

# 人生意义问卷的测量等值性： 考研者vs不考者

黄端<sup>1\*</sup>, 陈李双<sup>1\*</sup>, 王铭<sup>2</sup>, 李琼<sup>1#</sup>

<sup>1</sup>武汉体育学院心理学系, 湖北 武汉

<sup>2</sup>武汉理工大学心理健康教育中心, 湖北 武汉

收稿日期: 2024年1月29日; 录用日期: 2024年3月18日; 发布日期: 2024年3月29日

## 摘要

研究旨在考察人生意义感量表在考研和不考研大学生之间的测量等值性, 检验两者在人生意义感上的差异。研究招募1338名大学生, 施测人生意义问卷, 并询问“是否决定将来考研?”, 以将其分为考研组和不考研组。结果发现, 人生意义问卷的双因子结构良好地拟合数据, 且在考研组和不考研组之间达到严格等值。t检验显示, 考研组在人生意义体验分量表上得分显著高于不考研组:  $t(1, 1336) = 5.968, p = 0.000, d = 0.33$ , 但两组在人生意义寻求分量表上没有显著差异:  $t(1, 1336) = 0.142, p = 0.887, d = 0.01$ 。总之, 人生意义问卷在考研和不考研者之间严格等值, 而考研者比不考研者的人生意义体验更多。

## 关键词

人生意义感, 测量等值性, 探索性结构方程模型, 多组探索性结构方程模型

# Measurement Invariance of Meaning in Life Questionnaire: Postgraduate Entrance Exam Candidates vs Non-Candidates

Duan Huang<sup>1\*</sup>, Lishuang Chen<sup>1\*</sup>, Ming Wang<sup>2</sup>, Qiong Li<sup>1#</sup>

<sup>1</sup>Department of Psychology, Wuhan Sports University, Wuhan Hubei

<sup>2</sup>Mental Health Education Center, Wuhan University of Technology, Wuhan Hubei

\*共第一作者。

#通讯作者。

## Abstract

The aim of this study was to investigate the measurement invariance of the Meaning in Life Questionnaire between Postgraduate Entrance Exam candidates and non-candidates in college students, and test the difference in meaning in life between the two groups. A convenience sample of 1338 college students completed the Meaning in Life Questionnaire and were asked whether they had decided to take National Postgraduate Entrance Examination, which divided them into two groups: Postgraduate Entrance Exam candidates and non-candidates. The results showed that the two-factor structure of the Meaning in Life Questionnaire fit the data well and was strict invariance across the two groups. The t-tests revealed a significant difference between Postgraduate Entrance Exam candidates and non-candidates on the presence of meaning subscale ( $t(1, 1336) = 5.968, p = 0.000, d = 0.33$ ). However, there was no significant difference between the two groups on the search for meaning subscale ( $t(1, 1336) = 0.142, p = 0.887, d = 0.01$ ). In conclusion, the Meaning in Life Questionnaire was strict invariance across Postgraduate Entrance Exam candidates and non-candidates, and candidates reported more meaning in life than non-candidates.

## Keywords

Meaning in Life, Measurement Invariance, Exploratory Structural Equation Model, Multiple-Group Exploratory Structural Equation Models

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

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



Open Access

## 1. 前言

自 2016 年起, 我国硕士研究生报考人数在高位上保持高增长趋势, 2015~2022 年, 7 年平均增长率为 15.8% (中国教育在线, 2022)。考研竞争激烈, 考研学生存在心理健康方面的不良症状(程春燕, 张琴, 李正赤, 2013; 周婷, 2007)。但越来越多的人选择考研, 也说明这是一项值得青年人为之奋斗的事情。换言之, 考研是一件有意义的事情。怎么才算有意义的事情? 最近研究者认为, 有意义的事情有三个关键特征: 重要性, 目的性和连贯性(Heintzelman & King, 2018; King, Heintzelman, & Ward, 2016; Ward & King, 2017), 而考研符合这几个特征。从这个角度讲, 考研过程中也不全是消极体验, 也可能伴随着积极体验——人生意义感。

