪80年代以后出生的人群中,女性的出生队列效应小于男性。根据图3右下,从预测的抑郁程度来看,在出生队列的变化上,抑郁程度的性别差异存在扩大—缩小—再次扩大的趋势,差异在1962—1964年、

1965—1967年、1968—1970年出生队列中达到最高值,在1986—1989年、1992—1994年出生队列中再次放大,假设1.6不成立。

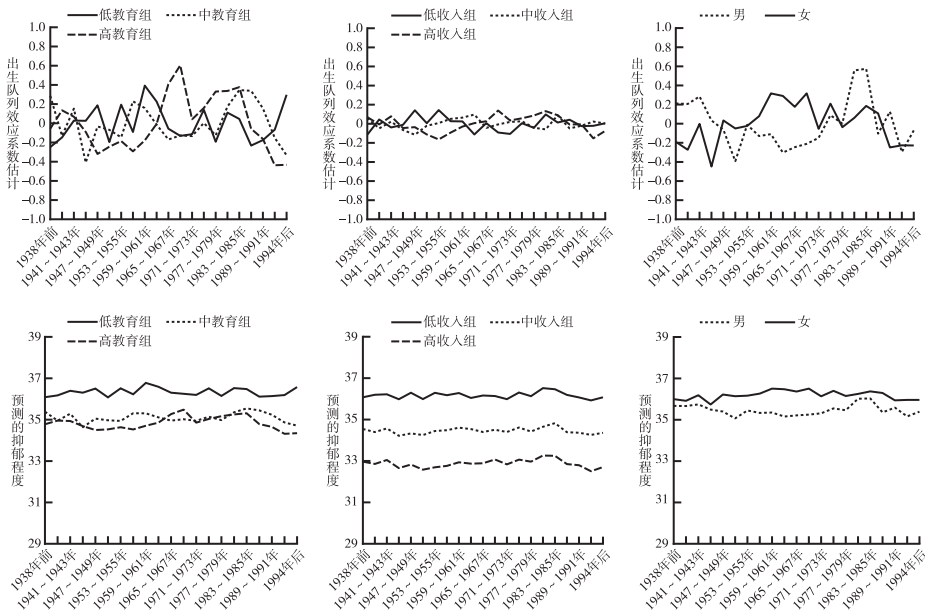


图3 抑郁程度的社会分化及其出生队列变化

(四) 交叉结构的影响及其变化

表3模型5和模型6显示,教育和性别的交叉结构对抑郁程度的影响显著。从系数上看,抑郁程度的性别差异在低教育组人群中最大,在中教育组人群中次之,在高教育组人群中最小;从收入上看,抑郁程度的性别差异在低收入组人群和中收入人群中类似,在高收入组人群中最小。假设2.1成立。

根据模型7和模型8,抑郁程度在教育 and 性别交叉结构上的分化会随着年龄变化。如图4所示,在中国成年人的生命历程中,抑郁程度的性别差异在低教育组人群内较为稳定,在中教育组人群内有着先小后大的特点,分割点在46岁左右,在高教育组人群内则为增大趋势。图4右下直观展现了各组人群的抑郁程度的性别差异,与假设2.2相符。但到63岁出现反转,中教育组人群抑郁程度的性别差异超过低教育组人群。在时期效应上,教育×性别($P=0.488$)和收入×性别($P=0.078$)的交互效应都不显著,因此删去模型7和模型8中相应变量以保持简洁。这也说明,随着时期的变化,低社会经济地位组人群中抑郁程度的性别差异保持稳定,没有减小,假设2.3不成立。在出生队列效应上,抑郁在

性别和教育交叉结构上的分化会随着出生队列的变化而变化($P = 0.006$),但在性别和收入交叉结构上没有发现类似的变化($P = 0.085$),删去模型 8 中相应变量。根据图 5,随着出生队列的变化,高教育组人群、中教育组人群的抑郁程度性别差异一直小于低教育组人群。图 5 右下是各教育组人群抑郁程度性别差异的预测值,在 20 世纪 70 年代末到 80 年代中期出生的各教育组人群中,抑郁程度的性别差异较 20 世纪 50 年代末、60 年代出生的相应人群低。对低教育组来说,20 世纪 80 年代中期以后出生的人群抑郁程度的性别差异没有继续下降,回升至 20 世纪 50、60 年代相应人群的差异水平,所以假设 2.4 不成立。中、高教育组人群抑郁程度的性别差异未保持下降趋势,特别是 1986—1988 年、1989—1991 年、1992—1994 年三组,抑郁程度的性别差异均为上升趋势。

