

# Meta Analysis of the Relationship between Mindfulness and Subjective Well-Being in Chinese Context

Shan Wang<sup>1</sup>, Xuhong Song<sup>2\*</sup>, Xiaoping Che<sup>1</sup>, Lei Cai<sup>1</sup>, Jiamin Huang<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Shanxi Medical University, Taiyuan Shanxi

<sup>2</sup>The Second Hospital of Shanxi Medical University, Taiyuan Shanxi

Email: \*Sxtysxh3344@163.com

Received: Feb. 28<sup>th</sup>, 2019; accepted: Mar. 14<sup>th</sup>, 2019; published: Mar. 22<sup>nd</sup>, 2019

---

## Abstract

Meta-analysis was used to explore the relationship between mindfulness and subjective well-being in Chinese context and the regulatory factors affecting their relationship. Through literature retrieval, a total of 25 articles, 36 independent effects and 11,313 subjects were obtained. Heterogeneity test showed that random effect model was suitable, publishing deviation test showed that there was no publication deviation in meta-analysis; the main effect test showed that there was moderate positive correlation between mindfulness and subjective well-being ( $r = 0.189$ ,  $p < 0.001$ ). The adjustment effect test showed that the relationship between the two was regulated by the age of publication, the amount of male subjects, the way of subjective well-being measurement and the type of population of the subjects.

## Keywords

Mindfulness, Subjective Well-Being, Meta Analysis, Regulating Effect

---

# 中国背景下正念与主观幸福感关系的Meta分析

王 珊<sup>1</sup>, 宋旭红<sup>2\*</sup>, 车晓萍<sup>1</sup>, 蔡 磊<sup>1</sup>, 黄佳敏<sup>1</sup>

<sup>1</sup>山西医科大学, 山西 太原

<sup>2</sup>山西医科大学第二医院, 山西 太原

Email: \*Sxtysxh3344@163.com

收稿日期: 2019年2月28日; 录用日期: 2019年3月14日; 发布日期: 2019年3月22日

\*通讯作者。

文章引用: 王珊, 宋旭红, 车晓萍, 蔡磊, 黄佳敏(2019). 中国背景下正念与主观幸福感关系的 Meta 分析. 心理学进展, 9(3), 544-551. DOI: 10.12677/ap.2019.93068

## 摘要

采用元分析的方法探讨中国背景下正念与主观幸福感的关系及影响二者关系的调节因素。通过文献检索,共获得25篇文献,36个独立效应量和11,313名被试。异质性检验表明,选择随机效应模型比较合适;出版偏差检验表明元分析不存在发表偏差;主效应检验发现,正念与主观幸福感呈中等程度的正相关( $r = 0.189, p < 0.001$ );调节效应检验表明,二者关系受出版年代、男性被试量、主观幸福感测量方式和被试群体类型的调节。

## 关键词

正念, 主观幸福感, Meta分析, 调节效应

Copyright © 2019 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

正念(Mindfulness)是有意地对当下经验不加评判的觉知(Kabat-Zinn, 2011)。近年来,由西方到东方,正念引起了国内外越来越多心理学家的关注。近十年,正念疗法作为认知行为疗法的前沿技术被引进国内,在临床领域引起了研究的热潮,以正念为基础的干预训练被称为认知行为疗法的“第三热潮”。

主观幸福感(subjective well-being, SWB)是反映个体生活质量的重要指标,指个体根据自己设定的标准,对自身某个阶段的生活质量做出的整体性评价,由认知成分和情感成分两部分组成,认知成分是指生活满意度(life satisfaction),情感成分则包括积极情感(positive affect)和消极情感(negative affect) (Diener, 1994)。生活满意度主要是指个体对自己的生活质量做出的整体性认知和判断,积极情感和消极情感则反映的是个体对自己生活上的情感体验(Diener & Ryan, 2009)。

研究显示,正念训练可以提高个体的正念水平,从而促进个体心理症状的减少和幸福感的提高(Zeidan et al., 2010)。国内学者对正念与主观幸福感之间的关系进行了大量的实证研究,但是并未取得一致结果。研究显示,正念与主观幸福感之间的相关大小不一,相关系数从-0.418到0.658之间均有报道,且部分研究存在样本量和抽样范围过小等问题。因此,正念与主观幸福感的关系究竟如何还不明确。此外,两者之间的关系具体受哪些因素的影响也没有明确的结论。基于此,研究拟通过元分析的方法,来检验以下问题:第一,正念与主观幸福感存在怎样的关系;第二,正念与主观幸福感的关系具体受哪些因素的影响。

