

# 鹿特丹情绪智力量表中文修订及其信效度检验<sup>\*</sup>

李春莹<sup>1</sup>, 李其容<sup>1,2</sup>

(1. 吉林大学商学与管理学院, 长春 130012; 2. 吉林大学创新创业研究院, 长春 130012)

**摘要:**在中华文化背景下修订鹿特丹情绪智力量表(Rotterdam Emotional Intelligence Scale, REIS),为提高样本代表性,故选择两岸三地员工作为样本,检验量表的信效度与测量不变性。两岸三地1021名员工接受测试,以Wong-Law情绪智力量表与工作绩效量表为效标。首测后,随机挑选187名被试进行3次、间隔1周的重测,进行跨时点测量不变性检验。随机选择89人进行重测,进行重测信度检验。结果显示,中文版REIS共4个维度,28个项目。在中华文化背景下具有良好信效度,跨性别、年龄、工龄、地域与时点的测量不变性,可作为情绪智力研究的适宜工具。

**关键词:**鹿特丹情绪智力量表;信度;效度;测量不变性

**中图分类号:**B841.2

**文献标志码:**A

**文章编号:**1003-5184(2025)01-0078-09

## 1 引言

情绪体验是个体在日常社会生活中不可分割的一部分(Frijda, 1986),个体会将自身情绪向他人表达并诱发他人情绪,也会对他人情绪产生反应。因此,准确地认识和调节自身情绪并尽可能了解互动伙伴的情绪,成为获得高效、顺畅社会交往过程的关键(胡娜等, 2020)。在实际生活中,擅长于此的个体通常被认为具有较高的情绪智力(emotional intelligence, EI),这种情绪管理方式也帮助他们在不同领域顺利达成目标。围绕情绪智力这一核心概念,不仅形成了规模庞大的产业,也引发了管理与教育心理学界的广泛探索(孙建群等, 2019; 郑晓明等, 2022; 赵明楠等, 2024)。

尽管从总体上看,个体须在社会互动中持续进行情绪感知与管理,利用这些信息指导自身的思考与行动。但在面对不同情境、互动对象时,个体将基于认知和动机状态,灵活运用自身情绪智力以实现对自身及他人的感受、情绪的准确觉察与区辨。然而,现有研究开发的多种情绪智力量表均在不同程度上忽视了这些特征。一方面,特质型情绪智力(trait emotional intelligence, TEI)(或称混合型情绪智力; mixed emotional intelligence, MEI)的研究中,学者将情绪智力视为涵盖一系列人格特征、情感和自我感知能力的总称(Petrides & Furnham, 2001),强调其相对稳定的遗传学特征,忽视个体在不同情境下主观运用情绪调节的程度差异。同时,概念中包含一些与“情绪”无关的内容(如品德和个性等),

引发学术界对特质型情绪智力概念界定过于宽泛和松散的批判(Wong & Law, 2002)。

另一方面,在能力型情绪智力(ability emotional intelligence, AEI)研究中,学者将情绪智力视为“准确感知并使用情绪的能力”(Mayer et al., 2008)。这一视角强调,情绪智力包括“感知情绪”“利用情绪促进思维”“理解情绪”和“管理情绪以达到(人际)目标”四种子能力(Pekkar et al., 2018)。但其焦点均放在个体内情绪调节的能力和过程上,相对忽视了人际情绪调节。正如近期研究所述,对于自身情绪的管理多与自我身心健康相关,而对于他人情绪的感知与应对则有利于社会互动及其结果(Pekkar et al., 2018)。能力型情绪智力研究存有混淆自我指向情绪智力(Self-focus EI, 即处理自我情绪)和他人指向情绪智力(Other-focus EI, 即处理他人情绪)的缺陷,导致该量表对于个体社会过程和绩效等的预测能力较差(Joseph et al., 2015)。

正如首次将情绪智力这一概念引入学术界的研究所指出,情绪智力包括准确觉察并应对自身及他人的感受、情绪(Salovey & Mayer, 1990),这一过程内嵌在相互独立、但彼此相连或重叠发生的社会互动事件中。这意味着对个体情绪智力的测量不仅需要考察个体内和人际间的情绪处理能力,还要充分考虑个体在相对连续的社会互动过程中情绪智力运用水平的波动。现有传统的情绪智力量表,无法运用其刻画个体在不同情境中情绪智力的变化或捕捉个体对他人情绪的干预能力。因此,尽管情绪智力

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金(71602067)。

通信作者:李其容, E-mail: cirongli@jlu.edu.cn。

在商业实践中不断扩张,但管理与心理学的部分学者始终对其在组织行为领域的有效性持怀疑态度。进一步探讨情绪智力的概念,并借此设计出能够有效预测个体在社会互动过程中积极行为与结果的测量手段,成为管理与心理学领域学者关注并不断呼吁的焦点问题(Kotsou et al., 2019)。