人生意义感是积极心理学的重要主题之一。较高水平的人生意义感往往伴随着幸福、健康以及适应功能的提升(King et al., 2016; Heintzelman & King, 2014)。Seligman (2012)曾认为人生意义感是一种少数幸运者才有机会领悟的非凡体验。但最近的观点是, 当生活有超越琐碎或瞬间的重要性, 有目的, 或有超越混乱的一致性时, 普通人也能感到人生有意义(King et al., 2016; King et al., 2006)。重要性、目的性和连贯性是人生意义感的关键特征, 有人把这称为三成分模型(tripartite models) (Costin & Vignoles, 2020; Martela & Steger, 2016)。具备这三个成分的活动或环境刺激都能促进个体的人生意义感(Heintzelman & King, 2018; Ward & King, 2017)。

考研活动具备这三个成分。对大学生而言, 考研可以提升就业竞争力、获得社会认同感, 也是投身科研事业的主流路径(赵雪娇, 2023), 其重要性不言而喻。另有研究发现, 考研大学生的学习动机更强(耿译航, 王双玲, 李昱莹, 谢琼, 张旻, 孙炜, 2022), 且大多有额外的时间安排和学习计划(罗腾, 马蓉, 杨亚薇, 2020)。这在一定程度上体现了目的性和连贯性。因此, 我们认为, 相比于不考研大学生, 考研大学生可能体验到更多的意义感。验证这一假设需要两个条件: 一个评估人生意义感的工具和一套令人信服的组间比较程序(考研组 vs 不考研组)。人生意义问卷(Meaning in Life Questionnaire, MLQ) (Steger et al., 2006)是最常用, 经过充分地检验的评估工具。而独立样本 T 检验则是最常用的组间比较方法, 但这种做法默认 MLQ 在两组大学生之间具有一定程度的测量等值性(Measurement Invariance, MI) (Meredith, 1993; Cheung & Rensvold, 2002)。这种默认的 MI 实际上可能并不成立, 而如果 MI 不成立, 不同群组在量表上的平均分差异就不能直接解释为其相应特质的差异(Cheung & Rensvold, 2002)。因此, 在 T 检验之前要先进行 MI 的检验, 确保它是成立的。

验证性因子分析(CFA)和探索性结构方程模型(ESEM)都可用于进行 MI 的检验。但 CFA 不允许交叉负荷, 这种严格限定有时会导致模型不能很好地拟合数据。而 ESEM 既可以如探索性因子分析(EFA)那样允许交叉负荷, 又兼备 CFA 的功能, 往往能得到优于 CFA 的拟合度数据(Asparouhov & Muthen, 2009; Marsh et al., 2014)。因而 Marsh 等人(2014)认为 ESEM 是一种将 EFA 和 CFA 的优点集于一身的检验程序, 并提出了使用 ESEM 检验 MI 的 13 个模型(见表 3)。我们将用这套程序来进行 MI 的检验。

综上所述, 当前研究旨在检验 MLQ 在考研大学生和不考研大学生之间的 MI, 并在此基础上比较两组大学生在人生意义感上的差异。研究分成三个步骤:

第一, 检验 MLQ 的双因子结构;

第二, 检验 MLQ 在两组大学生之间的 MI;

第三, 如果 MLQ 的 MI 假设成立, 则检验两组大学生(考研组 vs 不考研组)在 MLQ 上的得分差异。

## 2. 方法

### 2.1. 被试

采用方便抽样法招募 1374 名来自武汉和广西几所高校的大学生, 排除答题不全的问卷后, 剩下 1338 份有效问卷。这批被试的年龄从 18 岁到 25 岁不等( $M = 20.1$ ,  $SD = 1.35$ ), 男生 491 人(36.7%), 女生 847 人(63.3%); 大一新生 70 人(5.2%), 大二学生 760 人(56.8%), 大三学生 145 人(10.8%), 大四学生 363 人(27.1%)。其中, 547 人(40.9%)称自己要考研, 而 791 人(59.1%)称自己不考研。