## 2. 研究方法

### 2.1. 文献选取与标准

通过对中国知网期刊全文数据库、中国硕博论文全文数据库进行检索,再从维普期刊网、万方数据库、百链云进行查漏补缺,对国内2018-12-1之前有关正念与主观幸福感的相关研究进行检索整理。正念主要检索词为:正念;主观幸福感主要检索词为:幸福感、主观幸福感生活满意度(感)、积极情感和消极情感等。

纳入标准：1) 文章内容主要探讨的是正念与主观幸福感的关系；2) 文中明确报告了有效相关系数  $r$  或者能转换成  $r$  的  $F$  值、 $t$  值等；3) 文中样本量必须明确。通过上述检索规则，共检索到文献 252 篇，首先通过文献题名剔除重复文献 116 篇，其次通过摘要剔除非实证研究等 76 篇，接着通过全文阅读剔除没有同时测量了 2 个变量的文献及未报告 2 个变量相关系数的文献 34 篇，最后剔除重复使用同一数据的文献 1 篇。纳入元分析的文献数量为 25 篇，独立样效应量 36 个，单篇最小样本量 33 人，最大样本量 667 人，总样本量 11,313 人。文献筛选过程详见图 1。

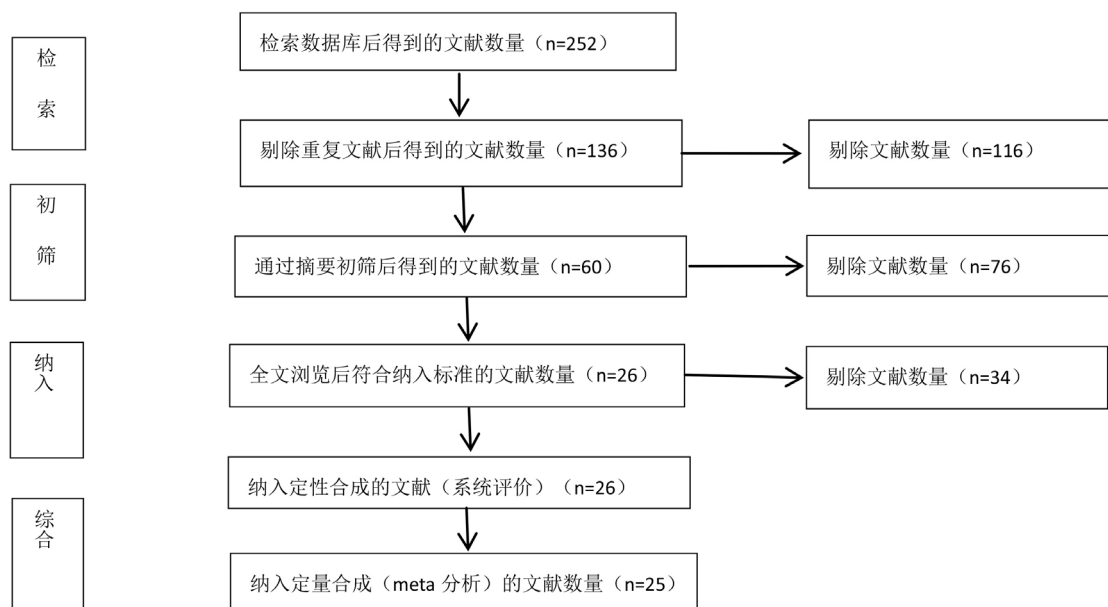


Figure 1. Meta-analysis document screening PRISMA process

图 1. 元分析文献筛选 PRISMA 流程

## 2.2. 文献特征编码

对纳入的文献进行如下编码：1) 作者名 + 发表年限；2) 总样本量；3) 被试群体类型；4) 被试年龄；5) 正念和主观幸福感的测量方式；6) 相关系数；7) 男、女被试量；8) 出版类型。

有关效应值获取依从如下原则：1) 以独立样本为单位进行编码，即每个独立样本只产生一个效应值；2) 若一个研究中同时报告了多个独立样本，也分别进行多次编码；3) 相关系数均为两者总分之间的相关，若未报告总分，则取各因子相关系数的平均值。