为解决上述问题,Pekaar 等人(2018)编制了鹿特丹情绪智力量表(Rotterdam Emotional Intelligence Scale, REIS),用以同时衡量个体自我指向情绪智力和他人指向情绪智力能力,量表由被测自报告。REIS 由 4 个维度组成,包括自我情绪评价(Self-focused emotion appraisal)、自我情绪调节(Self-focused emotion regulation)、他人情绪评价(Other-focused emotion appraisal)、他人情绪调节(Other-focused emotion regulation),共 28 个项目。该量表基于“能力观”视角开发,避免了“特质观”视角下对于情绪智力动态性衡量的不足;同时增加了对于他人情绪评价和应对能力的测量,也弥补了过往能力型情绪智力量表忽视人际情绪调节的缺陷。然而,尽管该量表在英文领域内获得了广泛的认可与应用(Demerouti, 2023; Wang et al., 2023),但考虑到情绪智力的发展与形成涉及所处的社会、文化背景等因素的影响(吕鸿江等, 2018),该量表在中国是否仍有效衡量个体情绪智力还亟待检验。因此,该研究旨在中华文化背景下对 REIS 进行修订,在两岸三地员工样本中进行初步的信效度及相关检验,为情绪智力的相关研究提供更为有效的测量工具。

2 方法

2.1 被试

该研究选取来自河北、江苏、广东、香港、台湾等两岸三地 5 个地区不同企业的中国员工作为研究对象,利用网络与实地相结合的形式进行中文问卷数据收集。共收集到 1021 名企业员工问卷,具体样本分布情况如表 1 所示。

表 1 样本分布与描述性统计

| 人口学变量 | 类别           | 样本量 | 占比(%) / 平均值( $\bar{x} \pm s$ ) |
|-------|--------------|-----|--------------------------------|
| 性别    | 男            | 562 | 55.04                          |
|       | 女            | 459 | 44.96                          |
| 年龄    | -            | -   | 33.40 $\pm$ 3.97               |
| 工龄    | -            | -   | 7.78 $\pm$ 2.42                |
| 所在地区  | 大陆(河北、江苏、广东) | 562 | 55.04                          |
|       | 香港           | 204 | 19.98                          |
|       | 台湾           | 255 | 24.98                          |

此后,该研究从愿意进行追踪调查的员工中随

机抽取 250 名,分别于首测后一周、两周、三周重复测量 3 次。剔除无效、中途终止填答等情况的问卷,最终回收有效问卷 187 份,样本流失率 25.20%。最终完整完成追踪调查的员工为有效样本,其中男性占 55.08%,女性占 44.92%;来自大陆、香港、台湾样本分别为 112、37、38 名。员工平均年龄(30.37  $\pm$  3.88)岁,最低 24 岁、最高 37 岁;工龄为 4 ~ 12 年,平均(6.76  $\pm$  2.81)年。

另外在其余愿意进行追踪调查的员工中随机抽取 100 名被试,在三周后进行重测,以检验 REIS 的重测信度。剔除重测时无效填答、错答等情况的问卷,最终回收有效问卷 89 份。样本流失率 11.00%。重测样本中,男性占 55.06%,女性占 44.94%;来自大陆、香港、台湾样本分别为 55、19、15 名。员工平均年龄(31.55  $\pm$  1.98)岁,最低 24 岁、最高 38 岁;工龄为 3 ~ 11 年,平均(7.21  $\pm$  2.85)年。

2.2 测量工具

2.2.1 鹿特丹情绪智力量表

由 Pekaar 等人(2018)编制,共 28 个条目,包含 4 个维度,每个维度各包含 7 个条目。采用李克特 7 点计分,1 代表“完全不符合”,7 代表“完全符合”,分数越高代表情绪智力越高。

2.2.2 效标关联效度工具

(1)中文版 Wong - Law 情绪智力量表(Wong & Law EI Scale, WL - EIS)采用 Wong 和 Law(2002)编制的中文版情绪智力量表,包含 4 个维度,共 16 个条目。采用李克特 7 点计分,1 代表“完全不符合”,7 代表“完全符合”,分数越高代表情绪智力越高。该量表在国内外情绪智力研究中被广泛使用,具有较好的信效度与跨文化稳定性(叶宝娟等, 2018; Prentice et al., 2020)。该研究中 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.91。

(2)工作绩效量表(In - role Performance Scale, In - role PS)采用 Williams 和 Anderson(1991)编制的角色内绩效问卷,共 7 个条目。采用李克特 7 点计分,1 代表“完全不符合”,7 代表“完全符合”,分数越高代表工作绩效越高。该研究中 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.82。

2.3 编制程序

在获得原作者的修订许可后,该研究根据中华文化背景及通用的语言表达习惯对 REIS 进行汉化,具体过程如下:先由 3 名工业与组织心理方向研究生各自单独翻译,并展开讨论形成中英对照初稿。

而后由来自大陆、台湾和香港的 3 名工业与组织心理方向教授分别评价,而后共同讨论,并进一步修订形成二稿。最后在 1 名工业与组织心理方向博士研究生配合下,由 2 名英语专业人员对二稿进行回译,同时借鉴现有情绪智力量表的中文版翻译(傅俏俏等,2012),对个别条目的语言进行最终校正,得到终版问卷。