### 2.2. 测量工具

人生意义问卷有两个分量表: 人生意义体验量表(Presence of Meaning, POM)和人生意义追寻量表(Search for Meaning, SFM) (Steger et al., 2006)。POM 评估一个人在多大程度上感到自己的人生有意义(例题, 我很了解自己的人生意义), 而 SFM 则评估一个人在多大程度上正寻找自己的人生意义(例题, 我正在寻找自己的人生意义)。整个量表共 10 个题目, POM 和 SFM 各占 5 个。对于每个题目, 答题者要在 7 点量表(1 = 完全不符合, 7 = 完全符合)上评价题目陈述与自身情况的符合程度。人生意义问卷具有较好的信度和效度(Steger et al., 2006)。王孟成和戴晓阳(2008)将量表翻译成中文, 并发现人生意义问卷的中文版(C-MLQ, Chinese Version of MLQ)在结构上与原问卷完全一致, 也具有较好的信度和效度。在本研究中, C-MLQ 的总量表、POM 分量表和 SFM 分量表的克伦巴赫系数分别为: 0.844, 0.843 和 0.855。

大学生的考研意愿仅用一个题目考察, 即“到了大四, 你会考研吗?”, 这个题目有两个选项: 选 1 意味着要考研, 选 2 意味着不考研。

### 2.3. 数据分析

数据分析的工具为 Mplus7.4 和 SPSS13.0, 共分为三个步骤: 1) 同时采用 CFA 和 ESEM 检验 C-MLQ 的双因子结构; 2) 采用多组 ESEM 来检验 C-MLQ 在两组大学生(考研组 vs 不考研组)之间的 MI, 即检验 Marsh 等人(2014)提出的 13 个模型; 3) 根据潜变量因子均数等值性、Mplus 特有的组间均数差异检验和独立样本  $t$  检验的结果确定两组大学生在 C-MLQ 上的得分差异。

虽然 Marsh 等人(2014)提出的 MI 模型有 13 个, 研究者通常主要关注其中四个(Meredith, 1993): 形态等值(configural invariance), 弱等值(weak invariance), 强等值(strong invariance)和严格等值(strict invariance)。这四个 MI 模型的水平由低到高, 逐级把更多参数在群体间限制为相等。只有在较低水平的 MI 得到确认之后, 进行更高水平的 MI 检验才有意义。形态等值指量表的因子数量、因子与题目的对应关系在不同人群中是一样的, 它是之后所有等值模型检验的先决条件和比较基线。弱等值在形态等值设定的基础上, 将因子负荷在不同人群中限制为相等, 这意味着题目得分变化一个单位, 其对应因子的变化量在不同人群中是相同的。而强等值则同时将因子负荷和截距在不同群体中限制为相等, 截距相等意味着处于不同群体的个体如果在潜在特质水平上相同, 其题目得分也会相同。如果强等值假设成立, 则因子均数上的差异就可以解释为相应潜在特质的差异了。严格等值在强等值设定的基础上, 进一步将每个题目的残差方差在不同群体中限制为相等, 残差方差相等意味着量表的题目信度在两个群体中保持相同, 这样的话, 显变量均数的群体差异也可以用潜在特质的群体差异来解释了。

CFA 和 ESEM 均使用稳健极大似然估计(robust maximum likelihood estimation, MLR), 以此应对数据中可能存在的非正态情况。拟合度指标均选用  $\chi^2$ , RMSEA (root mean square error of approximation)及其 90% 置信区间, CFI (Comparative Fit Index)和 TLI (Tucker-Lewis Index) (Hu & Bentler, 1999; Jackson, Gillaspay, & Purc-Stephenson, 2009)。 $\chi^2$  太容易受样本量大小的影响, 因此主要参考其余几种指标的取值。RMSEA 小于 0.08 为达标, 小于 0.05 为优良; CFI 和 TLI 大于 0.90 为达标, 大于 0.95 为优良(Bentler, 1990; Kenny & McCoach, 2003; Kline, 2010)。ESEM 选择 Mplus 程序中默认的 GEOMIN 斜交旋转, 因为 GEOMIN 旋转适合比较简单的因子负荷矩阵结构(Asparouhov & Muthen, 2009)。

13 个 MI 模型之间具有层级嵌套关系。在多组 ESEM 检验中, 嵌套模型之间的拟合度比较采用两个指标:  $\Delta$ CFI 和  $\Delta$ RMSEA, 分别为 CFI 和 RMSEA 的在两个嵌套模型之间的变化值, 如果两个嵌套模型的  $\Delta$ CFI 没有超过 0.01, 则可以认为这两个模型的拟合度指标没有差异, 不能拒绝测量等值性的假设(Cheung & Rensvold, 2002)。如果两个嵌套模型的  $\Delta$ RMSEA 没有超过 0.015, 也不能拒绝测量等值性的假设(Chen, 2007)。