文献编码的有效性主要通过前后两次编码者的一致性来进行考察。本研究中相隔 2 周后再次对文献进行编码，两次结果基本一致，说明文献编码是比较有效而准确的。此外，请第三者对编码不一致的文献进行了认真探讨，最终达成了编码标准。

## 2.3. 数据处理

采用 CMA 3.0 (Comprehensive Meta Analysis 3.0) 试用版进行元分析。

### 2.3.1. 效应量计算

为排除样本量不同的影响，研究采用 Pearson 积差相关系数  $r$  的元分析方法来计算效应值 (Hofmann, 2005; Pettigrew & Tropp, 2006; 陈灿锐, 高艳红, & 申荷永, 2012) 通过 Fisher Z 转化  $r$  值，根据样本容量计算权重和 95% 的置信区间。

### 2.3.2. 同质性检验及计算模型选定

在元分析中, 固定效应模型(fixed effect model)和随机效应模型(random effect model)是估计平均效应值比较重要的两种计算模型(Hedges & Vevea, 1998)。当效应值显著时应采用随机效应模型, 反之则选用固定效应模型。采用 Cochran 提出的 Q 值来检验效应量异质性, Q 值若显著则表明效应量异质。但是 Q 值检验法的统计力较低且显著性检验容易受样本量的影响, 因此 Cheung (Cheung, 2015) (建议还应结合  $I^2$  来判断。 $I^2$  为效应量的真实差异占总变异的比率, 当  $I^2$  值超过 25%, 50%, 75% 时, 分别提示研究间具有低度、中度和高度异质性(郑明华, 2013)。

### 2.3.3. 调节效应检验

同质性检验若表明不同研究之间异质, 则应进行随机效应模型下的调节效应分析。当调节变量为连续变量时, 采用元回归分析, 为分类变量时, 进行总体和分步同质性检验。

### 2.3.4. 出版偏差检验

出版偏差是指在收集文献的过程中, 研究者可能只收集了已出版的文献, 而遗漏了未出版的文献, 这样会导致元分析的效应值高于真实值(Kuppens et al., 2013)。检验出版偏差的方法一般有漏斗图、失安全系数(Fail-safe Number, Nfs)、等级相关测验(Rank Correlation Test)、回归截距法(Regression Intercept)及剪补法(Trim and fill)。

## 3. 结果

### 3.1. 同质性检验及模型选定

由于研究要探讨测量工具等因素的调节作用, 理论而言, 采用随机效应模型更适合。为了进一步从实证角度检验每一个研究结果是否可以代表总体效应量的样本估计, 进行异质性检验。结果显示, Q 值为 1082.00 ( $p < 0.001$ ), I-squared 值为 96.77, 说明由效应值的真实差异造成的变异量占总变异的 96.77%。Tau-squared 值为 0.097, 说明研究间的变异有 9.7% 可用于计算权重。综上, 研究选用随机效应模型合并效应量。

### 3.2. 出版偏差检验

从漏斗图(图 2)可以看出, 元分析所选取的文献多数集中在漏斗图上方, 且文献均匀的分布在两侧, 基本呈对称趋势, 表明文献存在出版偏差的可能性较小。因漏斗图可能具有主观评判性, 进一步采用其他方法来评估出版偏差。Egger's 检验表明, Egger's Intercept 为 0.90 ( $CI = -5.40 \sim 7.20, p > 0.05$ ); 失安全系数 Nfs = 3341, 大于  $5K + 10 = 5 \times 25 + 10$ ; Tau 值为 -0.13 且  $p$  不显著; 剪补法的观测值为 0.19, 调整值为 0.11, 变化值为 0.08, 这与漏斗图观察的结果是一致的。综上, 基于所纳入样本的元分析结果准确可靠。

### 3.3. 主效应分析

从整体上检验正念和主观幸福感的关系, 由表 1 可知, 正念和主观幸福感相关系数显著( $r\text{-bar} = 0.189, p < 0.001$ )。依据以往的研究,  $|r\text{-bar}| \leq 0.1$  时为低相关,  $0.1 < |r\text{-bar}| < 0.4$  时为中等相关,  $|r\text{-bar}| \geq 0.4$  时为高相关(Lipsey, 2000), 因此正念与主观幸福感之间为中等程度正相关, 95% 的置信区间为  $[0.085, 0.294]$ , 不包括 0。