表 3 SES * 性别交叉结构模型结果 N = 126075

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
固定效应	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)
截距	36.460 *** (0.242)	36.372 *** (0.243)	36.351 *** (0.319)	36.337 *** (0.302)
年龄	0.013 (0.028)	0.017 (0.028)	0.135 * (0.057)	-0.055 (0.046)
年龄的平方	-0.121 *** (0.014)	-0.12 *** (0.014)	-0.141 *** (0.024)	-0.105 *** (0.026)
中教育组(参照组为低教育组)	-1.094 *** (0.064)	-0.969 *** (0.048)	-1.465 *** (0.292)	-0.980 *** (0.048)
高教育组	-1.633 *** (0.088)	-1.377 *** (0.063)	-1.744 *** (0.304)	-1.355 *** (0.064)
中收入组(参照组为低收入组)	-1.753 *** (0.058)	-1.748 *** (0.076)	-1.772 *** (0.059)	-1.724 *** (0.273)
高收入组	-3.191 *** (0.079)	-3.299 *** (0.099)	-3.234 *** (0.08)	-3.449 *** (0.282)
性别(参照组为女性)	-1.175 *** (0.069)	-1.002 *** (0.082)	-0.103 *** (0.217)	-0.906 ** (0.19)
年龄 × 性别			-0.014 (0.008)	0.282 (0.287)
年龄 ² × 性别			0.023 (0.015)	-0.054 (0.038)
性别 × 中教育组	0.388 *** (0.061)		0.452 *** (0.084)	
性别 × 高教育组	0.502 *** (0.077)		0.751 ** (0.293)	
年龄 × 中等教育组			-0.062 (0.078)	
年龄 × 高等教育组			-0.376 *** (0.089)	
年龄 ² × 中教育组			0.168 ** (0.041)	
年龄 ² × 高等教育组			0.017 (0.050)	
年龄 × 中教育组 × 性别			-0.122 (0.098)	
年龄 × 高等教育组 × 性别			-0.087 * (0.037)	
年龄 ² × 中教育组 × 性别			-0.145 ** (0.054)	
年龄 ² × 高等教育组 × 性别			0.003 (0.055)	
性别 × 中收入组		-0.109 (0.158)		-0.098 (0.105)
性别 × 高收入组		0.239 *** (0.082)		0.251 ** (0.081)
年龄 × 中收入组				0.098 (0.094)
年龄 × 高收入组				-0.209 (0.206)

续表 3

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
固定效应	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)	系数(标准误)
年龄 ² × 中收入组				-0.004(0.031)
年龄 ² × 高收入组				0.070*(0.034)
年龄 × 中收入组 × 性别				-0.359(0.367)
年龄 × 高收入组 × 性别				0.345(0.356)
年龄 ² × 中收入组 × 性别				0.013(0.039)
年龄 ² × 高收入组 × 性别				-0.02(0.044)
控制变量	控制	控制	控制	控制
随机效应方差				
出生队列				
截距	0.034*(0.015)	0.033*(0.015)	0.017(0.027)	0.016(0.015)
教育			0.037(0.030)	
收入				0.018*(0.012)
性别			0.030(0.030)	0.073**(0.028)
性别 × 教育			0.103**(0.041)	
时期				
截距	0.242*(0.151)	0.242*(0.150)	0.224(0.193)	0.161(0.161)
教育			0.161*(0.075)	
收入				0.183*(0.086)
性别			0.040(0.030)	0.047(0.033)
AIC	855018	855033	854563	854544
BIC	855012	855027	854549	854532