## 3. 结果

### 3.1. C-MLQ 的两因子结构: CFA vs ESEM

CFA 和 ESEM 的结果都呈现在表 1 和表 2 中。CFA 的结果显示, 除第 9 题外, C-MLQ 所有题目的因子负荷均超过 0.60, 而第 9 题的因子负荷也超过 0.40。POM 和 SFM 之间呈中等程度的正相关( $r = 0.431$ ), 说明两者有联系也有区别, 是同一构念(人生意义感)的不同方面。此外, C-MLQ 的双因子结构在总样本, 考研组和不考研组等三个群体中对数据的拟合程度都可以接受: CFI 和 TLI 均超过 0.90, 其中考研组和不考研组的 CFI 还超过 0.95, 而 RMSEA 则均小于 0.08。

**Table 1.** Standardized factor loadings and residual variances of C-MLQ in the total sample  
**表 1.** C-MLQ 在总样本中的标准化因子负荷和误差方差

题目	CFA			ESEM		
	POM	SFM	Uniq	POM	SFM	Uniq
题目 1	0.773	0.000	0.403	0.734	0.122	0.400
题目 4	0.867	0.000	0.248	0.843	0.078	0.249
题目 5	0.830	0.000	0.312	0.787	0.120	0.317
题目 6	0.790	0.000	0.375	0.768	0.073	0.375
题目 9	0.442	0.000	0.822	0.530	-0.243	0.727
题目 2	0.000	0.675	0.545	0.194	0.600	0.542
题目 3	0.000	0.696	0.515	0.095	0.666	0.514
题目 7	0.000	0.758	0.425	0.099	0.721	0.434
题目 8	0.000	0.829	0.313	0.091	0.797	0.318
题目 10	0.000	0.723	0.477	-0.036	0.759	0.436

注: MLQ-P = 人生意义体验量表; MLQ-S = 人生意义追寻量表; Uniq = 误差方差。

ESEM 的结果显示, C-MLQ 是明显的双因子结构, 与 CFA 的结果完全一致。除第 10 题外, 几乎所有的双重负荷都是显著的, 但没有一个双重负荷的两个负荷绝对值之差小于 0.25。POM 和 SFM 之间也呈正相关, 但相关系数比 CFA 中要小( $r = 0.261$ )。C-MLQ 的双因子结构在总样本, 考研组和不考研组中都完美地拟合数据: CFI 和 TLI 都超过 0.95, RMSEA 则都小于 0.05。

总之, CFA 和 ESEM 的结果支持 C-MLQ 的双因子结构(POM 和 SFM), 而 ESEM 模型比 CFA 模型能更好地拟合数据, 且因子间的相关系数在 ESEM 模型中较小。

**Table 2.** Fit indices of the two-factor model in the total sample, postgraduate entrance examination candidates, and non-candidates  
**表 2.** 双因子模型在总样本, 考研组和不考研组等三个群体中的拟合度指标

		$\chi^2$	df	RMSEA (90% CI)	TLI	CFI
CFA	考研组	95.16	34	0.057 (0.044; 0.071)	0.935	0.951
	不考研组	141.18	34	0.063 (0.053; 0.074)	0.934	0.950
	总样本	213.85	34	0.063 (0.055; 0.071)	0.929	0.946
ESEM	考研组	49.74	26	0.041 (0.023; 0.058)	0.967	0.981
	不考研组	76.82	26	0.050 (0.037; 0.063)	0.959	0.976
	总样本	109.59	26	0.049 (0.040; 0.059)	0.957	0.975

注: RMSEA = 近似误差均方根; CI = 置信区间; CFI = 比较拟合指数; TLI = Tucker-Lewis 指数; 所有  $\chi^2$  值的显著性都是  $p < 0.01$ 。

### 3.2. 多组分析

比较考研和不考研两组大学生在 C-MLQ 两个维度上的差异, 我们需要保证 C-MLQ 在两组大学生中至少要达到强等值性。表 3 中是测量等值性分析的结果。

形态等值 M1 的拟合度指标中, RMSEA 不超过 0.05, 而 CFI 和 TLI 则都超过 0.95, 说明该模型能够完美地拟合数据。因此, C-MLQ 在考研和不考研两组大学生中具有相同的结构。

