

气郁体质对女性抑郁作用的纵向研究： 一个有调节的中介模型*

刘明矾^{1,2}, 徐娅婷², 彭丹丹², 武厚³

(1. 江西师范大学心理健康教育研究中心, 南昌 330022; 2. 江西师范大学心理学院, 南昌 330022; 3. 南昌工程学院, 南昌 330000)

摘要:目的:为了明确气郁体质对女性抑郁的作用机制,研究通过纵向设计构建了一个有调节的中介模型,探讨了气郁体质和抑郁之间冗思的中介作用和生活应激事件的调节作用。方法:采用问卷法对468名女大学生进行追踪,通过间隔一年两个时间点的纵向设计,对女性的气郁体质、抑郁、冗思及生活应激事件进行调查。结果:交叉滞后模型结果显示,气郁体质可以显著预测女性一年后的抑郁水平;冗思在气郁体质对一年后抑郁的影响中起纵向中介作用;生活应激事件调节了气郁体质对一年后抑郁作用的直接路径和后半路径。结论:气郁体质与抑郁之间的纵向中介调节模型成立,这提示气郁体质的女性可以通过减少冗思,优化应对生活应激事件的方式来改善抑郁。

关键词:气郁体质;抑郁;冗思;生活应激事件

中图分类号:B848

文献标识码:A

文章编号:1003-5184(2020)05-0472-07

1 引言

根据世界卫生组织预估,抑郁障碍将成为全球疾病负担最重的第二位,仅次于心脏病;但按伤残年数来算,抑郁为十大致残原因之首(Smith & Kerri, 2014)。同时,患抑郁症的女性比男性更为普遍(Phillips et al., 2009),主要表现在女性抑郁症的发病率、持续时间、复发率及共病率都比男性更高,并且这种现象具有跨文化性与跨区域性的(Salk, Hyde, & Abramson, 2017)。Kessler(2003)认为,女性比男性更易罹患抑郁症,和女性的生理脆弱性密切相关。根据调查研究结果显示,女性在气郁、气虚、阳虚等中医偏颇体质上明显多于男性(潘敏等, 2015)。体质是一种基于先天和后天因素形成的生理特征,它影响个体对特定疾病的易感性(Wang et al., 2015)。气郁、气虚、阳虚等中医偏颇体质都与抑郁显著相关,其中气郁体质极大地增加了个体罹患抑郁症的风险(陈琳琳等, 2016)。

由世界卫生组织编写的《国际疾病分类第11次修订本》对气郁体质定义为:一种以胸肋灼痛为主要特征,伴随着烦躁不安、易怒、苦闷、口干、舌红苔黄或脉快等症状的体质;这可能是由于长期肝气内滞,诱发内火,从而影响肝组织和功能所致(World

Health Organization, 2019)。中医学认为,气依赖于肝脏的调节,且在身体的激活和维持中起着重大作用(Chen & Chen, 1998)。如果肝脏活动异常,气就会受阻,堵塞,使情绪异常,如抑郁(黄跃东, 李珀, 2005)。与男性相比,女性气郁体质比例更高,也更容易抑郁,因为女性的肝脏更易失去平稳运行的能力(李杰, 吴承玉, 2009)。许多研究证实了气郁体质和抑郁之间的密切关系(杨焕新, 于艳红, 乔明琦, 2016; 姜敏等, 2018),即气郁体质可能是抑郁症的预测因子。然而,这些研究都是横断研究,难以揭示其因果关系,因此研究通过纵向设计,提出假设1,气郁体质可以显著预测女性一年后的抑郁水平。

Michl等(2013)的研究表明,冗思是许多疾病易感因素和抑郁之间的中介变量,这提示冗思可能可以中介气郁体质和抑郁之间的关系。冗思作为一种非适应性的反应风格,会使个体反复关注与自身相关的消极情绪和消极事件(Nolen-Hoeksema, Wisco, & Lyubomirsky, 2008),也是七情(喜、怒、忧、思、悲、恐、惊)的一部分(岳广欣等, 2007)。七情致病离不开五脏六腑,且直接伤及内脏,病由内发,使情志波动,增加患病风险(何宗池, 赖雪花, 梁光霞, 2008)。一项横断研究发现冗思在气郁体质和抑郁