注：* $P < 0.05$ ，** $P < 0.01$ ，*** $P < 0.001$ 。

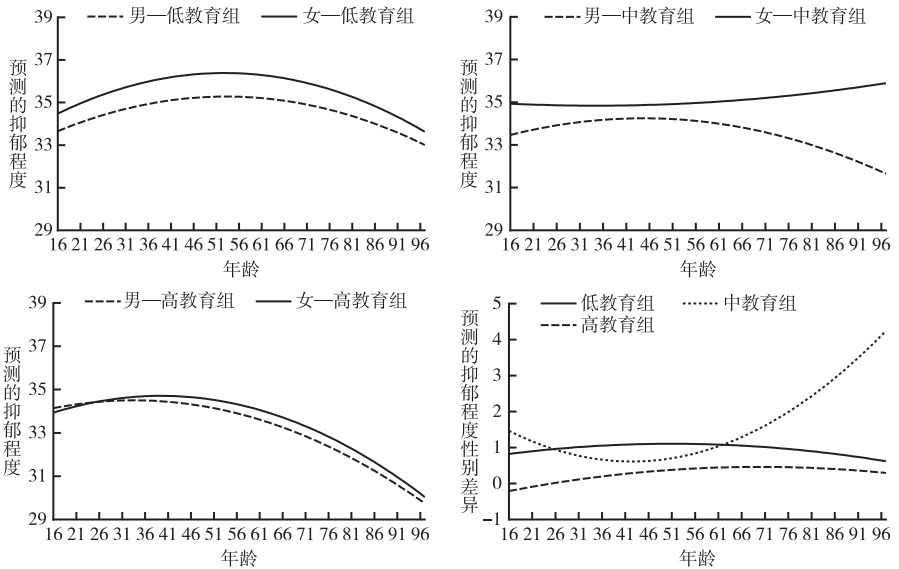


图 4 不同教育组人群抑郁程度的性别差异及其年龄变化

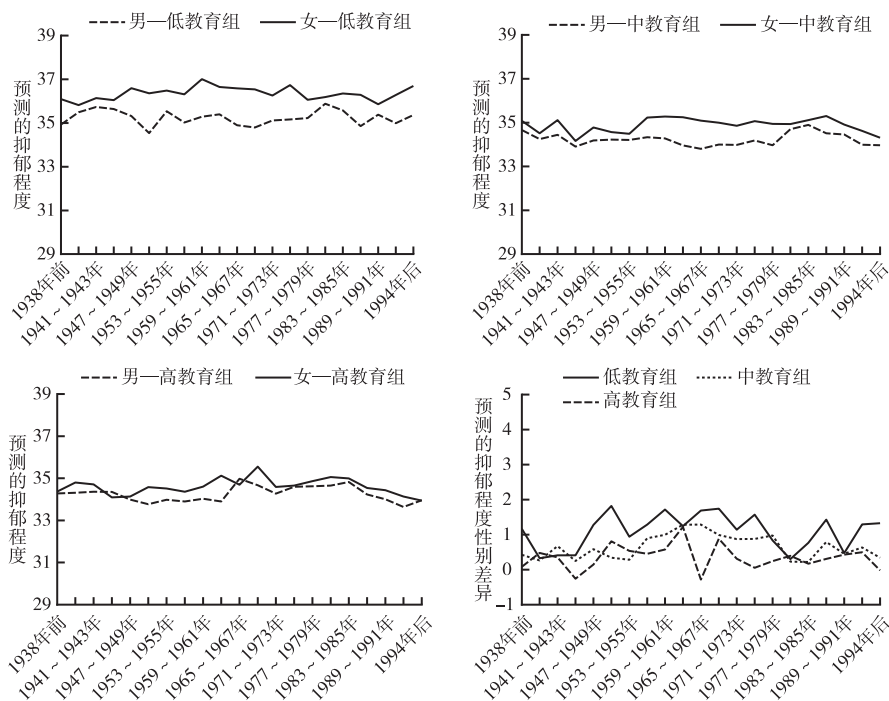


图 5 不同教育组人群抑郁程度的性别差异及其出生队列变化

六、结论与讨论

抑郁给个人、家庭、社会带来了巨大的、未被充分认识的负面效应,且尚未得到足够的政策关注和资源支持,特别是 2020 年新冠疫情的大流行加剧了健康不平等,对许多人的心理健康产生了负面影响(Herrman et al.,2022)。本文基于中国情境,在物质财富积累、观念逐步趋于现代化但社会压力和结构性风险增强、女性平等观念普及但传统性别规范逐渐回潮、女性劳动参与率下降的背景下,使用交叉分类随机效应模型讨论了 2010—2020 年中国成年人抑郁的社会分化。研究主要有以下结论:第一,抑郁的教育、收入、性别存在显著分化,并随着年龄的增长、时期的发展而不断扩大;第二,抑郁的教育分化在出生队列上存在“奇异值”,抑郁的性别分化在出生队列上有着扩大-缩小-再扩大的趋势;第三,抑郁在性别和教育构成的交叉结构上存在分化,教育对女性抑郁的改善更加明显,但这种效应随着年龄的增长而减弱;第四,在低教育组人群中,抑郁程度的性别