**弱等值**由 M1 和 M2 的比较来确立。M2 在 M1 的基础上将 C-MLQ 两因子模型的因子负荷在两组人群(考研大学生 vs 不考研大学生)之间限定为相等后, 拟合度指标的变化为: RMSEA 由 0.046 变为 0.041,  $\Delta$ RMSEA 为 0.005, 不超过 0.015; CFI 由 0.978 变为 0.977,  $\Delta$ CFI 为-0.001, 没有超过 0.01 的分界值。因此, 弱等值性成立, 即两因子模型的因子负荷在考研大学生和不考研大学生之间是相等的。

**强等值**由 M2 和 M5 的比较来确立。M5 在两组人群中将 C-MLQ 的因子负荷与截距都限定为相等, 与 M2 相比, 拟合度指标的变化为: RMSEA 由 0.041 变为 0.040,  $\Delta$ RMSEA 为 0.001, 不超过 0.015; CFI 由 0.977 变为 0.975,  $\Delta$ CFI 为-0.002, 也没有超过 0.01。因此, 强等值性成立, 即两因子模型的因子负荷和截距在两组人群中都相等。

**严格等值**由 M5 和 M7 的比较来确立。M7 将 C-MLQ 的因子负荷、截距和误差方差在两组人群中都限定为相等, 与 M5 相比, 拟合度指标的变化为: RMSEA 由 0.040 变为 0.037,  $\Delta$ RMSEA 为 0.003, 不超过 0.015; CFI 由 0.975 变为 0.977,  $\Delta$ CFI 为 0.002, 也没有超过 0.01。因此, 严格等值性也成立, 即两因子模型的因子负荷、截距和误差方差在两组人群中都相等。

**Table 3.** Fit indices for different levels of measurement invariance  
**表 3.** 不同测量等值性水平的拟合度指标

Model	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA (90% CI)
M1 (无参数限制, 形态等值)	124.11	52	0.962	0.978	0.046 (0.035; 0.056)
M2 (FL[1], 弱等值)	145.03	68	0.969	0.977	0.041 (0.032; 0.050)
M3 (FL, Uniq[1, 2])	150.88	78	0.975	0.978	0.037 (0.028; 0.046)
M4 (FL, FVCV[1, 2])	151.11	71	0.969	0.976	0.041 (0.032; 0.050)
M5 (FL, Inter[1, 2], 强等值)	157.86	76	0.971	0.975	0.040 (0.031; 0.049)
M6 (FL, FVCV, Uniq[1, 2, 3, 4])	156.33	81	0.975	0.977	0.037 (0.028; 0.046)
M7 (FL, Uniq, Inter[1, 2, 3, 5], 严格等值)	163.10	86	0.976	0.977	0.037 (0.028; 0.045)
M8 (FL, FVCV, Inter)	163.90	79	0.971	0.974	0.040 (0.031; 0.049)
M9 (FL, Uniq, FVCV, Inter)	168.51	89	0.976	0.976	0.037 (0.028; 0.045)
M10 (FL, Inter, FMn)	183.85	78	0.963	0.968	0.045 (0.037; 0.053)
M11 (FL, Uniq, Inter, FMn)	187.79	88	0.969	0.970	0.041 (0.033; 0.049)
M12 (FL, FVCV, Inter, FMn)	189.56	81	0.964	0.967	0.045 (0.037; 0.053)
M13 (FL, Uniq, FVCV, Inter, FMn)	193.02	91	0.970	0.969	0.041 (0.033; 0.049)

注: FL = Factor Loading (因子负荷), Uniq = Uniqueness (误差方差), FVCV = Factor Variance/Covariance (方差协方差), Inter = Intercept (截距), FMn = Factor Mean (因子平均数); M1~M13 = Model 1~Model 13; 方括号内的值表示嵌套关系, 如 Model 3 相应的方括号为[1, 2], 表示 Model 3 嵌套于 Model 1 和 Model 2。所有模型都嵌套于 Model 1, 而 Model 13 嵌套于所有其他模型。RMSEA = 近似误差均方根; CI = 置信区间; CFI = 比较拟合指数; TLI = Tucker-Lewis 指数; 所有  $\chi^2$  值的显著性都是  $p < 0.01$ , 且所有  $\Delta\chi^2$  也都是显著的。