* 基金项目:江西省高校人文社会科学重点研究基地项目(JD17079)。

通讯作者:刘明矾, E-mail:lmfxub@163.com。

之间起中介作用,即气郁体质通过冗思影响抑郁(Mingfan et al., 2017)。气郁体质者易多思,中医有云:“郁症多缘于志虑不伸,而气受病”,“思想无穷,所愿不得,皆能致病”(王琦, 2005)。还有学者认为,冗思通过增加消极思维方式,干扰问题的有效解决,使个体逐渐失去社会支持,从而延长和恶化抑郁症状(Nolen - Hoeksema et al., 2008)。因此,气郁体质的个体更易产生冗思,而冗思增加易使个体的抑郁症状加重,即冗思在气郁体质和抑郁之间可能起着“桥梁”的作用。但以往几乎没有研究从纵向设计的角度明确解释气郁体质是如何跨时间地影响女性抑郁的问题,对其内在机制的探讨也并不全面。因此研究提出假设2,冗思在气郁体质对一年后抑郁的影响中起纵向中介作用。

然而,并非所有气郁体质的人最终都会发展成为抑郁(苏丽雅等, 2014)。Monroe 和 Simon(1991)曾提出抑郁的素质 - 应激模型,认为具有疾病易感性的个体是否会患抑郁症不仅与遗传基因有关,还取决于个体所遭遇的生活应激事件。与没有经历生活应激事件的人相比,经历更多生活应激事件的人肝气郁结更严重,进而加重抑郁症状(Mingfan et al., 2017)。因而,生活应激事件可能调节了模型的直接路径。

最近,研究者还提出了抑郁易感的两因素模型,认为抑郁可能是由生活应激事件引起的负性注意偏向和以冗思为主要特征的认知加工方式共同导致的(Farb et al., 2015)。“思”是七情之一,是在体质基础上产生的,气郁体质的女性因其体质特点,更易忧思、多虑(岳广欣等, 2007),这表明冗思可能是气郁体质女性的一种稳定心理特质,并不会轻易受生活应激事件的影响,故而生活应激事件对气郁体质和冗思之间关系的调节作用很小或者不重要。而Mezo 和 Baker(2012)的研究表明,压力事件可以调节冗思和抑郁的关系,即个体感受到的压力程度越高,冗思和抑郁的关系越强。还有研究发现了神经学方面的证据,证明由压力事件引发的冗思会干扰与情绪调节相关的神经连接模式(如杏仁核和腹外侧前额叶),并且应激反应性冗思越多,个体的抑郁程度越高(Fowler et al., 2017)。这提示生活应激事件可能仅调节了模型的后半路径。因此,研究提出假设3,生活应激事件调节了气郁体质对一年后抑郁作用的直接路径和后半路径。

综上所述,研究采用纵向设计,以女大学生为研

究对象,通过跨时间(一年)的研究探讨气郁体质和女性抑郁之间的发生机制和因果规律。基于前人研究,研究建立了一个有调节的中介模型来说明气郁体质和抑郁之间的纵向关系,并提出三个假设:(1)气郁体质显著正向预测一年后的抑郁;(2)冗思在气郁体质对一年后抑郁的影响中起纵向中介作用;(2)生活应激事件调节了气郁体质对一年后抑郁作用的直接路径和后半路径。

2 材料和方法

2.1 研究对象

研究采用整群抽样,选取某地区2所高校的女大学生进行追踪研究。第一次施测时,参与研究的女大学生共527人,一年后对她们进行再次施测,最终得到有效追踪样本468人。对流失样本和追踪样本的分析表明两组被试在气郁体质、生活应激事件、冗思和抑郁等关键变量上无显著差异($p > 0.05$)。被试平均年龄为19.93($s = 1.36$)。

2.2 材料

2.2.1 流调中心用抑郁量表

流调中心用抑郁量表(The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES - D)由Radloff 和 Lenore(1997)编制而成,并在中国具有良好信效度(章婕,吴振云,方格, 2010)。量表由20个项目构成,采用李克特四点评分,主要用于测量个体一周内的抑郁症状。该量表注重个体情绪体验,涉及躯体症状较少。研究的克隆巴赫 α 系数为0.80。

2.2.2 气郁体质量表

该量表由王琦等(2006)编制,其中气郁体质量表是中医体质量表(Chinese Medicine Questionnaire, CCMQ)的一个子量表。气郁体质量表由7个项目构成,从“没有”到“总是”采用五级计分,并根据身体感觉和心理特征来评估个体体质差异(如“胸口肿胀”,“喉头梗塞”等),具有良好的信效度。研究的克隆巴赫 α 系数为0.90。

