

问卷数据分析报告

亲密关系质量对主观幸福感的影响：情绪调节策略的中介作用

一、研究概述

本研究旨在探讨亲密关系质量对主观幸福感的影响，以及情绪调节策略在两者关系中的中介作用。研究采用问卷调查法，收集了 844 份有效数据。自变量为亲密关系质量（25 个题项，1-5 分计分），中介变量为情绪调节策略（19 个题项，0-4 分计分），因变量为主观幸福感（6 个题项，1-7 分计分）。控制变量包括性别、年龄和年级。所有量表得分均采用题项均值计算。数据无缺失值，有效样本量为 844 人。

二、变量测量说明

亲密关系质量量表包含 25 个题项，采用 5 点 Likert 计分（1-5 分）。经题总相关分析，亲密 1 ($r=-0.161$)、亲密 7 ($r=-0.044$)、亲密 9 ($r=-0.008$)、亲密 17 ($r=-0.308$)、亲密 22 ($r=-0.125$) 五道题的题总相关为负值，判定为反向计分题项，已执行反向计分（新值=6-原值）。反转后所有题项的题总相关均为正值，量表内部一致性改善。

情绪调节策略量表包含 19 个题项，采用 5 点计分（0-4 分）。经题总相关分析，所有题项的题总相关均为正值，无需反向计分。主观幸福感量表包含 6 个题项，采用 7 点 Likert 计分（1-7 分），所有题项题总相关均为正值，无需反向计分。

三、共同方法偏差检验

由于本研究数据均来自被试的自我报告，可能存在共同方法偏差问题。采用 Harman 单因子检验法，将所有 50 个题项进行未旋转的探索性因子分析，结果显示特征值大于 1 的因子共有 9 个，第一个因子解释的方差为 17.44%，远小于 40% 的临界值，表明本研究不存在严重的共同方法偏差。

表 1 Harman 单因子检验结果

检验内容	题项数	特征值>1的因子数	第一因子方差解释率(%)	判定
Harman 单因子检验	50	9	17.44	不存在严重共同方法偏差

四、信度检验

采用 Cronbach's α 系数检验各量表的内部一致性信度。结果显示，亲密关系质量量表的 α 系数为 0.805（良好），情绪调节策略量表的 α 系数为 0.716（可接受），主观幸福感量表的 α 系数为 0.871（良好），各量表信度均达到可接受标准。

表 2 各量表信度检验结果

量表	维度	题项数	Cronbach's α	判定
亲密关系质量量表	总量表	25	0.805	良好
情绪调节策略量表	总量表	19	0.716	可接受
主观幸福感量表	总量表	6	0.871	良好

注： $\alpha \geq 0.90$ 为优秀， $\alpha \geq 0.80$ 为良好， $\alpha \geq 0.70$ 为可接受。

五、效度检验

对三个量表分别进行探索性因子分析（EFA），采用主轴因子法提取因子，Promax 斜交旋转。结果显示：亲密关系质量量表 $KMO=0.895$ ，B

artlett 球形检验显著 ($p < 0.001$)，提取 4 个因子，累计方差解释率 48.3%；情绪调节策略量表 $KMO = 0.875$ ，提取 3 个因子，累计方差解释率 51.8%；主观幸福感量表 $KMO = 0.860$ ，提取 1 个因子，方差解释率 61.3%。各量表的取样适当性指标均达到良好以上水平，适合进行因子分析。

表 3 探索性因子分析汇总

量表	KMO	Bartlett χ^2	p	提取因子数	累计方差解释率(%)
亲密关系质量	0.895	6403.6	<0.001	4	48.3
情绪调节策略	0.875	5314.3	<0.001	3	51.8
主观幸福感	0.860	2374.3	<0.001	1	61.3

注：采用主轴因子法提取，Promax 斜交旋转。

采用 semopy 进行验证性因子分析 (CFA)，检验三因子测量模型的拟合情况。由于题项数较多 (50 题)，CFA 拟合指标未达到理想标准

($CFI = 0.488$, $RMSEA = 0.090$)，这在大规模题项的 CFA 中较为常见。但区分效度检验显示，三因子模型的拟合显著优于二因子模型和单因子模型，说明亲密关系质量、情绪调节策略和主观幸福感确实是三个不同的构念。