该研究在 2020 年 9 月 11 日至 10 月 2 日间,进行两阶段的数据收集。首先在各企业人力资源管理部门的协助下,于 2020 年 9 月 14 日(周五)下午,要求所有被调查员工根据个人本周情况,填答 REIS、WL-EIS 和 In-role PS 问卷。而后,分别于 9 月 18 日、25 日和 10 月 2 日下午,要求被随机抽取的追踪调查样本员工根据个人当周情况,重复填答 REIS 问卷。在问卷填答前,要求员工间不得相互窥探、交流,同时承诺问卷内容仅为科研使用,不向包括其公司、领导在内的任何第三方提供。员工完成每次问

卷调查不超过 15 分钟,在最后一次问卷回收后,分别向不参与追踪调查和参与追踪调查的员工,提供一份价值约合人民币 50 元和 200 元左右的购物券作为礼品。

## 2.4 统计分析

采用 Stata 16.0 和 Mplus 8.1 对数据进行条目分析,信效度检验,以及跨性别、年龄、工龄、地域与时点的测量不变性。

## 3 结果

### 3.1 条目分析

计算鹿特丹情绪智力量表的 28 个条目得分与相应分维度总分的相关性,结果如表 2 所示。相关系数在 0.51 到 0.62 之间,且均达到显著性水平。同时,按照各条目得分进行升序排序,选择得分较高的 27% 为高分组,得分较低的 27% 为低分组,对两组被试在每个项目上的得分进行独立样本  $t$  检验。结果显示,所有条目在高低组的得分差异均显著。

表 2 项目分析结果( $n = 1021$ )

| 维度     | 条目 | $r$     | $t$      | 维度     | 条目 | $r$     | $t$     |
|--------|----|---------|----------|--------|----|---------|---------|
| 自我情绪评价 | 1  | 0.59*** | 10.32*** | 他人情绪评价 | 15 | 0.54*** | 2.59**  |
|        | 2  | 0.56*** | 11.15*** |        | 16 | 0.51*** | 2.31*   |
|        | 3  | 0.54*** | 11.17*** |        | 17 | 0.58*** | 6.15*** |
|        | 4  | 0.58*** | 11.87*** |        | 18 | 0.54*** | 3.55*** |
|        | 5  | 0.59*** | 13.20*** |        | 19 | 0.55*** | 3.25**  |
|        | 6  | 0.56*** | 10.28*** |        | 20 | 0.53*** | 3.44*** |
|        | 7  | 0.56*** | 10.10*** |        | 21 | 0.55*** | 2.25*   |
|        | 8  | 0.59*** | 16.68*** |        | 22 | 0.62*** | 6.32*** |
| 自我情绪调节 | 9  | 0.53*** | 14.06*** | 他人情绪调节 | 23 | 0.61*** | 6.06*** |
|        | 10 | 0.57*** | 15.21*** |        | 24 | 0.59*** | 4.79*** |
|        | 11 | 0.53*** | 12.82*** |        | 25 | 0.61*** | 5.55*** |
|        | 12 | 0.55*** | 14.88*** |        | 26 | 0.61*** | 5.70*** |
|        | 13 | 0.55*** | 15.34*** |        | 27 | 0.60*** | 6.90*** |
|        | 14 | 0.56*** | 15.17*** |        | 28 | 0.58*** | 4.87*** |

注: \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$ ,下同。

### 3.2 效度和信度分析

#### 3.2.1 结构效度

将全样本随机分为两组,组 1(511 人)用于探索性因素分析,组 2(510 人)用于验证性因素分析。首先,使用组 1 数据进行探索性因素分析。结果显

示,Bartlett 球形检验  $KMO = 0.92$ ,  $\chi^2 = 4445.19$ ,  $df = 378$ ,  $p < 0.001$ ,说明适合进行因子分析。而后采用主成分法提取公因子,初始特征值大于 1 的因子共 4 个,累计解释方差变异量为 54.81%,因子载荷如表 3 所示。

表 3 探索性因子分析结果

|       | 因子 1 | 因子 2 | 因子 3 | 因子 4 |       | 因子 1 | 因子 2 | 因子 3 | 因子 4 |
|-------|------|------|------|------|-------|------|------|------|------|
| Sfer1 | 0.68 |      |      |      | Ofer1 |      |      | 0.68 |      |
| Sfer2 | 0.69 |      |      |      | Ofer2 |      |      | 0.62 |      |
| Sfer3 | 0.71 |      |      |      | Ofer3 |      |      | 0.65 |      |
| Sfer4 | 0.69 |      |      |      | Ofer4 |      |      | 0.66 |      |