2.2.3 冗思反应量表

采用Nolen - Hoeksema 和 Morrow(1991)编制,杨娟等(2009)修订的冗思反应量表(Ruminative Response Scale, RRS),主要用来评估个体对消极事件的反应方式。量表包括22个项目,由三个维度构成,分别是抑郁性沉思、反省性深思和强迫性反思。采用李克特四点评分,从“没有”到“总是”,分数越高表示冗思症状越严重。该量表在中国群体中测得 α 系数为0.90,研究的克隆巴赫 α 系数为0.87。

2.2.4 青少年生活事件量表

采用刘贤臣等(1997)编制的青少年生活事件量表(The Adolescent Self-Rating Life Events Checklist, ASLEC)。该量表包括 27 个项目,涉及生活适应、人际关系、学习压力、健康状况等应激事件。采用五点计分,得分越高表示受负性生活应激事件影响越大。研究的克隆巴赫 α 系数为 0.90。

2.3 研究过程

研究经过学院伦理委员会审核并获得批准,问卷由专业的心理学人士统一发放收集。两次施测间隔时间为 12 个月。在问卷收集前,所有被试需签署知情同意书。每次问卷填写在课上进行,大约 30 分钟,填写完毕后所有被试取得相应报酬。

2.4 数据分析

所有数据输入电脑,在核对无误后进行统计分析。首先,使用 SPSS21.0 中的独立样本 t 检验比较追踪样本和流失样本是否有显著差异,再用皮尔逊相关系数检测主要变量之间的相关性。其次,研究通过 Amos21.0 建立交叉滞后模型,考察气郁体质和抑郁之间的因果关系。再次,为了检验冗思在气郁体质和抑郁之间的纵向中介作用,在以往研究的基础上,采用 Amos 21.0 建立纵向中介模型(Cole & Maxwell, 2003; Taris & Kompier, 2006)。对于生活应激事件的调节作用,研究采用 Hayes (2013) 编制 PROCESS 程序中的模型 15,通过 5000 次样本抽样

估计,采用 95% 置信区间的方法对理论假设模型进行检验。最后,为了进一步说明生活应激事件的调节作用,研究对模型的直接路径和后半路径分别进行简单斜率分析并绘制交互作用图。

3 结果

3.1 流失率分析

采用独立样本 t 检验比较有效追踪样本和流失样本的主要变量在时间点 1 的差异。结果如表 1 所示,两组被试在所有关键变量上均无显著差异($p > 0.05$)。

表 1 追踪样本和流失样本差异比较($\bar{x} \pm s$)

变量	追踪样本 ($n = 468$)	流失样本 ($n = 59$)	t	p
气郁体质	14.36 \pm 4.67	15.39 \pm 4.67	-1.60	0.11
生活应激事件	31.86 \pm 16.07	28.60 \pm 16.37	1.47	0.14
冗思	42.20 \pm 9.32	43.84 \pm 9.13	-1.28	0.20
抑郁	13.27 \pm 8.03	12.71 \pm 7.90	0.51	0.61

3.2 各变量的平均数、标准差及相关矩阵

女大学生的气郁体质、冗思、生活应激事件和抑郁的描述统计和相关分析见表 2(其中 T1 = 基线时间点; T2 = 一年后再测时间点)。使用皮尔逊相关系数对气郁体质、冗思、生活应激事件和抑郁在时间点 1 和时间点 2 进行相关分析,结果发现所有变量之间的相关均显著。

表 2 各变量之间的平均数、标准差和相关

	\bar{x}	s	1	2	3	4	5	6	7	8
1. T1 气郁体质	14.36	4.67	1							
2. T2 气郁体质	13.86	4.37	0.69**	1						
3. T1 冗思	42.20	9.32	0.61**	0.50**	1					
4. T2 冗思	40.00	8.65	0.45**	0.63**	0.58**	1				
5. T1 生活应激事件	31.86	16.07	0.42**	0.33**	0.49**	0.39**	1			
4. T2 生活应激事件	29.90	15.71	0.35**	0.47**	0.37**	0.44**	0.57**	1		
5. T1 抑郁	13.27	8.03	0.60**	0.45**	0.52**	0.39**	0.42**	0.39**	1	
6. T2 抑郁	14.07	8.01	0.44**	0.55**	0.41**	0.50**	0.38**	0.50**	0.61**	1