**因子方差 - 协方差等值**由 M2 和 M4 的比较来确立。M4 将 C-MLQ 的因子负荷、因子方差和协方差在两组人群中都限定为相等, 与 M2 相比, 拟合度指标的变化为: RMSEA 完全没有变化, 依然是 0.041; CFI 由 0.977 变为 0.976,  $\Delta$ CFI 为-0.001, 没有超过 0.01。因此, C-MLQ 的两因子模型的因子负荷、因子方差和协方差在两组人群中都相等。因子方差和协方差的等值性还可以由(M3 vs M6, M5 vs M8, M7 vs M9, M10 vs M12, M11 vs M13)等模型比较来确立, 由表 3 中数据可知, 这些模型拟合度的比较结果均与“M2 vs M4”完全一致, 支持因子方差和协方差的等值性。

因子(潜变量)平均数的等值最后 4 个模型(M10~M13)都将因子平均数在两组人群中设为 0, 同时伴随有其他参数的等值性设定。故能确定因子平均数等值性的模型比较有这样 4 对: M5 vs M10, M7 vs M11, M8 vs M12, 和 M9 vs M13。在这些模型比对中, 并无一对在拟合度指标上的改变超过分界值, 但离分界值已经非常接近。例如, M10 在 M5 的基础上设定因子平均数不变后, RMSEA 由 0.040 变为 0.045,  $\Delta$ RMSEA 为 0.005; CFI 由 0.975 变为 0.968,  $\Delta$ CFI 为 -0.007, 其绝对值接近 0.01。其余几对模型比较的结果也是如此。因此, 虽然因子平均数等值性得到支持, 但证据较弱。

### 3.3. 因子平均数差异比较

对于两组大学生在 C-MLQ 两个因子上的得分差异, 在多组比较中还有一种检验方法。即将其中一组(考研组)的潜变量均值固定为 0, 对另一组(不考研组)的潜变量均值则自由估计。其结果是: 在考研组, POM 和 SFM 的均值都为 0; 而在不考研组, POM 的均值为:  $M = -0.329, p = 0.000$ , SFM 的均值为:  $M = -0.006, p = 0.918$ 。这里, 不考研组的潜变量均值, 实际上相当于两组人群在均值上的差值。也就是说, 不考研大学生在 POM 上得分显著低于考研大学生, 而在 SFM 上的得分与考研大学生没有显著差异。 $t$  检验的结果与之一致, 考研大学生( $M = 4.82, SD = 1.18$ )的 POM 得分显著高于不考研大学生( $M = 4.44, SD = 1.16$ ):  $t(1, 1336) = 5.968, p = 0.000, d = 0.33$ ; 而其 SFM 得分( $M = 5.00, SD = 1.14$ )与不考研大学生( $M = 4.99, SD = 1.09$ )无显著差异:  $t(1, 1336) = 0.142, p = 0.887, d = 0.01$ 。

## 4. 讨论

我们的研究比较了考研大学生与不考研大学生在人生意义感上的差异, 发现前者比后者有更多的人生意义体验, 但后者并不比前者有更强的意义寻求倾向。而更加重要的是, 我们事先通过多组 ESEM 确认了人生意义感测量工具(C-MLQ)在考研和不考研大学生之间具有严格等值性, 保证了进行上述比较的合理性。在这一过程中, 我们还确认了 C-MLQ 的双因子结构, 并发现 ESEM 模型对 CFA 模型的优势。