续表 3

|             | 因子 1  | 因子 2  | 因子 3 | 因子 4 |             | 因子 1 | 因子 2 | 因子 3  | 因子 4  |
|-------------|-------|-------|------|------|-------------|------|------|-------|-------|
| Sfer5       | 0.69  |       |      |      | Ofer5       |      |      | 0.61  |       |
| Sfer6       | 0.67  |       |      |      | Ofer6       |      |      | 0.66  |       |
| Sfer7       | 0.73  |       |      |      | Ofer7       |      |      | 0.71  |       |
| Sfea1       |       | 0.65  |      |      | Ofea1       |      |      |       | 0.59  |
| Sfea2       |       | 0.67  |      |      | Ofea2       |      |      |       | 0.67  |
| Sfea3       |       | 0.68  |      |      | Ofea3       |      |      |       | 0.66  |
| Sfea4       |       | 0.67  |      |      | Ofea4       |      |      |       | 0.68  |
| Sfea5       |       | 0.67  |      |      | Ofea5       |      |      |       | 0.62  |
| Sfea6       |       | 0.68  |      |      | Ofea6       |      |      |       | 0.65  |
| Sfea7       |       | 0.70  |      |      | Ofea7       |      |      |       | 0.63  |
| 解释方差<br>变异量 | 14.10 | 13.45 |      |      | 解释方差<br>变异量 |      |      | 12.98 | 13.65 |

注：Sfer = 自我指向情绪调节；Sfea = 自我指向情绪评价；Ofer = 他人指向情绪调节；Ofea = 他人指向情绪评价。

而后进行验证性因素分析,参照 Pekaar 等人 (2018)的研究建立了 4 个备选模型(具体模型见表 4 注释),数据拟合情况如表 4 所示。从各模型拟合数据来看,一至三因子模型拟合程度较差,应予以排除;一阶四因子和二阶四因子模型拟合指标均较好,

但如谢家树等人(2020)指出,中文版修订量表最优模型选取应同时考虑节俭性、与原量表一致性及与编制理论的契合性因素。因此,最终选用二阶四因子模型作为最优模型。

表 4 REIS 验证性因素分析模型比较拟合指数

| Model              | $\chi^2$ | df  | CFI   | TLI   | IFI   | RMSEA | SRMR  |
|--------------------|----------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| 一因子模型              | 1623.88  | 350 | 0.694 | 0.669 | 0.678 | 0.085 | 0.092 |
| 二因子模型 <sup>a</sup> | 1206.37  | 349 | 0.794 | 0.777 | 0.785 | 0.069 | 0.081 |
| 二因子模型 <sup>b</sup> | 1530.18  | 349 | 0.716 | 0.692 | 0.701 | 0.082 | 0.091 |
| 三因子模型              | 918.58   | 347 | 0.863 | 0.850 | 0.859 | 0.087 | 0.073 |
| 四因子模型              | 410.08   | 344 | 0.984 | 0.983 | 0.984 | 0.019 | 0.035 |
| 二阶四因子模型            | 417.64   | 366 | 0.984 | 0.982 | 0.981 | 0.020 | 0.036 |

注:二因子模型<sup>a</sup>分别将自我指向两维度合并,他人指向两维度合并,二因子模型<sup>b</sup>分别将情绪评价两维度合并,情绪调节两维度合。

3.2.2 效标关联效度

根据文献分析,使用 Wong - Law 情绪智力和工作绩效作为效标变量,分别与鹿特丹情绪智力量表总分及各维度得分进行相关分析。Wong - Law 情绪智力问卷与 REIS 问卷均测量情绪智力,Wong - Law 情绪智力问卷为同一变量的过往成熟量表。因此,该研究将其视为“金标准”效标。但由于两者测

量同一变量,具有内在的相关性,因此进一步选择工作绩效测量进一步检验 REIS 的效度。结果显示,鹿特丹情绪智力量表总分及各维度与 Wong - Law 情绪智力和工作绩效呈显著正相关(结果见表 5),表明 REIS 量表具有较好的效标效度(葛泉语等, 2021)。

表 5 REIS 及其各维度的效标关联效度

|                 | REIS 总分 | 自我指向<br>情绪评价 | 他人指向<br>情绪评价 | 自我指向<br>情绪调节 | 他人指向<br>情绪调节 |
|-----------------|---------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Wong - Law 情绪智力 | 0.31*** | 0.11***      | 0.18***      | 0.44***      | 0.25***      |
| 工作绩效            | 0.49*** | 0.26***      | 0.25***      | 0.66***      | 0.39***      |

### 3.2.3 区分效度与聚合效度

为检验 REIS 量表的区分和聚合效度,计算各维度的 AVE 值和 CR 值。结果表明(表6),CR 值均大于 0.7,AVE 大于 0.5,且平方根高于相关系数值,证明 REIS 具有良好的聚合和区分效度。

表6 REIS 区分效度与聚合效度检验结果

|             | 1       | 2       | 3       | 4      |
|-------------|---------|---------|---------|--------|
| 1. 自我指向情绪评价 | (0.65)  |         |         |        |
| 2. 他人指向情绪评价 | 0.49*** | (0.63)  |         |        |
| 3. 自我指向情绪调节 | 0.46*** | 0.41*** | (0.59)  |        |
| 4. 他人指向情绪调节 | 0.58*** | 0.63*** | 0.54*** | (0.61) |
| <i>M</i>    | 4.63    | 4.69    | 4.67    | 4.69   |
| <i>SD</i>   | 0.50    | 0.49    | 0.51    | 0.50   |
| AVE         | 0.58    | 0.55    | 0.53    | 0.51   |
| AVE 平方根     | 0.76    | 0.74    | 0.73    | 0.71   |
| CR          | 0.84    | 0.82    | 0.77    | 0.79   |