注: ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

3.3 气郁体质和抑郁的交叉滞后模型

为了进一步了解气郁体质和抑郁的因果关系,研究采用 Amos 21.0 对二者进行极大似然估计,结果如图 1 所示。其中,在控制 T1 抑郁后, T1 气郁体质能显著预测 T2 抑郁($\beta = 0.12, p < 0.01$),而在控制 T1 气郁体质后, T1 抑郁不能显著预测 T2 气郁体质($\beta = 0.05, p > 0.05$)。这证明 T1 气郁体质能够显著正向预测 T2 抑郁,假设 1 得到支持。

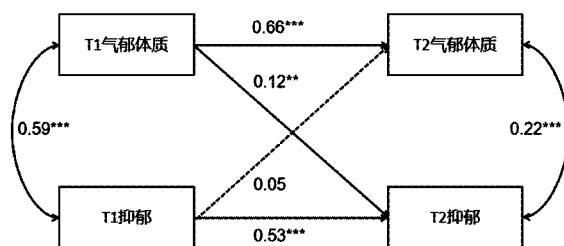


图 1 气郁体质和抑郁的交叉滞后模型

3.4 气郁体质对抑郁的影响：冗思的纵向中介作用

为了进一步了解气郁体质和抑郁的因果关系，研究采用 Amos21.0 对冗思的纵向中介作用进行检验，结果如图 2 所示。T1 气郁体质和 T1 冗思显著预测 T2 冗思 ($\beta = 0.22, p < 0.05; \beta = 0.47, p < 0.001$)，T1 冗思和 T1 抑郁显著预测 T2 抑郁 ($\beta = 0.13, p < 0.001; \beta = 0.51, p < 0.001$)；这表明高水平的气郁体质导致高水平的冗思，而高水平的冗思导致高水平的抑郁。由前人研究可知 (Cole & Maxwell, 2003; Taris & Kompier, 2006)，在控制 T1 冗思时，T1 气郁体质可以显著预测 T2 冗思 ($\beta = 0.22, p < 0.05$)；并且在控制 T1 抑郁时，T1 冗思可以显著

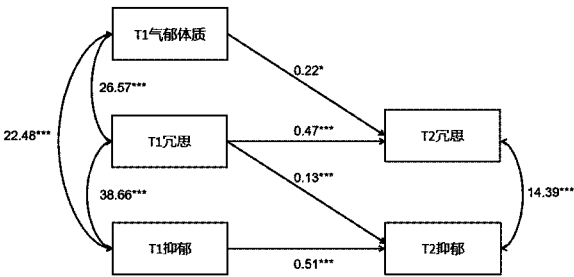


图 2 气郁体质、冗思、抑郁之间的纵向关系：冗思的纵向中介作用

预测 T2 抑郁 ($\beta = 0.13, p < 0.001$)，可认为冗思在气郁体质和抑郁之间起纵向中介作用，假设 1 得到支持。由温忠麟 (2004) 提出的模型拟合指数标准可知，该模型拟合良好 ($X^2/df = 2.58, NFI = 0.995, CFI = 0.997, TLI = 0.983, RMSEA = 0.058$)。

3.5 气郁体质对抑郁的影响：生活应激事件的调节效应

研究采用 SPSS 21.0 中的 Process 程序对生活应激事件的调节效应进行检验。在进行假设 2 的验证之前，研究探讨了 T1 气郁体质对 T2 冗思的影响是否受到 T2 生活应激事件的调节，结果表明，模型的前半路径没有受到 T2 生活应激事件的调节 ($CI = [-0.13, 0.01]$)。

此后，研究探索了 T1 气郁体质对 T2 抑郁的影响是否受到 T2 生活应激事件的调节，结果如表 3 所示。其中，T1 气郁体质 \times T2 生活应激事件 ($\beta = 0.12, t = 3.50, p < 0.001$)，以及 T2 冗思 \times T2 生活应激事件 ($\beta = 0.10, t = 2.47, p < 0.05$) 对 T2 抑郁的预测作用显著，说明 T2 生活应激事件能够显著调节 T1 气郁体质对 T2 抑郁作用的直接路径和后半路径。假设 2 得到支持。