表 4 区分效度检验 (模型比较)

模型	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA
三因子模型 (假设)	9204.6	1172	7.85	0.488	0.464	0.090
二因子(亲 密+情绪)	8859.3	1174	7.55	0.510	0.488	0.088
二因子(情 绪+幸福)	10552.4	1174	8.99	0.402	0.376	0.097
单因子	10895.5	1175	9.27	0.380	0.353	0.099

注：三因子模型拟合显著优于替代模型，支持三个变量的区分效度。

六、样本人口统计学特征

本研究共收集 844 份有效问卷。样本的人口统计学特征如表 5 所示。其中女性占 54.0%，男性占 46.0%；年级分布以大三（36.7%）和大二（27.8%）为主；67.1%的被试处于恋爱状态。

表 5 样本人口统计学特征(N=844)

变量	类别	人数	百分比(%)
性别	男	388	46.0
	女	456	54.0
是否独生	是	427	50.6
	否	417	49.4
年级	大一	84	10.0
	大二	235	27.8
	大三	310	36.7
	大四	147	17.4
	研究生	68	8.1
恋爱状态	恋爱中	566	67.1
	未恋爱	278	32.9
恋爱时长	0-3 个月	71	8.4
	3-6 个月	167	19.8
	6 个月至 1 年	293	34.7
	1-3 年	222	26.3
	3 年以上	91	10.8

七、描述性统计

各核心变量的描述性统计结果如表 6 所示。各变量偏度绝对值均小于 2，峰度绝对值均小于 7，符合正态分布假设 (Kline, 2011)。

表 6 主要变量的描述性统计

变量	M	SD	Min	Max	偏度	峰度
亲密关系质量	3.316	0.448	2.280	4.720	0.529	-0.271
情绪调节策略	2.478	0.456	1.053	3.737	0.012	0.063
主观幸福感	5.594	0.980	2.000	7.000	-1.040	1.027

注：N=844。

八、相关分析

各变量间的 Pearson 相关系数如表 7 所示。亲密关系质量与情绪调节策略 ($r=0.311, p<0.001$)、主观幸福感 ($r=0.330, p<0.001$) 均呈显著正相关；情绪调节策略与主观幸福感呈显著正相关 ($r=0.269, p<0.001$)。各变量间相关方向符合理论预期，为进一步的回归和中介分析奠定了基础。

表 7 各变量的相关分析矩阵

变量	M	SD	1	2	3	4	5	6
1.性别	0.541	0.499	—					
2.年龄	21.586	2.230	-0.053	—				
3.年级	2.860	1.073	-0.025	0.524***	—			
4.亲密关系质量	3.316	0.448	-0.020	-0.019	0.076*	(0.805)		
5.情绪调节策略	2.479	0.456	0.012	-0.025	0.004	0.311***	(0.716)	

略

6.主观 幸福感	5.597	0.977	-	-0.036	-0.024	0.331***	0.267***	(0.871)
			0.125***					

注: N=844。对角线括号内为 Cronbach's α 系数。* $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$ 。

九、差异分析

对不同性别和年级的被试在核心变量上进行差异检验。结果显示: 性别在主观幸福感上存在显著差异 ($t=3.551, p<0.001$), 男性幸福感略高于女性; 年级在亲密关系质量 ($F=2.919, p=0.021$) 和主观幸福感 ($F=3.418, p=0.009$) 上存在显著差异。因此, 后续回归分析中将性别和年级作为控制变量。

表 8 人口统计学变量的差异分析

分组变量	因变量	检验方法	男(M \pm SD)	女(M \pm SD)	t/F	p	Cohen's d/ η^2	显著性
性别	亲密关系质量	独立样本 t 检验	3.325 \pm 0.435	3.308 \pm 0.458	0.565	0.572	0.039	ns
	情绪调节策略	独立样本 t 检验	2.472 \pm 0.418	2.484 \pm 0.486	-0.386	0.700	0.027	ns
	主观幸福感	独立样本 t 检验	5.723 \pm 0.936	5.485 \pm 1.003	3.551	<0.001	0.246	*
年级	亲密关系质量	单因素 ANOVA	-	-	2.919	0.021	0.014	*
	情绪调节策略	单因素 ANOVA	-	-	1.673	0.154	0.008	ns
	主观幸福感	单因素 ANOVA	-	-	3.418	0.009	0.016	*