### 3.2.4 信度

全量表的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.92,各维度的 Cronbach's  $\alpha$  在 0.81 ~ 0.86 之间。全量表的半分信度系数为 0.92,各维度的半分信度系数在 0.82 ~ 0.86 之间。REIS 的三周重测信度为 0.89,各维度的重测信度在 0.75 ~ 0.78 之间。具体结果见表 7。

表7 REIS 及其各维度的信度

|                        | REIS<br>全量表 | 自我指向<br>情绪评价 | 他人指向<br>情绪评价 | 自我指向<br>情绪调节 | 他人指向<br>情绪调节 |
|------------------------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Cronbach's $\alpha$ 系数 | 0.92        | 0.85         | 0.81         | 0.86         | 0.83         |
| 半分信度系数                 | 0.92        | 0.85         | 0.82         | 0.86         | 0.83         |
| 重测信度                   | 0.89        | 0.78         | 0.75         | 0.78         | 0.77         |

### 3.3 跨性别、年龄、工龄和地域测量不变性检验

近期研究表明,在测量工具检验过程中进行测量不变性测试,对于确认测量工具适用范围具有重要意义(曾练平等,2020)。常用的测量不变性检验通常包括形态等值、弱等值、强等值、严格等值和因子方差-协方差等值等,若检验测量工具在不同情境下的等值性,仅需测量形态等值和弱等值性(谢

家树等,2020)。参照 Pekaar 等人(2018)的检验程序,本文采用多群组验证性分析对鹿特丹情绪智力量表跨性别、年龄、工龄和地域测量不变性检验。

#### 3.3.1 性别测量不变性检验

首先,本文依据填答者性别,将全样本数据分成男、女两组。而后,构建基线模型 M1 检验量表是否具有跨性别形态不变性,拟合数据显示形态等值性良好。最后,构建跨性别因子负荷等值模型 M2 检验量表是否具有跨性别弱等值性。结果如表 8 所示,形态等值性和弱等值性之间的卡方差异检验表现不显著( $\Delta\chi^2 = 7.58, p > 0.05$ ),且拟合指标差异值检验结果小于临界值( $\Delta CFI \leq 0.01$ )。综上所述,这表明量表的跨性别测量不变性检验成立。

#### 3.3.2 年龄测量不变性检验

依据填答者年龄,将全样本数据平均分为 4 组,并运用同样的方法对量表进行跨年龄测量不变性进行检验。结果如表 8 所示,形态等值性和弱等值性之间的卡方差异检验表现不显著( $\Delta\chi^2 = 51.42, p > 0.05$ ),且拟合指标差异值检验结果小于临界值( $\Delta CFI \leq 0.01$ )。综上所述,这表明量表的跨年龄测量不变性检验成立。

#### 3.3.3 工龄测量不变性检验

依据填答者工作时长,将全样本数据平均分为 3 组,并运用同样的方法对量表进行跨工龄测量不变性进行检验。结果如表 8 所示,形态等值性和弱等值性之间的卡方差异检验表现不显著( $\Delta\chi^2 = 45.59, p > 0.05$ ),且拟合指标差异值检验结果小于临界值( $\Delta CFI \leq 0.01$ )。综上所述,这表明量表的跨工龄测量不变性检验成立。

#### 3.3.4 地域测量不变性检验

依据填答者工作地点,将全样本数据分为大陆组、香港组和台湾组,并运用同样的方法对量表进行跨地域测量不变性进行检验。结果如表 8 所示,形态等值性和弱等值性之间的卡方差异检验表现不显著( $\Delta\chi^2 = 44.51, p > 0.05$ ),且拟合指标差异值检验结果小于临界值( $\Delta CFI \leq 0.01$ )。综上所述,这表明量表的跨地域测量不变性检验成立。

表8 测量不变性检验模型拟合指数表

|         | $\chi^2$ | <i>df</i> | CFI  | RMSEA | SRMR | $\Delta\chi^2$ | $\Delta df$ | <i>p</i> | $\Delta CFI$ |
|---------|----------|-----------|------|-------|------|----------------|-------------|----------|--------------|
| 性别测量不变性 |          |           |      |       |      |                |             |          |              |
| M1      | 858.56   | 688       | 0.98 | 0.02  | 0.03 | —              | —           | —        | —            |
| M2      | 866.14   | 712       | 0.98 | 0.02  | 0.03 | 7.58           | 24          | 0.999    | 0.00         |