工欲善其事, 必先利其器。检查 C-MLQ 的结构以及它在考研大学生和不考研大学生之间的测量等值性是这项研究的关键部分。就 C-MLQ 的结构而言, ESEM 和 CFA 的结果都体现出清晰的双因子结构, 与之前研究者的因子分析结果基本一致(刘思斯, 甘怡群, 2010; 王孟成, 戴晓阳, 2008)。这是 C-MLQ 有良好结构效度的证据。虽然 ESEM 和 CFA 模型的结构大同小异, 但 ESEM 模型中的交叉负荷绝大部分都显著地大于 0, 而 CFA 模型本身不允许交叉负荷。Marsh 等人(2014)曾经指出, CFA 模型零交叉负荷的严格设定会导致两个问题: 1) 模型的拟合度指数很难达标(例如, CFI, TLI > 0.9; RMSEA < 0.05); 2) 因子间的相关程度容易被高估。而 ESEM 模型允许交叉负荷, 会在这两个方面优于 CFA 模型。在我们的研究中, 虽然 CFA 模型的拟合度指标也基本达到合格标准, 但 ESEM 模型对数据的拟合程度明显更优。而且, 与 CFA 模型相比, ESEM 模型中的因子间相关系数也明显更低。ESEM 模型确实展现出了上述两个优势。

多组 ESEM 的结果显示, C-MLQ 的因子负荷, 题目截距, 题目误差方差, 因子方差协方差在两组大学生之间都是相等的。测量等值性所要回答的问题是: 处于不同群体的个体, 其测量分数在同一测量尺度上是否具有可比性? 它是用统计模型研究群体差异的基本要求或前提, 一旦建立了测量等值性, 就可以进一步解决有关潜变量均值或方差的群体差异问题(Reise, Widaman, & Pugh, 1993)。因子方差等值性并非本研究关注的重点, 但协方差等值性提供的信息表明, POM 和 SFM 之间的相关程度在两组大学生之间是不变的, 这说明 C-MLQ 在两组大学生之间具有相同的区分效度。而因子负荷, 题目截距, 题目误差方差的等值性则说明 C-MLQ 在考研大学生和不考研大学生之间达到严格等值的标准, 这样比较两组大学生显变量(题目得分)均值的做法就有了正当性。

CML-Q 均值比较的结果与我们的预期一致, 考研大学生比不考研大学生更觉得人生有意义。这次研究中“考研人”的样貌完全不同于之前的研究(程春燕等, 2013; 周婷, 2007)。之前的研究倾向于把考研活动看作一种压力事件, 揭示出“考研人”心理健康受到威胁的一面, 例如, 程春燕等人(2013)发现医学生在考研阶段心理问题检出率要高于非考研阶段, 他们在考研阶段最明显的问题是人际敏感性。而周婷(2007)则发现, 考研毕业生在研究生入学考试前的心理健康水平低于其他毕业生, 他们的焦虑情绪尤为明显。我们的研究则假设整个考研过程是一种有意义的生活, 揭示出“考研者”在这一过程中获得的积极体验。实际上, 许多看似让人不愉快的活动都会让人感到人生有意义。例如, Heintzelman 和 King (2018)指出工作能增强人生意义感, Ward 和 King (2017)则发现日常惯例性的活动也有助于产生意义感, 如今, 我们又发现考研活动与人生意义感的关系。这些发现都可以用三成分理论来解释, 即这些活动之所以能构成有意义的生活, 是因为它们能够在不同程度上满足重要性, 目的性和连贯性这三个特征(Costin & Vignoles, 2020; Martela & Steger, 2016)。

值得注意的是, 三成分理论并不是 MLQ 编制的理论基础。作为评估人生意义感的工具, 人生意义体验分量表的题目主要涉及目的性(例如, 我已发现满意的人生目标), 不涉及重要性和连贯性。因此, 这次研究的结果没能与三个成分完整地对应起来。今后的研究要弥补这个缺憾, 可以使用能同时评估重要性、目的性和连贯性的人生意义测量工具(Costin & Vignoles, 2020)。

总的说来, 这次研究运用 ESEM 对中文版人生意义感量表进行了因子分析和测量等值性检验, 为这个量表提供了结构效度的新证据以及跨组比较的合理性。在此基础之上, 我们揭示出“考研人”在人生意义体验上的优势。这让我们可以重新考虑考研对于大学生适应功能的意义: 作为一种激烈的竞争, 它有着威胁心理健康的消极面, 但作为一种目的明确, 重要且有规律的活动, 它又有增强人生意义感的积极面。