差异在不同时期持续、稳定存在,并未减弱,对20世纪80年代中期以后出生的人口来说,各教育组人群抑郁程度的性别差异未得到持续改善。

本文为社会经济地位与健康研究中“积累优势/劣势”理论提供了新的证据,该理论对中国成人生命历程中的抑郁变化具有解释力;抑郁的教育、收入分化会随时期的变化而不断发散。这意味着过去10年间,占据优势社会地位对中国成年人抑郁的影响愈发重要,也验证了根本原因理论对中国成年人健康研究的适用性,从侧面说明了为弱势人群提供心理援助资源有助于弥合日趋增大的健康不平等,但从根本上讲,降低社会不平等程度更加重要。任何出生队列都存在抑郁的教育分化,但20世纪60、70年代出生队列的特殊变化证明特殊事件对抑郁的影响很大程度上取决于人们所处的生命阶段,这意味着生命历程理论在心理健康领域也具有较高的解释力;抑郁的教育分化在出生队列上的复杂变动提醒研究者应谨慎对待放大、缩小等简单线性趋势结论。

本文再次验证了教育是健康的“元机制”(Mirowsky & Ross,2003)。本文发现一种“门槛效应”,人们只有跨过高教育的“门槛”,教育对其心理健康的保护才能超越老年阶段普遍出现的压力来源,克服生理因素、年龄歧视、社会支持和参与减少等不利影响。“元机制”存在性别差异,教育对女性心理健康的影响随着年龄增长而减弱,这可能是受健康状况的影响。女性存在长寿但不健康的特性,在相对更长的寿命中,生活不能自理的时间比男性更长,越到高龄,这种性别差异就越明显(李建新、李毅,2009),使得生理因素对女性老人,特别是高龄女性老人心理健康的影响更加重要。另外,女性老人对代际支持的依赖性高于男性老人(Cornwell et al., 2008),男性老人对年龄歧视更加敏感(Lyons et al., 2018),更需要较高的社会经济地位来平衡歧视和身份变动的影响。总的来说,随着年龄的增长,教育对女性抑郁的影响不再像中青年时那么重要,让位于生理因素和社会支持。

抑郁的性别差异从未消失。在20世纪80年代中期以后出生的人群中,抑郁的性别差异也未得到持续改善,这可能是观念和实践的错位导致的。性别平等观念的普及让年轻女性有了较高的自我实现期望,但劳动力市场中系统性的性别歧视并未消失,如果将女性劳动参与率视为一种指标,性别歧视对年轻女性的影响甚至更强了。这种张力使得女性与男性的抑郁程度差异持续存在。这提醒我们,传统性别规范的回潮和劳动力市场中的性别歧视既削弱了女性的就业与发展,也影响了她们的健康,无论她们位于劳动力市场分层中的哪一层。

本研究还存在一些局限,比如弱势群体中体弱老人更容易死亡,无法进入调查样本,导致本文可能低估老年阶段抑郁程度的社会分化。本研究使用数据的时间跨度仅 10 年,可能未捕捉到部分重大事件的发生,这或许是多数时期效应不显著的原因之一,未来研究应继续积累数据,关注时期效应。HAPC 模型存在争议,例如先验假设下模型和数据实际的生成过程不一定相符、可能低估出生队列效应、合并出生队列的做法暗含组内效应一致的假设(Bell & Jones, 2014; 许琪等, 2022), 等等。但实际上每一种 APC 方法的具体解法都内涵强假设,且难以被证实。无论是 HAPC 模型的先验设置、APC-I 对主时间效应的选择,或是基于边界分析方法中对部分效应方向的预先设定,这些模型估算出的效应都是在某种约束条件下的无偏估计。因此,一方面,本文在使用 HAPC 模型时特别注意其出生组效应是否存在;另一方面,本文的出生队列分组基于理论和中国情景,具有较坚实的基础。此外,本文认为重新划分队列、比较不同模型结果不是一种可靠的方法,不只因为模型结果可能都是错的(许琪等, 2022),更是因为不同分组的理论或现实基础不同。所以,本文结论存在适用范围,即限于本研究设定的出生队列分组;本文出生队列分组具有合理性,但仅限于分析中国成年人抑郁程度,不能任意扩展到如自评健康、ADL 等指标上。