### 3.4. 调节效应分析

同质性检验表明研究间异质, 应进行随机效应模型下的调节效应分析。研究主要将出版年代、男性

及女性被试量等研究特征对正念与主观幸福感关系的调节效应进行考察。

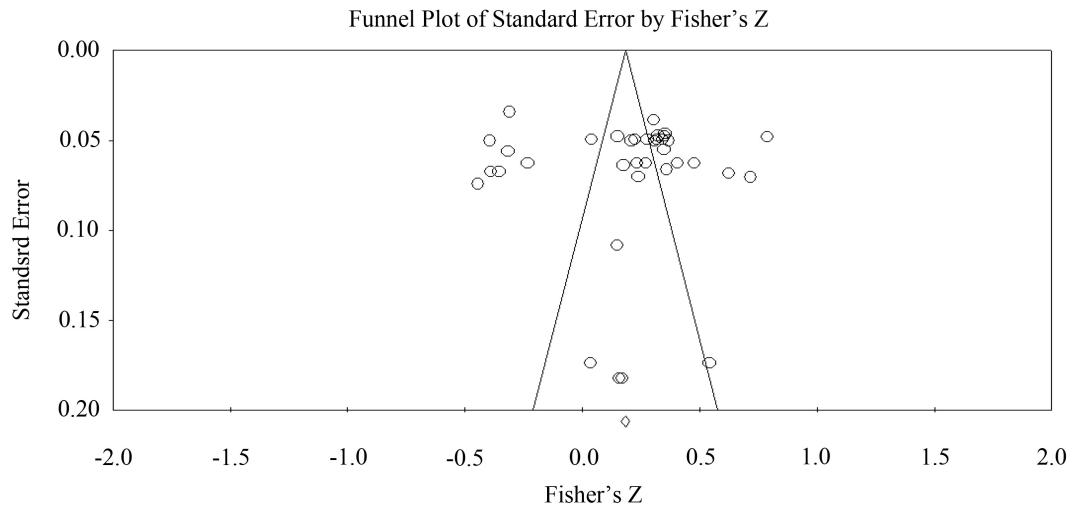


Figure 2. Funnel plot  
图 2. 漏斗图

Table 1. Analysis of random effect model of mindfulness and subjective well-being  
表 1. 正念与主观幸福感随机效应模型分析

模型	研究数	样本量	效应值及 95%的置信区间			双尾检验	
			点估计	下限	上限	Z 值	p 值
随机效应模型	36	11,313	0.189	0.085	0.294	3.544	<0.001

### 3.4.1. 出版年代、男性及女性被试量的调节效应

出版年代、男性和女性被试量均为连续变量，因此采用元分析回归检验其调节作用。分别以文献出版年代、男性及女性被试量为自变量，正念与主观幸福感之间的相关变量关系为因变量进行回归分析。由表 2 结果可知出版年代可以负向预测正念与主观幸福感的关系；女性被试量不能显著预测正念与主观幸福感之间的关系；男性被试量可以负向预测正念与主观幸福感的关系。

Table 2. Regression analysis of the relationship between mindfulness and subjective well-being between male and female subjects in published years

表 2. 出版年代、男女被试量对正念与主观幸福感关系的回归分析

因变量	同质性分析			成分	效应值及 95%的置信区间			双尾检验	
	Q	df	p		点估计	下限	上限	Z 值	p 值
出版年代	13.767	1	<0.001	斜率	-0.025	-0.038	-0.012	-3.710	<0.001
				截距	50.653	23.993	77.313	3.724	<0.001
女性被试量	0.202	1	>0.05	斜率	-0.0001	-0.0001	0.0002	0.449	>0.05
				截距	0.174	0.131	0.2175	7.889	<0.001
男性被试量	126.382	1	<0.001	斜率	-0.0009	-0.0011	-0.0008	-11.242	<0.001
				截距	0.335	0.303	0.368	20.321	<0.001

### 3.4.2. 出版类型、测量方式、被试类型的调节效应

对出版类型、正念和主观幸福感的测量方式，被试类型进行调节效应分析，结果见表 3。

**Table 3.** Type of publication, method of measurement, adjustment effect of subject type  
**表 3.** 出版类型、测量方式、被试类型的调节效应