表 3 有调节的中介模型检验

变量	T2 冗思			T2 抑郁		
	β	SE	t	β	SE	t
T1 气郁体质	0.45	0.04	10.79***	0.18	0.04	4.24***
T2 生活应激事件				0.29	0.04	7.13***
T2 冗思				0.27	0.04	6.34***
T2 冗思 \times T2 生活应激事件				0.10	0.04	2.47*
T1 气郁体质 \times T2 生活应激事件				0.12	0.03	3.50***

注：采用 PROCESS 程序中的普通最小二乘法进行分析，其中 * $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

最后，为了进一步探讨调节的性质，研究对调节变量的直接路径和后半路径分别进行分析。对调节变量直接路径的分析发现 (表 4)，T1 气郁体质对 T2 抑郁的影响在低生活应激水平时不显著 ($CI = [-0.06, 0.18]$)，在高生活应激水平时显著 ($CI = [0.21, 0.39]$)，这说明 T1 气郁体质对 T2 抑郁的影响随着 T2 生活应激事件的增强而增强。对直接路径的简单斜率分析如图 3 所示，当 T2 生活应激事件水平较高 ($\bar{x} + 1s$) 与 T2 生活应激事件水平较低 ($\bar{x} - 1s$) 相比，T1 气郁体质与 T2 抑郁的关系变的更强。

表 4 调节效应的直接路径检验

	Effect	SE	LLCI	ULCI
低水平生活应激事件 ($\bar{x} - 1s$)	0.06	0.06	-0.06	0.18
中水平生活应激事件 (\bar{x})	0.18	0.04	0.10	0.26
高水平生活应激事件 ($\bar{x} + 1s$)	0.30	0.05	0.21	0.39

对调节变量后半路径的分析发现 (表 5)，不管生活应激事件水平是高 ($CI = [0.09, 0.24]$) 还是低 ($CI = [0.03, 0.14]$)，T1 气郁体质对 T2 抑郁调节的间接效应均显著，这说明 T1 气郁体质对 T2 抑郁的作用依赖于 T2 生活应激事件的调节。对后半路径的简单斜率分析如图 4 所示，当 T2 生活应激事件

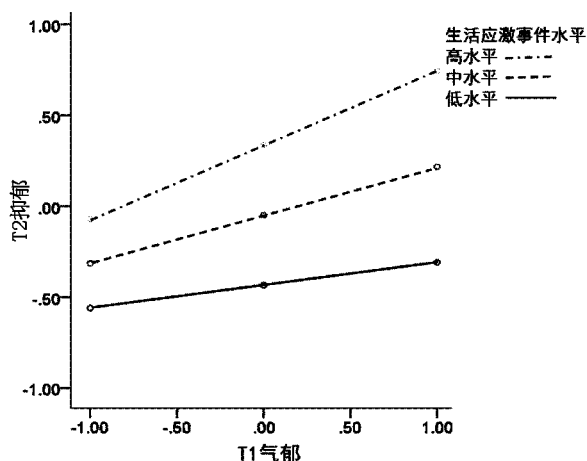


图3 T2生活应激事件对T1气郁体质和T2抑郁的调节水平较高($\bar{x} + 1s$)与T2生活应激事件水平较低($\bar{x} - 1s$)相比,T2冗思与T2抑郁的关系变的更强。

表5 调节效应的后半路径检验

	Effect	SE	LLCI	ULCI
低水平应激事件 ($\bar{x} - 1s$)	0.08	0.03	0.03	0.14
中水平应激事件 (\bar{x})	0.12	0.02	0.08	0.17
高水平应激事件 ($\bar{x} + 1s$)	0.16	0.04	0.09	0.24