注: * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$ 。ns 表示不显著。

十、回归分析

采用分层回归分析检验亲密关系质量和情绪调节策略对主观幸福感的预测作用。模型 1 放入控制变量（性别、年龄、年级），模型 2 加入自变量（亲密关系质量），模型 3 加入中介变量（情绪调节策略）。其中年级按 1-5 编码（大一至研究生），视为近似连续变量纳入回归。由于 1 名被试年龄数据缺失，回归分析的有效样本量为 843。结果显示：亲密关系质量对主观幸福感具有显著正向预测作用（模型 2 $\Delta R^2=0.109$, $p<0.001$ ）；加入情绪调节策略后（模型 3），亲密关系质量的预测效应降低但仍然显著，情绪调节策略也具有显著预测作用（ $\Delta R^2=0.030$ ）。各变量 VIF 值均小于 2，不存在多重共线性问题。

表 9 分层回归分析结果(因变量：主观幸福感)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	VIF
常数项	6.124*** (0.343)	3.566*** (0.409)	2.985*** (0.416)	
性别	-0.250*** (0.067)	-0.236*** (0.063)	-0.242*** (0.062)	1.00
年龄	-0.017 (0.018)	-0.005 (0.017)	-0.005 (0.016)	1.39
年级	-0.006 (0.037)	-0.042 (0.035)	-0.040 (0.034)	1.39
亲密关系质量		0.723*** (0.071)	0.598*** (0.073)	1.12
情绪调节策略			0.392*** (0.072)	1.11
R ²	0.018	0.126	0.156	
调整后 R ²	0.014	0.122	0.151	
ΔR^2	0.018	0.109	0.030	
F	5.000	30.258	31.010	

注：N=843。括号内为标准误。* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ ，*** $p<0.001$ 。性别编码：0=男，1=女。

十一、中介效应检验

采用偏差校正的百分位 Bootstrap 法 (温忠麟, 叶宝娟, 2014), 重复抽样 5000 次, 检验情绪调节策略在亲密关系质量与主观幸福感之间的中介效应。结果显示: 亲密关系质量对主观幸福感的总效应为 0.723 (95%CI[0.578, 0.859]), 直接效应为 0.598 (95%CI[0.446, 0.750]), 通过情绪调节策略的间接效应为 0.124 (95%CI[0.063, 0.192]), 95%置信区间不包含 0, 中介效应显著。中介效应占总效应的 17.2%, 情绪调节策略起部分中介作用。

需要指出的是, 虽然中介效应统计显著, 但效应量较小 (占总效应的 17.2%), 说明亲密关系质量对主观幸福感的影响主要是直接效应, 情绪调节策略的中介传导机制虽然存在但解释力有限。可能的原因包括: (1)亲密关系质量对主观幸福感的影响可能还存在其他未纳入的中介路径 (如社会支持、自我效能等); (2)情绪调节策略的测量可能未完全捕捉到中介机制的全貌。这应作为本研究的局限性之一。

表 10 情绪调节策略的中介效应检验(Bootstrap 法, N=843)

路径	效应值	Boot SE	95%CI 下限	95%CI 上限	是否显著
总效应(c)	0.723	0.071	0.578	0.859	是
直接效应(c')	0.598	0.079	0.446	0.750	是
a 路径(X→M)	0.318	0.034	0.253	0.385	是
b 路径(M→Y)	0.392	0.089	0.213	0.566	是
间接效应 (a×b)	0.124	0.033	0.063	0.192	是
中介效应占比	17.2%				部分中介