调节变量	类别	<i>k</i>	平均效应值	95% <i>CI</i>	$Q_W$	$Q_B$	<i>p</i>
出版类型	核心	11	0.233	0.073~0.393	298.305***	1.312	0.519
	普刊	9	0.053	-0.243~0.349	518.731***		
	学位	16	0.238	0.103~0.373	241.611***		
正念测量方式	FFMQ	20	0.198	0.055~0.340	498.732***	0.027	0.869
	MASS	16	0.180	0.024~0.335	550.488***		
	IWB	6	0.416	0.261~0.572	71.893***		
	MHQ	3	0.061	0.004~0.118	127.839***		
	PANAS	7	0.094	-0.128~0.316	82.457***		
主观幸福感测量方式	SWB	3	0.418	0.157~0.680	30.652***	19.082	0.004**
	SWLS	5	0.297	0.157~0.437	34.100***		
	WBIS	5	0.347	0.257~0.437	9.908*		
	其他	7	-0.151	-0.421~0.119	226.441***		
	大学生	25	0.165	0.045~0.285	667.084***		
被试类型	护士	5	0.487	0.297~0.677	69.812***	10.084	0.006**
	其他	6	0.031	-0.247~0.309	145.773***		

注：*k* 表示独立样本的数量，*CI* 为置信区间； $Q_W$  为组内同质性系数； $Q_B$  为组间同质性系数；*p* 为组间同质性系数显著性水平；\* $p < 0.05$ ，\*\* $p < 0.01$ ，\*\*\* $p < 0.001$ 。

将纳入元分析论文的出版类型分为三类：核心( $k = 11$ )，普刊( $k = 9$ )，学位( $k = 16$ )，结果显示，三类出版类型间相关系数差异不显著( $Q_B = 1.312, p > 0.05$ )，说明出版类型没有影响两者之间的关系。进一步对三种出版类型下的正念和主观幸福感的相关系数进行同质性检验，发现三类出版类型下的正念和主观幸福感的相关系数存在着显著的异质性(核心组  $Q_W = 298.305, p < 0.001$ ，普刊组  $Q_W = 518.731, p < 0.001$ ，学位论文组  $Q_W = 241.611, p < 0.001$ )。这意味着二者关系还存在系统变异，受其他调节变量的影响。

将纳入文献的正念测量方式分为两类：FFMQ ( $k = 20$ )，MASS ( $k = 16$ )，结果显示两类测量方式间相关系数差异不显著( $Q_B = 0.027, p > 0.05$ )，说明正念测量方式没有影响两者之间的关系。进一步对两种测量方式下的正念和主观幸福感的相关系数进行同质性检验，发现两种测量方式下的正念和主观幸福感的相关系数存在异质性显著(FFMQ 组  $Q_W = 498.732, p < 0.001$ ，MASS 组  $Q_W = 550.488, p < 0.001$ )，这意味着二者关系还存在系统变异，受其他调节变量的影响。

将纳入文献的主观幸福感测量方式分为七类：IWB ( $k = 6$ )，MHQ ( $k = 3$ )，PANAS ( $k = 7$ )，SWB ( $k = 3$ )，SWLS ( $k = 5$ )，WBIS ( $k = 5$ )，其他( $k = 7$ )，结果显示七类测量方式间相关系数差异显著( $Q_B = 19.082, p < 0.01$ )，说明主观幸福感测量方式影响两者之间的关系。进一步对七种测量方式下的正念和主观幸福感的相关系数进行同质性检验，发现七种测量方式下的正念和主观幸福感的相关系数异质性显著(IWB 组  $Q_W = 71.893, p < 0.001$ ，MHQ 组  $Q_W = 127.893, p < 0.001$ ，PANAS 组  $Q_W = 82.457, p < 0.001$ ，SWB 组  $Q_W = 30.652, p < 0.001$ ，SWLS 组  $Q_W = 34.100, p < 0.001$ ，WBIS 组  $Q_W = 9.908, p < 0.05$ ，其他组  $Q_W = 226.441, p < 0.001$ )，这意味着二者关系还存在系统变异，受其他调节变量的影响。

将纳入文献的被试群体类型分为三类：大学生( $k = 25$ )，护士( $k = 5$ )，其他( $k = 6$ )，结果显示三类被试群体类型间相关系数差异显著( $Q_B = 10.084, p < 0.01$ )，说明被试群体类型影响两者之间的关系。进一步对三类被试群体类型下的正念和主观幸福感的相关系数进行同质性检验，发现三类被试群体下的正念和主观幸福感的相关系数异质性显著(大学生组  $Q_W = 667.084, p < 0.001$ ，护士组  $Q_W = 69.812, p < 0.001$ ，其他组  $Q_W = 145.773, p < 0.001$ )，这意味着二者关系还存在系统变异，受其他调节变量的影响。