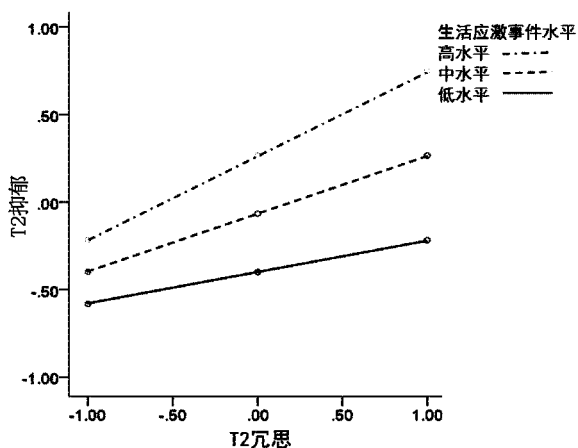


图4 T2生活应激事件对T2冗思和T2抑郁的调节

4 讨论

以往许多研究都试图从不同角度解释抑郁的成因,如基因、人格特点、生活事件等(Klein et al., 2017; Koutra et al., 2017),但少有研究者将重点放在中医体质上,而中医偏颇体质又与抑郁有着密切关系(杨焕新等,2016)。研究从气郁体质的独特角度出发,采用两个时间点的纵向设计,构建一个有调节的中介模型,试图阐明气郁体质是如何跨时间地影响抑郁的内在机制,弥补了横断设计的不足,回答

了二者之间的因果关系,拓展了抑郁的研究视角。

研究通过交叉滞后模型的检验发现,气郁体质能够显著预测抑郁水平,但抑郁不能预测气郁体质,即气郁体质是“因”,抑郁是“果”。研究结果证明,气郁体质的人患抑郁的风险增加,这与中医观点相符(Wang et al., 2015)。中医认为,偏颇体质与阴、阳、气、血的失衡相关,其中“气”是生命活动的基础,气郁会使心事难平,导致情绪障碍,如抑郁(Chen & Chen, 1998)。

冗思是抑郁的重要易感因素,这一关系已得到一系列横向研究的支持(Iqbal & Dar, 2015; Wagner, Alloy, & Abramson, 2015)。研究通过建立纵向中介模型,进一步证实气郁体质、冗思和抑郁的密切关系,结果发现冗思在气郁体质和抑郁之间起纵向中介作用,气郁体质可以通过冗思这一中介变量预测抑郁。这一研究结果可能和气郁者多冗思,而冗思使个体在面对问题时倾向于反复思考消极信息而非采用解决问题的方式,从而干扰问题解决,加重抑郁症状有关系。

研究结果还发现,生活应激事件调节了气郁体质对一年后抑郁作用的直接路径,即气郁体质对抑郁的作用在低生活应激水平时不显著,在高生活应激水平时显著。这一纵向研究结果支持了抑郁的素质-应激模型理论(Monroe & Simon, 1991),即压力事件激活了抑郁的易感素质,将个体对抑郁的易感性转化为抑郁障碍。并且,中医认为,“肝”可以调节气的运行和情绪平衡,而肝气易受压力事件影响(姚玉璞等,2013),气郁者因肝腑功能适应力差而对压力更加敏感,从而更易抑郁(Mingfan et al., 2017)。此外,生活应激事件还调节了气郁体质对一年后抑郁作用的后半路径,与低生活应激事件水平的女性相比,气郁体质的女性在高应激水平时容易产生更多的冗思,从而加重抑郁症状。换言之,生活应激事件可能会加强与冗思有关的不利因素,从而导致气郁体质的女性患上抑郁症。这结果支持了抑郁易感的两因素模型,即抑郁可能是由生活应激事件引起的负性注意偏向和以冗思为主要特征的认知加工方式共同导致(Farb et al., 2015)。然而,生活应激事件对气郁体质和冗思的前半路径没有调节作用,这可能是因为冗思是气郁体质个体相对稳定的特征,较少受生活应激事件的影响。

虽然研究从纵向设计的独特角度出发,阐述了气郁体质对女性抑郁的内在作用机制,但依然存在

一些不足。首先,研究样本主要是中国的女大学生,且样本量相对较少,未来可以进一步扩大不同地域不同人群的样本量。其次,研究仅收集了跨时一年两个时间点的数据,追踪时间较短,未来应考虑在延长追踪时间的基础上进行多次测量,建立更全面的模型。

综上所述,研究从跨学科的角度,结合中医理论和心理学,首次采用纵向设计,探讨气郁体质和抑郁之间的因果关系,证明了气郁体质通过什么预测抑郁,且在什么情况下更好地作用于抑郁。目前关于抑郁的原因及治疗方式较为庞杂,很少有人从中医心理的角度思考如何治疗抑郁。因此,研究为抑郁症的治疗提供了新的视角,例如,改善气郁体质,减少冗思,优化应对生活应激事件的方式,将有助于预防抑郁症。