参考文献:

- 埃尔德, 格伦·H., 2002,《大萧条的孩子们》,田禾、马春华译,南京:译林出版社。
- 李建新、李毅, 2009,《性别视角下中国老年人健康差异分析》,《人口研究》第 2 期。
- 李建新、夏翠翠, 2014,《社会经济地位对健康的影响:“收敛”还是“发散”——基于 CFPS2012 年调查数据》,《人口与经济》第 5 期。
- 李婷, 2015,《老龄健康研究方法新视角》,北京:中国人口出版社。
- 李婷、张闫龙, 2014,《出生队列效应下老年人健康指标的生长曲线及其城乡差异》,《人口研究》第 2 期。
- 梁樱, 2013,《心理健康的社会学视角——心理健康社会学综述》,《社会学研究》第 2 期。
- 刘爱玉, 2019,《男人养家观念的变迁:1990—2010》,《妇女研究论丛》第 3 期。
- 史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文, 2018,《中国收入分配中的机会不平等》,《管理世界》第 3 期。
- 沈可、章元、鄢萍, 2012,《中国女性劳动参与率下降的新解释:家庭结构变迁的视角》,《人口研究》第 5 期。
- 佟新、刘爱玉, 2015,《城镇双职工家庭夫妻合作型家务劳动模式——基于 2010 年中国第三期妇女地位调查》,《中国社会科学》第 6 期。
- 王家源, 2019,《夯实千秋基业 聚力学有所教——新中国 70 年基础教育改革发展历程》,《中国教育报》9 月 26 日。
- 吴琼、戴利红、甄祺、张婧申、谷丽萍、张聪、赵方圆, 2018,《中国家庭追踪调查 2016 年数据库介绍及数据清理报告》(<http://www.issf.pku.edu.cn/cfps/docs/20201201085335172101.pdf>)。
- 许琪, 2021,《从父职工资溢价到母职工资惩罚——生育对我国男女工资收入的影响及其变动趋势研究

(1989—2015)》,《社会学研究》第5期。

许琪、王金水、吴愈晓,2022,《理论驱动还是方法驱动?——年龄—时期—世代分析的最新进展》,《社会学研究》第6期。

阎云翔,2016,《中国社会的个体化》,上海:上海译文出版社。

郑莉、曾旭晖,2018a,《教育健康回报的城乡与性别差异——基于世代与年龄效应的分析》,《华东理工大学学报(社会科学版)》第2期。

——,2018b,《教育的健康回报及其队列差异——基于成长曲线模型的分析》,《人口与经济》第2期。

Aneshensel, Carol S., Carolyn M. Rutter & Peter A. Lachenbruch 1991, "Social Structure, Stress, and Mental Health: Competing Conceptual and Analytic Models." *American Sociological Review* 56(2).

Assari, Shervin 2017, "Social Determinants of Depression: The Intersections of Race, Gender, and Socioeconomic Status." *Brain Sciences* 7(12).

Assari, Shervin & Cleopatra H. Caldwell 2018, "High Risk of Depression in High-Income African American Boys." *Journal of Racial and Ethnic Health Disparities* 5(4).

Bacigalupe, Amaia & Unai Martin 2021, "Gender Inequalities in Depression/Anxiety and the Consumption of Psychotropic Drugs: Are We Medicalising Women's Mental Health?" *Scandinavian Journal of Public Health* 49(3).

Bell, Andrew 2014, "Life-Course and Cohort Trajectories of Mental Health in the UK, 1991–2008: A Multilevel Age-Period-Cohort Analysis." *Social Science & Medicine* 120.