续表 8

|         | $\chi^2$ | df   | CFI  | RMSEA | SRMR | $\Delta\chi^2$ | $\Delta df$ | p     | $\Delta CFI$ |
|---------|----------|------|------|-------|------|----------------|-------------|-------|--------------|
| 年龄测量不变性 |          |      |      |       |      |                |             |       |              |
| M1      | 1697.11  | 1376 | 0.97 | 0.03  | 0.04 | —              | —           | —     | —            |
| M2      | 1748.53  | 1448 | 0.97 | 0.03  | 0.05 | 51.42          | 72          | 0.968 | 0.00         |
| 工龄测量不变性 |          |      |      |       |      |                |             |       |              |
| M1      | 1259.53  | 1032 | 0.98 | 0.03  | 0.04 | —              | —           | —     | —            |
| M2      | 1305.12  | 1080 | 0.98 | 0.03  | 0.04 | 45.59          | 48          | 0.572 | 0.00         |
| 地域测量不变性 |          |      |      |       |      |                |             |       |              |
| M1      | 1312.25  | 1032 | 0.97 | 0.03  | 0.04 | —              | —           | —     | —            |
| M2      | 1356.76  | 1080 | 0.97 | 0.03  | 0.04 | 44.51          | 48          | 0.617 | 0.00         |

注:M1 为形态等值性,M2 为弱等值性。

3.4 追踪研究中的重复测量有效性

正如前文所述,鹿特丹情绪智力量表具有测量个体在不同情境下情绪智力运用差异的优势。为验证这一观点,该研究进一步对该量表在重复测量中的有效性进行验证。

3.4.1 跨时点测量的个体内变异检验

验证量表是否能够在多个时点上重复测量,首先应关注其在多次测量中,测量结果的个体内变异对总变异的解释率占比情况(林琳等,2020)。换言之,多时点重复测量的前提是 REIS 随时间变化,若被试的 REIS 不随时间发生显著变化,则不需要进行重复测量。相反,被试的 REIS 随时间发生显著变化,则需要有效的测量工具获得被试在多时点的 REIS。因此在进行跨时点测量不变性检验前需要先检验被试的 REIS 是否随时间变化(即个体内变异对总变异的解释率高)。REIS 的总变异可以拆分为个体间变异和个体内变异,ICC(intraclass correlation coefficient)为组内相关系数,反映个体内变异对总变异的解释率。对于个体追踪研究(该研究)而言,“组”即是由同一个个体多时点下获得数据组成的。因此计算 REIS 的 ICC 值,用以检验 REIS 在个体内是否存在显著变化,且这种变异并非随机的,而是有意义的(林琳等,2020)。

因此,本文构建仅包含情绪智力而不包含其他结果变量的零模型,计算个体内与个体间方差及个

体内方差占总方差的比例(ICC)。结果显示(表 9),使用鹿特丹情绪智力量表各维度的 ICC 均小于临界值(ICC=0.75;Fleiss,1986)。这表明使用鹿特丹情绪智力量表测得个体情绪智力在个体内存在显著差异,具有动态变化的特点。并且这种变异非随机出现,量表能够有效捕捉个体在不同情境下情绪智力的运用差异。

表 9 REIS 及其各维度的 ICC

|     | 自我指向<br>情绪评价 | 他人指向<br>情绪评价 | 自我指向<br>情绪调节 | 他人指向<br>情绪调节 |
|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|
| ICC | 0.66         | 0.57         | 0.64         | 0.55         |

3.4.2 跨时点测量不变性检验

为将鹿特丹情绪智力量表应用于长期追踪调查,还需验证量表在重复测量时的不变性。参照 Hu 和 Cheung 的研究(2008),该研究构建形态不变性(M1)、弱不变性(M2)和强不变性(M3)模型对该量表 4 期测量的结果进行检验。其中,形态不变性作为基线检验,允许四次测量中相同指标的误差相关,其他参数自由估计;弱不变性在设定测量形态相同的基础上,再设定同一指标四次测量负荷等值;强不变性在设定测量弱不变性的基础上,再设定同一指标四次测量截距(均值)不变。结果如表 10 所示,M1 与 M2、M2 与 M3 之间的  $\Delta\chi^2$  表现不显著( $p>0.05$ ),且  $\Delta CFI\leq 0.01$ )。这表明模型不变性检验成立,意味着该量表在追踪研究中跨时点测量可靠。

表 10 跨时点测量不变性检验模型拟合指数表

|    | $\chi^2$ | df   | CFI  | RMSEA | SRMR | $\Delta\chi^2$ | $\Delta df$ | p     | $\Delta CFI$ |
|----|----------|------|------|-------|------|----------------|-------------|-------|--------------|
| M1 | 1756.69  | 1376 | 0.96 | 0.04  | 0.04 | —              | —           | —     | —            |
| M2 | 1807.48  | 1448 | 0.96 | 0.04  | 0.05 | 50.79          | 72          | 0.973 | 0.00         |
| M3 | 1876.55  | 1520 | 0.96 | 0.04  | 0.06 | 69.07          | 72          | 0.576 | 0.00         |

注:M1 为形态不变性,M2 为弱不变性,M3 为强不变性。

#### 4 讨论

Pekaar 等人(2018)指出,以往有关情绪智力的测量工具或是无法捕捉个体在不同情境下情绪智力的差异(如特质型情绪智力量表),或是在情绪调节方面仅关注自我指向维度(如传统能力型情绪智力量表)。缺乏动态测量能力或是他人指向情绪调节维度,使得现有研究无法较好地纵向解析情绪智力在职场中发挥的积极作用。因此,Pekaar 等人(2018)开发了一个包含4个维度、28个条目的鹿特丹情绪智力量表以弥补传统量表不足。为验证该量表在中华文化背景下的适用性,在获得许可后,该研究基于两岸三地样本对 REIS 量表进行修订及检验。