参考文献

- 陈琳琳,朱燕波,王琦,等. (2016). 大学生人格特征及中医体质与抑郁的相关性研究. *中国全科医学*, 19(33), 4124 - 4129.
- 黄跃东,李珀. (2005). 试论七情发生和脑主神明与抑郁症病机证治的关系. *北京中医药大学学报(中医临床版)*, 12(3), 39 - 41.
- 何宗池,赖雪花,梁霞霞. (2008). 七情致病病因分析及心理学机制探讨. *中国中医药信息杂志*, 15(12), 10 - 11.
- 姜敏,丁金芳,宋清坤,吴欣. (2018). 北京高铁乘务人员中医体质调查及与抑郁焦虑状态的相关性研究. *北京中医药大学学报*, 41(3), 248 - 252.
- 李杰,吴承玉. (2009). 气郁质与妇科临床辨治举隅. *时珍国医国药*, 20(8), 2094 - 2095.
- 刘贤臣,刘连启,杨杰,等. (1997). 青少年生活事件量表的信度效度检验. *中国临床心理学杂志*, 5(1), 34 - 36.
- 潘敏,费晓军,李婷,等. (2015). 在校大学生中医基本体质调查分析. *中华中医药杂志*, 30(8), 2971 - 2974.
- 苏丽雅,戴红芳,张文玉,等. (2014). 气郁体质与自主神经功能、焦虑/抑郁情绪的相关性研究. *中华中医药学刊*, 32(3), 553 - 555.
- 王琦. (2005). 9种基本中医体质类型的分类及其诊断表述依据. *北京中医药大学学报*, 28(4), 1 - 8.
- 王琦,朱燕波,薛禾生,李稍. (2006). 中医体质量表的初步编制. *中国临床康复*, 10(3), 12 - 14.
- 温忠麟,侯杰泰,马什赫伯特. (2004). 结构方程模型检验:拟合指数与卡方准则. *心理学报*, 36(2), 186 - 194.
- 岳广欣,黄启福,陈家旭,贾春华. (2007). 七情发生与五脏功能调节. *中华中医药杂志*, 22(9), 585 - 588.
- 杨焕新,于艳红,乔明琦. (2016). 抑郁症与中医九种体质的关系探讨. *中华中医药杂志*, 31(6), 2048 - 2050.
- 杨娟,凌宇,肖晶,姚树桥. (2009). 沉思反应量表中文版在高中生中初步运用结果分析. *中国临床心理学杂志*, 17(1), 27 - 28.
- 姚玉璞,张立平,郭蓉娟,等. (2013). 从抑郁症的主要证型探讨“见肝之病,知肝传脾”. *中华中医药杂志*, 28(4), 221 - 223.
- 章婕,吴振云,方格,等. (2010). 流调中心抑郁量表全国城市常模的建立. *中国心理卫生杂志*, 24(2), 139 - 143.
- Chen, T. S., & Chen, P. S. (1998). The liver in traditional chinese medicine. *Journal of Gastroenterology and Hepatology*, 13(4), 437 - 442.
- Cole, D. A., & Maxwell, S. E. (2003). Testing mediational models with longitudinal data: Questions and tips in the use of structural equation modeling. *Journal of Abnormal Psychology*, 112(4), 558 - 577.
- Farb, N. A. S., Irving, J. A., Anderson, A. K., & Segal, Z. V. (2015). A two - factor model of relapse/recurrence vulnerability in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 124(1), 38 - 53.
- Fowler, C. H., Miernicki, M. E., Rudolph, K. D., & Telzner, E. H. (2017). Disrupted amygdala - prefrontal connectivity during emotion regulation links stress - reactive rumination and adolescent depressive symptoms. *Developmental Cognitive Neuroscience*, 27(2017), 99 - 106.
- Hayes, A. F. (2013). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression - based approach. *Journal of Educational Measurement*, 51(3), 335 - 337.
- Iqbal, N., & Dar, K. A. (2015). Negative affectivity, depression, and anxiety: Does rumination mediate the links? *Journal of Affective Disorders*, 181, 18 - 23.
- Kessler, R. C. (2003). Epidemiology of women and depression. *Journal of Affective Disorders*, 74(1), 5 - 13.
- Klein, N. S., Van Rijsbergen, G. D., Ten Doesschate, M. C., Hollon, S. D., Burger, H., & Bockting, C. L. H. (2017). Beliefs about the causes of depression and recovery and their impact on adherence, dosage, and successful tapering of antidepressants. *Depression and Anxiety*, 34(3), 227 - 235.
- Koutra, K., Roumeliotaki, T., Kyriklaki, A., et al. (2017). Maternal depression and personality traits in association with child neuropsychological and behavioral development in pre-school years: Mother - child cohort (rhea study) in crete, greece. *Journal of Affective Disorders*, 217, 89 - 98.
- Mezo, P. G., & Baker, R. M. (2012). The moderating effects of stress and rumination on depressive symptoms in women and men. *Stress & Health*, 28(4), 333 - 339.
- Michl, L. C., McLaughlin, K. A., Shepherd, K., & Nolen - Hoeksema, S. (2013). Rumination as a mechanism linking