## 基金项目

湖北省教育科学规划 2021 年度一般课题(编号: 2021GB054); 武汉体育学院青年教师科研基金项目资助(编号: 2022J01)。

## 参考文献

- 程春燕, 张琴, 李正赤(2013). 考研事件对医学生心理健康的影响. *现代预防医学*, 40(23), 4372-4374+4377.
- 耿译航, 王双玲, 李昱莹, 谢琼, 张旻, 孙炜(2022). 临床医学学生学习动机现状及其影响因素分析. *中国卫生统计*, 39(2), 257-259.
- 刘思斯, 甘怡群(2010). 生命意义感量表中文版在大学生群体中的信效度. *中国心理卫生杂志*, 24(6), 478-482.
- 罗腾, 马蓉, 杨亚薇(2020). 影响本科生考研学习投入的主要因素调查分析. *新教育时代电子杂志(学生版)*, (38), 260-261.
- 王孟成, 戴晓阳(2008). 中文人生意义问卷(C-MLQ)在大学生中的适用性. *中国临床心理学杂志*, 16(5), 459-461.
- 中国教育在线(2022). 2022 年全国研究生招生调查报告. [https://www.eol.cn/e\\_ky/zt/report/2022/detail.html#titell\\_1\\_pc](https://www.eol.cn/e_ky/zt/report/2022/detail.html#titell_1_pc)
- 周婷(2007). 考研毕业生心理健康状况调查. *中国成人教育*, (9), 100-101.
- 赵雪娇(2023). 基于二元逻辑回归的考研动机影响因素分析. *统计学与应用*, 12(4), 998-1008.
- Asparouhov, T., & Muthen, B. (2009). Exploratory Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling*, 16, 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indices to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>

- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Costin, V., & Vignoles, V. L. (2020). Meaning Is about Mattering: Evaluating Coherence, Purpose, and Existential Mattering as Precursors of Meaning in Life Judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 118, 864-884. <https://doi.org/10.1037/pspp0000225>
- Heintzelman, S. J., & King, L. A. (2014). Life Is Pretty Meaningful. *American Psychologist*, 69, 561-574. <https://doi.org/10.1037/a0035049>
- Heintzelman, S. J., & King, L. A. (2018). Routines and Meaning in Life. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 45, 688-699. <https://doi.org/10.1177/0146167218795133>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting Practices in Confirmatory Factor Analysis: An Overview and Some Recommendations. *Psychological Methods*, 14, 6-23. <https://doi.org/10.1037/a0014694>
- Kenny, D. A., & McCoach, D. B. (2003). Effect of the Number of Variables on Measures of Fit in Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling*, 10, 333-351. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1003\\_1](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1003_1)
- King, L. A., Heintzelman, S. J., & Ward, S. J. (2016). Beyond the Search for Meaning: A Contemporary Science of the Experience of Meaning in Life. *Current Directions in Psychological Science*, 25, 211-216. <https://doi.org/10.1177/0963721416656354>
- King, L. A., Hicks, J. A., Krull, J., & Del Gaiso, A. K. (2006). Positive Affect and the Experience of Meaning in Life. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90, 179-196. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.90.1.179>
- Kline, R. B. (2010). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Guilford Press.
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory Structural Equation Modeling: An Integration of the Best Features of Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Martela, F., & Steger, M. F. (2016). The Three Meanings of Meaning in Life: Distinguishing Coherence, Purpose, and Significance. *The Journal of Positive Psychology*, 11, 531-545. <https://doi.org/10.1080/17439760.2015.1137623>
- Meredith, W. (1993). Measurement Invariance, Factor Analysis and Factorial Invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Reise, S. P., Widaman, K. F., & Pugh, R. H. (1993). Confirmatory Factor Analysis and Item Response Theory: Two Approaches for Exploring Measurement Invariance. *Psychological Bulletin*, 114, 552-566. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.114.3.552>
- Seligman, M. E. (2012). *Flourish: A Visionary New Understanding of Happiness and Well-Being*. Simon & Schuster.
- Steger, M., Frazier, P., Oishi, S., & Kaler, M. (2006). The Meaning in Life Questionnaire: Assessing the Presence of and Search for Meaning in Life. *Journal of Counseling Psychology*, 53, 80-93. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.53.1.80>
- Ward, S. J., & King, L. A. (2017). Work and the Good Life: How Work Contributes to Meaning in Life. *Research in Organizational Behavior*, 37, 59-82. <https://doi.org/10.1016/j.riob.2017.10.001>