Bell, Andrew & Kelvyn Jones 2014, "Another 'Futile Quest'? A Simulation Study of Yang and Land's Hierarchical Age-Period-Cohort Model." *Demographic Research* 30.

Bjelland, Ingvar, Steinar Krokstad, Arnstein Mykletun, Alv A. Dahl, Grethe S. Tell & K. Tambs 2008, "Does a Higher Educational Level Protect against Anxiety and Depression? The Hunt Study." *Social Science & Medicine* 66(6).

Bracke, Piet, Katrijn Delaruelle, Rozemarijn Dereuddre & Sarah Van de Velde 2020, "Depression in Women and Men, Cumulative Disadvantage and Gender Inequality in 29 European Countries." *Social Science & Medicine* 267.

Cornwell, Benjamin, Edward O. Laumann & L. Philip Schumm 2008, "The Social Connectedness of Older Adults: A National Profile." *American Sociological Review* 73(2).

Dannefer, Dale 2003, "Cumulative Advantage/Disadvantage and the Life Course: Cross-Fertilizing Age and Social Science Theory." *The Journals of Gerontology: Series B* 58(6).

Elder, G. H., Jr., Glen H. & Michael J. Shanahan 2006, *The Life Course and Human Development*. In R. M. Lerner (ed.), *Theoretical Models of Human Development*. New York: Wiley.

Frech, Adrienne & Sarah Damaske 2019, "Men's Income Trajectories and Physical and Mental Health at Midlife." *American Journal of Sociology* 124(5).

George, Linda K. 2013, "Life-Course Perspectives on Mental Health." In Carol S. Aneshensel, Jo C. Phelan & Alex Bierman (eds.), *Handbook of the Sociology of Mental Health*. Dordrecht: Springer Netherlands.

Goosby, Bridget J. 2013, "Early Life Course Pathways of Adult Depression and Chronic Pain." *Journal of Health and Social Behavior* 54(1).

Gu, Chien-Juh 2006, "Rethinking the Study of Gender and Mental Health." *Graduate Journal of Social Science* 3.

- Henderson, A. S., A. E. Korten, P. A. Jacomb, A. J. Mackinnon, A. F. Jorm, H. Christensen & B. Rodgers 1997, "The Course of Depression in the Elderly: A Longitudinal Community-Based Study in Australia." *Psychological Medicine* 27(1).
- Herrman, H., V. Patel, C. Kieling, M. Berk, C. Buchweitz, P. Cuijpers, T. A. Furukawa et al. 2022, "Time for United Action on Depression: A Lancet-World Psychiatric Association Commission." *Lancet* 399(10328).
- Homan, Patricia 2019, "Structural Sexism and Health in the United States: A New Perspective on Health Inequality and the Gender System." *American Sociological Review* 84(3).
- Kamin, Tanja, Nejc Berzelak & Mirjana Ule 2012, "The Influence of Education on Differences in Depressive Symptoms between Men and Women in Slovenia." *Slovenian Journal of Public Health* 51(1).
- Keating, Daniel P. 2010, "Society and Early Child Development: Developmental Health Disparities in the Nature-and-Nurture Paradigm." In Daniel P. Keating (ed.), *Nature and Nurture in Early Child Development*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kessler, Ronald C. & Jane D. McLeod 1984, "Sex Differences in Vulnerability to Undesirable Life Events." *American Sociological Review* 49.
- Link, Bruce G. 2008, "Epidemiological Sociology and the Social Shaping of Population Health." *Journal of Health and Social Behavior* 49(4).
- Link, Bruce G. & Jo Phelan 1995, "Social Conditions as Fundamental Causes of Disease." *Journal of Health and Social Behavior* (Extra Issue).
- Link, Bruce G., Mary Clare Lennon & Bruce P. Dohrenwend 1993, "Socioeconomic Status and Depression: The Role of Occupations Involving Direction, Control, and Planning." *American Journal of Sociology* 98(6).
- Lu, J., X. Xu, Y. Huang, T. Li, C. Ma, G. Xu, H. Yin et al. 2021, "Prevalence of Depressive Disorders and Treatment in China: A Cross-Sectional Epidemiological Study." *Lancet Psychiatry* 8(11).
- Lyons, Anthony, Beatrice Alba, Wendy Heywood, Bianca Fileborn, Victor Minichiello, Catherine Barrett, Sharron Hinchliff, Sue Malta & Briony Dow 2018, "Experiences of Ageism and the Mental Health of Older Adults." *Aging & Mental Health* 22(11).
- McLeod, Jane D. 2013, "Social Stratification and Inequality." In Carol S. Aneshensel, Jo C. Phelan & Alex Bierman (eds.), *Handbook of the Sociology of Mental Health* (Second Edition). Dordrecht: Springer.
- Meertens, Vivian, Peer Scheepers & Bert Tax 2003, "Depressive Symptoms in the Netherlands 1975 - 1996: A Theoretical Framework and an Empirical Analysis of Socio-Demographic Characteristics, Gender Differences and Changes over Time." *Sociology of Health & Illness* 25(2).
- Melchior, Maria, Jean-Francois Chastang, Annette Leclerc, Celine Ribet & Frederic Rouillon 2010, "Low Socioeconomic Position and Depression Persistence: Longitudinal Results from the Gazel Cohort Study." *Psychiatry Research* 177(1-2).
- Mirowsky, John 1996, "Age and the Gender Gap in Depression." *Journal of Health and Social Behavior* 37(4).
- Mirowsky, John & Catherine E. Ross 2003, *Education, Social Status, and Health*. New York: Routledge.
- Myhr, Arnhild, Kirsti S. Anthun, Monica Lillefjell & Erik R. Sund 2020, "Trends in Socioeconomic Inequalities in Norwegian Adolescents' Mental Health from 2014 to 2018: A Repeated Cross-Sectional Study." *Frontiers in Psychology* 11.