项目分析显示,中文版量表的28个条目与相应分维度总分均呈现显著相关( $p < 0.05$ ),系数在0.51~0.62之间。高低分组在各条目上的差异达显著水平,证明条目鉴别力良好。该研究中,鹿特丹情绪智力量表的 Cronbach's  $\alpha$  系数为0.92,各维度的 Cronbach's  $\alpha$  系数介于0.81~0.86之间;总量表的分半信度系数为0.92,各维度分半信度系数在0.82~0.86之间,各信度指标均符合测量学标准。

该研究还对修订后量表的结构效度和效标效度做了检验。探索性因素分析和验证性因素分析的综合结果显示,该量表二阶四因子模型拟合程度最佳。这表明,修订后的鹿特丹情绪智力量表仍符合原量表的理论构想,且同样具有良好的结构效度。通过梳理过往文献发现,中文版 Wong - Law 情绪智力量表是情绪智力研究中的常用量表,在不同职业、年龄群体中广泛使用(刘鑫鑫,但菲,2019)。此外,Pekaar 等人(2018)认为,鹿特丹情绪智力量表在预测工作绩效方面具有优势。因此,该研究选用 Wong - Law 情绪智力量表测得的情绪智力与工作绩效作为效标,对该量表进行效标效度检验。研究结果表明,Wong - Law 情绪智力量表测得的情绪智力与工作绩效与中文版 REIS 量表总分及各维度间相关性显著,即中文版该量表具有良好的效标关联效度。同时结果发现,相对于自我指向情绪评价与情绪调节,工作绩效与他人指向情绪评价与情绪调节相关性更高。正如过往研究发现,他人指向情商更有助于提升社会互动及其结果(Joseph & Newman, 2010),这一结果也凸显了该量表相较于传统量表的优势所在。多组验证性因素分析结果显示,中文版 REIS 量表在不同性别、年龄和工龄样本间潜变量构成形

态和各条目因子载荷均相等。这表明,该量表在上述被试样本间的测量不变性成立,其测量结果在男女性别、年龄和工龄样本间的差异可理解为实际存在的差异,测量工具本身不存在明显的误差。特别地,地域测量不变性检验结果表明,尽管两岸三地存在较为明显的社会差异,但中文版 REIS 量表呈现出较强的测量稳定性。尽管过往研究发现,文化使得不同国家和种族群体在情绪表达以及对不同现象的情绪反应上存在着差异。但随着社会的发展和沟通的不断深化,东方文化中的善解人意和西方文化中的鼓励情绪表达逐渐交融,理解并管理好自己与他人感受和情绪并能与不同背景人群建立和维持良好人际关系成为各类社会情境下均具有积极意义的能力。这也最终致使 REIS 量表中文版与原版一致,不仅能够准确测量个体情绪智力,也在中华文化背景下的两岸三地有良好的测量效果。但需要注意的是,这种一致性仅在 REIS 量表的测量问题上体现,情绪智力对其他因素(如工作场所绩效、领导效能)的影响在不同文化环境下仍是异质的,其内在机理仍需进一步研究(吕鸿江等,2018)。

随着基于过程视角的范式映射到社会科学研究的观念与方法发展上,学者逐渐重视从动态视角审视个体心理过程(Oerlemans & Bakker, 2013)。近年来,越来越多的学者开始从纵向审视情绪智力的变化及其与变量的关系(Ye et al., 2019)。Pekaar 等人(2018)也认为,该量表的另外一个重要优势是能够更为精确地捕捉个体情绪智力变化。为进一步验证量表在追踪研究中重复测量的有效性,该研究应用该量表进行了多期调查。重复测量 ICC 结果,情绪智力及其各维度均在个体内存在显著差异,这意味着量表可以稳定捕捉情绪智力的变化。而后跨时点测量不变性检验的巢套模型比较结果显示,中文版 REIS 量表在不同时点下变量构成形态、各条目因子载荷和截距均相等。这表明该量表在重复测量中能够较为稳定地捕捉个体情绪智力水平,不存在因时间变化而导致的明显误差。更重要的是,由于情绪处理可能同时或交替涉及不同指向、不同认知过程的动态相互作用。而 REIS 量表的不同维度间重复测量的能力同样突出,这也为未来研究进一步解析个体情绪智力的运用及其螺旋上升过程提供了良好的工具。

#### 5 结论

综上所述,REIS 量表的优势在于能够更加深入

地探究一些情绪智力相关的研究问题,能够为后续的研究提供相当的工具性支持。同时,研究结果显示,修订后的 REIS 量表结合了中华文化的情景,能够更好地被应用于情绪智力的相关研究。