- stressful life events to symptoms of depression and anxiety: Longitudinal evidence in early adolescents and adults. *Journal of Abnormal Psychology*, 122(2), 339 – 352.
- Mingfan, L., Ying, J., Xiumei, W., Qiaosheng, L., & Hou, W. (2017). The role of rumination and stressful life events in the relationship between the qi stagnation constitution and depression in women: A moderated mediation model. *Evidence – Based Complementary and Alternative Medicine*, (6), 1 – 8.
- Monroe, S. M., & Simons, A. D. (1991). Diathesis – stress theories in the context of life stress research: Implications for the depressive disorders. *Psychological Bulletin*, 110(3), 406 – 425.
- Nolen – Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 loma prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(1), 115 – 121.
- Nolen – Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, 3(5), 400 – 424.
- Phillips, M. R., Zhang, J., Shi, Q., Song, Z., & Wang, Z. (2009). Prevalence, treatment, and associated disability of mental disorders in four provinces in china during 2001 – 05: An epidemiological survey. *The Lancet*, 373(9680), 2041 – 2053.
- Radloff, M., & Lenore, S. (1997). The CES – D scale: A self – report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385 – 401.
- Salk, R. H., Hyde, J. S., & Abramson, L. Y. (2017). Gender differences in depression in representative national samples: Meta – analyses of diagnoses and symptoms. *Psychological Bulletin*, 143(8), 783 – 822.
- Smith, M., & Kerri, M. (2014). Mental health: A world of depression. *Nature*, 515(7526), 180 – 181.
- Taris, T. W., & Kompier, M. A. (2006). Games researchers play—extreme – groups analysis and mediation analysis in longitudinal occupational health research. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 32(6), 463 – 472.
- Wagner, C. A., Alloy, L. B., & Abramson, L. Y. (2015). Trait rumination, depression, and executive functions in early adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 44(1), 18 – 36.
- Wang, J., Wang, T., Li, Y. S., Zheng, Y. F., Li, L. R., & Wang, Q. (2015). Research on constitution of chinese medicine and implementation of translational medicine. *Chinese Journal of Integrative Medicine*, 21(5), 389 – 393.
- World Health Organization. (2019). *International statistical classification of diseases and related health Problems*, 11th revision, beta draft. Retrieved July 27, 2019, from <https://icd.who.int/dev11/f/en>.

Qi Stagnation Constitution and Depression among Women: A Longitudinal Moderated Mediation Model

Liu Mingfan¹, Xu Yating², Peng Dandan², Wu Hou³

(1. Center of Mental Health Education and Research, Jiangxi Normal University, Nanchang 330022;

2. Department of Psychology, Jiangxi Normal University, Nanchang 330022;

3. Nanchang Institute of Technology, Nanchang 330000)

Abstract: Objective: In order to clarify the mechanism of qi stagnation constitution on female depression, a moderated mediation model was constructed. This model used a longitudinal study to learn the causal relationship between qi stagnation constitution and depression, as well as the mediating effect of rumination and the moderating effect of stressful life events. Methods: One year follow – up data from 468 female college students were utilized by questionnaire, and their qi stagnation constitution, depression, rumination and stressful life events were investigated at baseline and follow – up. Results: The results of the cross – lagged model showed that qi stagnation constitution can significantly predict the depression of women after one year. Rumination plays a longitudinal mediating role in the effect of qi stagnation constitution on depression after one year. Stressful life events moderated the direct path and the second half path of qi stagnation constitution's effect on depression one year later. Conclusion: A longitudinal moderated mediation model between qi stagnation and depression is established, suggesting that women with qi stagnation constitution can treat depression by reducing rumination and optimizing the way they respond to stressful life events.

Key words: qi stagnation constitution; depression; rumination; stressful life events