## 4. 讨论

### 4.1. 正念与主观幸福感的主效应

元分析结果发现正念与主观幸福感呈中等程度正相关( $r\text{-bar} = 0.189, p < 0.001$ ), 结果支持了以往研究中正念和主观幸福感呈正相关的观点。高正念的个体为何会出现高主观幸福感? 国内学者做出了如下解释: 1) 高正念个体对自身注意的控制能力较好, 并且容易客观的观察并接受当下发生的身心变化, 因此表现出高主观幸福感, 此外, 正念所产生如放松、和谐、接纳、宽容等积极效应对个体的主观幸福感产生了积极正面的影响(胡博松, 2017; 刘斯漫, 刘柯廷, 李田田, & 卢莉, 2015)。2) 自我调节理论认为注意和觉知在保持和提高心理功能方面有重要地位。而自动化或控制的加工过程往往会阻碍与需要、价值观相一致的选择, 从这个意义上讲, 正念可以通过自我调节活动、实现自主权、胜任力和联结等基本心理需求来促进幸福感, 也就是说意识促使注意关注起源于内部需求的信息, 使更有可能以满足这些需求的方式来管理自己的行为(李娜, 2016)。3) 正念作为一种重要的心理保护资源, 会调动自身内在资源去“消化”因职业倦怠产生的消极、烦躁等负性心理, 通过积极认知重评把已经厌倦的工作重新建构为“不是按部就班的, 有价值的并且可以从中找到乐趣的工作”, 从而使人可以从新的角度面对因工作带来的各种问题, 增加主观幸福感(曾巍 & 钱小芳, 2017)。4) 高正念的个体更专注于当下的活动, 较少关注未来事务, 更不容易处于多任务状态, 因而感受到更强的时间充裕感。时间充裕感使个体拥有更多认知资源去做理智的决策, 更有利于满足心理需要, 进而提高主观幸福感(陈盈盈, 黄小华, & 陈文婷, 2017)。

### 4.2. 研究特征的调节作用

结果显示, 正念和主观幸福感相关效应不受女性被试量、出版类型和正念测量方式的调节, 说明两者之间的相关效应在这些研究特征上具有一致性和普遍性。

但两者之间的关系受到了出版年代、男性被试量、主观幸福感测量方式和被试类型的调节作用。研究显示, 随出版年代的增加, 正念与主观幸福感的关系越来越弱, 可能原因是, 随着社会的发展, 越来越多的其他因素参与到影响主观幸福感的系统中来, 削弱了正念对主观幸福感的影响, 如国内有不少研究者开始研究二者之间的中介或调节效应, 使得正念影响主观幸福感的系统越来越复杂。此外, 结果发现, 随男性被试量的增加, 正念与主观幸福感的关系越来越弱。可能原因是, 男性在家庭和社会中承担的角色较多, 所承受的压力较多, 使得正念影响主观幸福感的系统较为复杂, 削弱了正念对主观幸福感的直接影响。研究还发现, 主观幸福感测量方式会影响正念与主观幸福感之间的关系。从统计结果上来看, 主观幸福感的测量方式较多, 有研究者用生活满意度来代替主观幸福感, 也有研究者用情绪来代替主观幸福感, 各个量表的侧重点和信效度存在差异, 因此用不同的量表测出的正念与主观幸福感的关系也存在差异。最后, 研究显示, 被试群体类型会影响正念与主观幸福感的关系, 未来研究应关注对不同群体类型间的正念对主观幸福感的影响, 对不同的群体类型进行有针对性的干预, 但由于本元分析结果纳入的多数被试为大学生, 将除护士之外的其他被试归为一类, 使得其他被试的效应量没有显著性差异, 因此未来研究可加强对其他被试两者关系的研究, 弥补国内当前研究的空白, 得出正念对主观幸福感的更全面、准确的关系。

### 4.3. 研究不足和展望

第一, 元分析检索要求纳入文献要全面, 包括已发表的和未发表的, 研究由于一些条件限制, 难免存在部分遗漏数据; 第二, 研究只对中国背景下的文献进行了检索分析, 未来研究可纳入不同文化背景的文献, 得到更加全面的结果; 第三, 研究仅对出版年代、出版类型、男女被试数量、测量方式、被试