- Pearlin, Leonard I., Morton A. Lieberman, Elizabeth G. Menaghan & Joseph T. Mullan 1981, "The Stress Process." *Journal of Health and Social Behavior* 22(4).
- Reither, Eric N., S. Jay Olshansky & Yang Yang 2011, "New Forecasting Methodology Indicates More Disease and Earlier Mortality Ahead for Today's Younger Americans." *Health Affairs* 30(8).
- Ren, Xinwen, Shicheng Yu, Wenlan Dong, Peng Yin, Xiaohui Xu & Maigeng Zhou 2020, "Burden of Depression in China, 1990–2017: Findings from the Global Burden of Disease Study 2017." *Journal of Affective Disorders* 268.
- Riley, Matilda White 1987, "On the Significance of Age in Sociology." *American Sociological Review* 52(1).
- Rosenfield, Sarah & Dena Smith 2010, "Gender and Mental Health: Do Men and Women Have Different Amounts or Types of Problems?" In Teresa L. Scheid & Tony N. Brown(eds.), *A Handbook for the Study of Mental Health: Social Contexts, Theories, and Systems* (Second Edition). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Ross, Catherine & John Mirowsky 1999, "Parental Divorce, Life-Course Disruption, and Adult Depression." *Journal of Marriage and Family* 61.
- Simon, Robin W. 2002, "Revisiting the Relationships among Gender, Marital Status, and Mental Health." *American Journal of Sociology* 107(4).
- Srivastava, Nilima & Meenu Anand 2020, "Understanding Gender and Mental Health". In Meenu Anand(ed.), *Gender and Mental Health Combining Theory and Practice*. Singapore: Springer.
- Turner, J. Blake & R. Jay Turner 2013, "Social Relations, Social Integration, and Social Support." In Carol S. Aneshensel, Jo C. Phelan & Alex Bierman(eds.), *Handbook of the Sociology of Mental Health*. Dordrecht: Springer.
- Yang, Yang & Kenneth C. Land 2013, *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*. Boca Raton: CRC Press.
- Zhou, Maigeng, Haidong Wang, Xinying Zeng, Peng Yin, Jun Zhu, Wanqing Chen, Xiaohong Li et al. 2019, "Mortality, Morbidity, and Risk Factors in China and Its Provinces, 1990–2017: A Systematic Analysis for the Global Burden of Disease Study 2017." *The Lancet* 394(10204).
- Zhu, B. & Y. Ye 2020, "Gender Disparities in the Education Gradient in Self-Reported Health across Birth Cohorts in China." *BMC Public Health* 20(1).

作者单位:北京大学社会学系
责任编辑:刘保中