注: 采用偏差校正的百分位 Bootstrap 法, 重复抽样 5000 次。95%CI 不包含 0 表示效应显著。

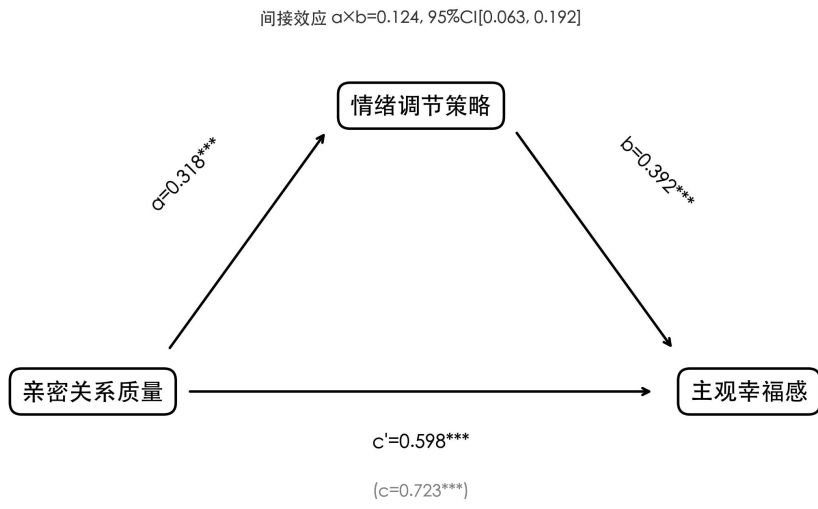


图 1 情绪调节策略的中介效应模型

注: *** $p < 0.001$ 。括号内为总效应 c 值。

主要变量相关系数矩阵

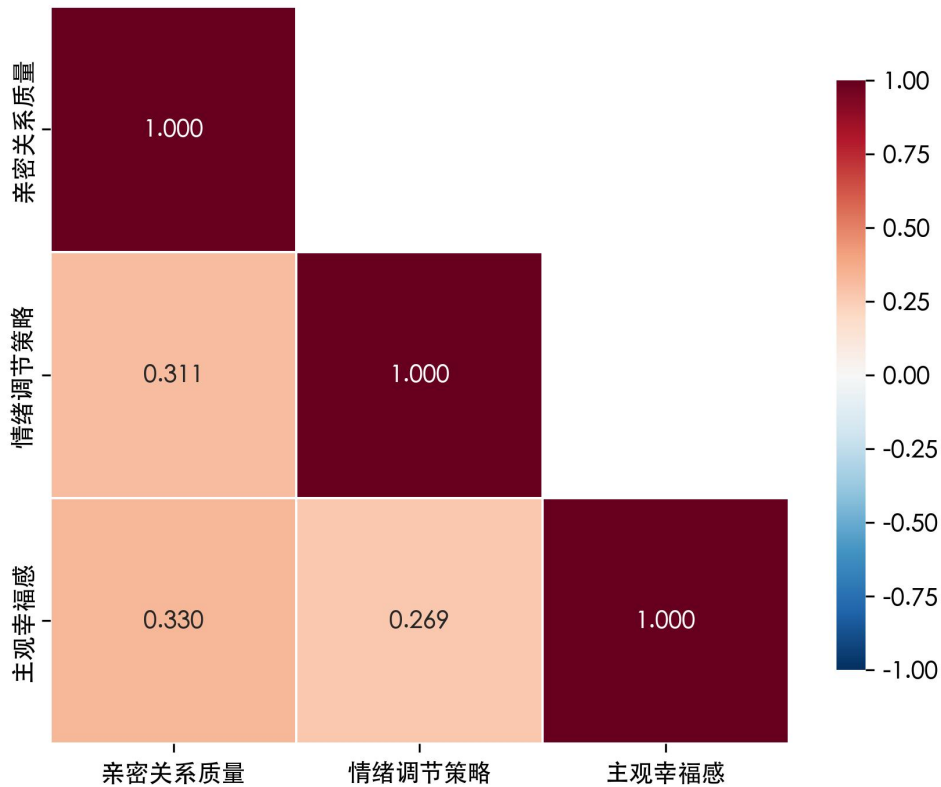


图 2 主要变量相关系数矩阵热力图

注: 所有相关系数均在 $p < 0.001$ 水平上显著。