群体类型进行调节效应检验，以后的研究可探索是否有其他变量对正念与主观幸福感的关系存在调节作用；最后，研究没有对正念与主观幸福感之间的潜在变量进行元分析，未来研究有待进一步的去探索两者之间的中介效应或调节变量，以明确正念与主观幸福感之间的内在作用机制。

## 5. 结论

1) 正念与主观幸福感之间存在中等程度的正相关。

2) 正念与主观幸福感之间的关系受到出版年代、研究中男性被试量、主观幸福感测量方式和被试群体类型的调节作用。

## 基金项目

山西省科技厅软科学一般项目(2018041027-4)阶段性成果。

## 参考文献

- 曾巍, 钱小芳(2017). 正念对护士职业倦怠与主观幸福感的中介及调节作用. *护理学杂志*, 32(2), 73-76.
- 陈灿锐, 高艳红, 申荷永(2012). 主观幸福感与大三人格特征相关研究的元分析. *心理科学进展*, 20(1), 19-26.
- 陈盈盈, 黄小华, 陈文婷(2017). 正念、时间充裕感与主观幸福感的关系. *心理学进展*, 7(7), 883-887.
- 胡博松(2017). *大学生正念水平与主观幸福感的关系: 抑郁、自我控制的中介和调节作用*. 硕士学位论文, 成都: 四川师范大学.
- 李娜(2016). *自然联结对大学生幸福感的影响: 正念的中介作用*. 硕士学位论文, 北京: 北京林业大学.
- 刘斯漫, 刘柯廷, 李田田, 卢莉(2015). 大学生正念对主观幸福感的影响: 情绪调节及心理弹性的中介作用. *心理科学*, 38(4), 889-895.
- 郑明华(2013). *Meta 分析软件应用与实例解析*. 北京: 人民卫生出版社.
- Cheung, M. W. (2015). metaSEM: An R Package for Meta-Analysis Using Structural Equation Modeling. *Frontiers in Psychology*, 5, 1521.
- Diener, E. (1994). Assessing Subjective Well-Being: Progress and Opportunities. *Social Indicators Research*, 31, 103-157. <https://doi.org/10.1007/BF01207052>
- Diener, E., & Ryan, K. (2009). Subjective Well-Being: A General Overview. *South African Journal of Psychology*, 39, 391-406. <https://doi.org/10.1177/008124630903900402>
- Hedges, L. V., & Vevea, J. L. (1998). Fixed- and Random-Effects Models in Meta-Analysis. *Psychological Methods*, 3, 486-504. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.486>
- Hofmann, W. (2005). A Meta-Analysis on the Correlation between the Implicit Association Test and Explicit Self-Report Measures. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 31, 1369-1385. <https://doi.org/10.1177/0146167205275613>
- Kabat-Zinn, J. (2011). Some Reflections on the Origins of MBSR, Skillful Means, and the Trouble with Maps. *Contemporary Buddhism*, 12, 281-306. <https://doi.org/10.1080/14639947.2011.564844>
- Kuppens, S., Laurent, L., Heyvaert, M., & Onghena, P. (2013). Associations between Parental Psychological Control and Relational Aggression in Children and Adolescents: A Multilevel and Sequential Meta-Analysis. *Developmental Psychology*, 49, 1697-1712. <https://doi.org/10.1037/a0030740>
- Lipsey, M. W., & Wilson, D. B. (2000). *Practical Meta-Analysis*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, Inc.
- Pettigrew, T. F., & Tropp, L. R. (2006). A Meta-Analytic Test of Intergroup Contact Theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90, 751-783. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.90.5.751>
- Zedan, F., Gordon, N. S., Merchant, J., & Goolkasian, P. (2010). The Effects of Brief Mindfulness Meditation Training on Experimentally Induced Pain. *The Journal of Pain*, 11, 199-209. <https://doi.org/10.1016/j.jpain.2009.07.015>



**知网检索的两种方式：**

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>  
下拉列表框选择：[ISSN]，输入期刊 ISSN：2160-7273，即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>  
左侧“国际文献总库”进入，输入文章标题，即可查询

投稿请点击：<http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱：[ap@hanspub.org](mailto:ap@hanspub.org)