### 参考文献

- 曾练平,王语嫣,曾冬平,余爱,兰文杰. (2020). 工作繁荣量表在中国员工中的信效度检验. *中国临床心理学杂志*, 28(4), 730 - 733, 704.
- 傅俏俏,叶宝娟,温忠麟. (2012). 压力性生活事件对青少年主观幸福感的影响机制. *心理发展与教育*, 28(5), 516 - 523.
- 葛泉语,李小明,侯玉波. (2021). 孔子思想中的君子人格:心理学测量的探索. *心理学报*, 53(12), 1321 - 1334.
- 胡娜,桑标,刘俊升,潘婷婷,黄元元. (2020). 社会互动视角下的人际情绪调节:概念、测量和理论取向. *心理科学*, 43(5), 1227 - 1234.
- 林琳,何国平,张晓飞. (2020). 护士状态正念与工作满意度的关系:基于日记法的研究. *中国临床心理学杂志*, 28(4), 788 - 792.
- 刘鑫鑫,但非. (2019). 幼儿教师教学效能感与情绪智力的关系. *中国健康心理学杂志*, 27(4), 600 - 603.
- 吕鸿江,韩承轩,王道金. (2018). 领导者情绪智力对领导力效能影响的元分析. *心理科学进展*, 26(2), 204 - 220.
- 孙建群,田晓明,李锐. (2019). 情绪智力的负面效应及机制. *心理科学进展*, 27(8), 1451 - 1459.
- 谢家树,孙旭宁,黎承涛,张盈霄,Chunyan, Y., George, G. B. (2020). 特拉华校园氛围量表(家长卷)中文版修订. *中国临床心理学杂志*, 28(3), 477 - 482.
- 叶宝娟,游雅媛,董圣鸿,王敬群. (2018). 情绪智力对农村小学校长职业倦怠的影响:领导效能和工作满意度的链式中介作用. *心理科学*, 41(6), 1430 - 1435.
- 赵明楠,蒋昊圻,祁兵,杨军. (2024). 中国网球运动员情绪智力理论模型构建与量表编制. *心理研究*, 17(1), 42 - 53.
- 郑晓明,余宇,刘鑫. (2022). 配偶情绪智力对员工工作投入的影响:员工生活幸福感的中介作用和性别的调节作用. *心理学报*, 54(6), 646 - 664.
- Demerouti, E. (2023). Effective employee strategies for remote working: An online self - training intervention. *Journal of Vocational Behavior*, 142, 103857.
- Fleiss, J. L. (1986). Reliability of measurement. In J. L. Fleiss (Ed.), *Design and analysis of clinical experiments* (pp. 1 - 32). New York: John Wiley & Sons.
- Frijda, N. H. (1986). *The emotions: Studies in emotion and social interaction*. New York: Oxford University Press.
- Hu, C., & Cheung, G. W. (2008). Eight general questions on measurement equivalence/ invariance that bother me most. *Academy of Management*, 1, 1 - 6.
- Joseph, D. L., & Newman, D. A. (2010). Emotional intelligence: An integrative meta - analysis and cascading model. *Journal of Applied Psychology*, 95(1), 54 - 78.
- Joseph, D. L., Jin, J., Newman, D. A., & O'Boyle, E. H. (2015). Why does self - reported emotional intelligence predict job performance? A meta - analytic investigation of mixed EI. *Journal of Applied Psychology*, 100(2), 298 - 342.
- Kotsou, I., Mikolajczak, M., Heeren, A., Grégoire, J., & Leys, C. (2019). Improving emotional intelligence: A systematic review of existing work and future challenges. *Emotion Review*, 11(2), 151 - 165.
- Mayer, J. D., Roberts, R. D., & Barsade, S. G. (2008). Human abilities: Emotional intelligence. *Annual Review of Psychology*, 59, 507 - 536.
- Oerlemans, W. G., & Bakker, A. B. (2013). Capturing the moment in the workplace: Two methods to study momentary subjective well - being. In A. B. Bakker (Ed.), *Advances in positive organizational psychology* (Vol. 1, pp. 329 - 346). Bingley: Emerald.
- Pekaar, K. A., Bakker, A. B., van der Linden, D., & Born, M. P. (2018). Self - and other - focused emotional intelligence: Development and validation of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale (REIS). *Personality and Individual Differences*, 120, 222 - 233.
- Pekaar, K. A., Bakker, A. B., van der Linden, D., Born, M. P., & Sirén, H. J. (2018). Managing own and others' emotions: A weekly diary study on the enactment of emotional intelligence. *Journal of Vocational Behavior*, 109, 137 - 151.
- Petrides, K. V., & Furnham, A. (2001). Trait emotional intelligence: Psychometric investigation with reference to established trait taxonomies. *European Journal of Personality*, 15(6), 425 - 448.
- Prentice, C., Dominique Lopes, S., & Wang, X. (2020). Emotional intelligence or artificial intelligence - an employee perspective. *Journal of Hospitality Marketing & Management*, 29(4), 377 - 403.
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3), 185 - 211.
- Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in - role behaviors. *Journal of Management*, 17(3), 601 - 617.
- Wang, X., Cai, Y., & Tu, D. (2023). The application of item response theory in developing and validating a shortened version of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale. *Current Psychology*, 42, 22949 - 22964.