

·心理学·

征兵情境下社会期许性量表的编制*

代静¹ 马进¹ 张莉莉¹ 史波² 许春博¹ 王斌¹ 胡文东^{1△}

(1 第四军医大学航空航天医学系 陕西 西安 710032 2 空军工程大学心理咨询室 陕西 西安 710032)

摘要 本研究根据 Paulhus 1998 年提出的双成分模型为理论基础,结合已有问卷,编制征兵心理检测情境下社会期许性量表。对某军校 2010 级的 1224 名新生分别在“应征心理检测情境”和“非应征情境”下,进行两次施测,前后测试间隔 7 个月,并对调查数据进行探索性因素分析和验证性因素分析。根据探索性因子分析提取的印象管理和自我欺骗两因子模型,符合理论构想,经验性因子分析表明量表的结构效度良好,前后测试结果具有显著性差异,且效应值较大,内部一致性信度和重测信度均符合预期设想,自编征兵情境下社会期许性量表的信、效度均达到心理测量学的要求。

关键词 社会期许性;人格测试;征兵;探索性因子分析;验证性因子分析

中图分类号 B84 **文献标识码** A **文章编号** :1673-6273(2012)07-1349-05

Development of the Social Desirability Scale in Recruitment Situation*

DAI Jing¹, MA Jin¹, ZHANG Li-li¹, SHI Bo², XU Chun-bo¹, WANG Bin¹, HU Wen-dong^{1△}

(1 Department of Aerospace Medicine, the Fourth Military Medical University, Xi'an 710032, China ;

2 Counseling Room, Air Force Engineering University, Xi'an 710032, China)

ABSTRACT: This study was based on Paulhus's two-component model proposed in 1998, combined with existing questionnaires, to develop the social desirability scale in recruitment situation. 1224 freshmen which came from a military university took part in the experiment twice, one in the "psychological testing of the recruitment situation" and one in "non-recruitment situation". Time between the two tests is seven months. After a series of Exploratory factor analysis (EFA) and Confirmatory factor analysis (CFA), we extracted two factors - impression management and self-deception, which consisted with Paulhus's two-component model well, and the scale had good construct validity. There was a significant difference between the two tests, with moderate effect size. The internal consistency reliability and test-retest reliability were in line with the assumption. In a word, validity and reliability analyses showed that the psychometric properties of the social desirability scale in recruitment situation are acceptable.

Key words: Social desirability; Personality test; Recruitment; Exploratory factor analysis; Confirmatory factor analysis

Chinese Library Classification(CLC): B84 **Document code:** A

Article ID:1673-6273(2012)07-1349-05

前言

自 20 世纪 80 年代末以来的二十几年中,人格测验已经被大量的应用于人事测评与选拔,而且大量的元分析结果已经证实人格测验的得分能够预测一些重要的组织结果,如工作绩效^[1]和员工的工作满意度^[2]。在军事心理研究中,人格测验也发挥了巨大作用。在征兵心理选拔测试中,人格测验能够有效地淘汰心理不合格的应征公民;及时了解新入营战士的心理健康状况,有效地预防战士在部队期间由于压力、情绪等原因造成的心理问题^[3];在军人心理健康维护方面,能够有效地检测军队基层军官心理健康状况^[4];以及用于探讨军事飞行员的人格特征与飞行绩效的关系^[5-7]。

尽管如此,许多组织机构担心在组织环境下,尤其在人事选拔或公民征兵心理检测情境中,检测对象是应聘者、应征者,

这些应答者怀着被选拔的目的回答问卷,填写自陈量表时就存在作伪的潜在动机和可能性。个体会有意地提高人格测试得分,以期获得对自己有利的结果^[8]。得分上的提高表现了测试者正向拔高的自我,而非真实自我,这种现象一般称之为社会期许性反应(Socially Desirability Responding, SDR)^[9]。诚实、欺骗反应、自我拔高、良好印象等词汇均是用来描述这种反应。随着性格测量在征兵、人事测评与选拔中越来越广泛地应用,学者和雇主们不得不关注其中可能存在的社会期许性反应的问题。

1 资料与方法

1.1 资料

本研究被试为某军校 2010 级全体学员,共 1224 人,其中,男生 1200(98%)人,女生 24(2%)人,地方生 959(78.3%)人,战

* 基金项目 国家自然科学基金 - 民航联合基金(60879007)

作者简介 代静(1985-)男,硕士研究生,主要从事心理测量学研究工作, E-mail: daijing19851115@yahoo.cn, Tel: 02984774825 转 804; 15829782733

△通讯作者 胡文东 E-mail: huwend@fmmu.edu.cn

(收稿日期 2011-10-08 接受日期 2012-10-31)

士生 265(21.7%)人 ;年龄在 17-24 岁之间 ,平均年龄为 19.6 岁。其中 地方生为应届高中毕业生 ,战士生为高中毕业后 ,在基层服役两年后考军校的士兵。

1.2 方法

本研究采用美国心理学家 R.B.Cattell 编制的《华东师范大学心理系 1989 年重新修订的《卡特尔十六种个性因素量表》,简称 16PF。该测验间隔两周后的重测信度为 0.48 至 0.92 之间。统计分析工具为 SPSS 13.0 和 LISREL 8.70。

1.3 社会期许性量表初始项目的收集

收集目前广泛应用的各种有关社会赞许性测量量表 ,主要包括《期待性回答平衡问卷》(BIDR)、《马洛-克洛恩社会期望量表》(MCSD)、《爱德华社会期望量表》、《明尼苏达多项人格测验》的 K 量表和 L 量表等相关量表^[4]。之后由一名资深心理测评专家和 4 名心理测量学研究生 ,依据社会赞许性反应的概念的理解 ,对所收集条目进行筛选。剔除重叠条目 ,挑选出描述恰当 ,适合中国文化背景的条目 ,获得一个包含 84 个条目的社会赞许性反应项目集。为了和 16PF 答案一致 ,问卷采用三点等级积分方式来考察被试的社会期许性反应程度 ,评价尺度为“是的”、“不确定”、“不是的”。

1.4 研究流程

若社会期许性量表单独施测 ,很容易让被试识别测试意图 ,故采用社会期许性量表与 16PF 同时施测的方式 ,才能有效地测量社会期许性反应程度。将初始问卷的 84 个条目随机插入 16PF 问卷中 ,一共形成 271 个项目的《性格测验》。

所有受试者为国内某一军校的大一全体学员 ,该校在每年开学的第一个月内 ,大一新学员都必须强制性进行一次全面的心理测试 ,并由学校卫生处将每一个人的结果进行整理、分析 ,对疑似精神病学员送往市区的精神病院进行诊断 ,确诊为精神病的学员予以退学处理。第一次测试时间为 2010 年 9 月。

第一次测试指导语如下 :

“下面进行一次《性格测验》,为每个学员建立心理档案 ,并筛选出在人格或心理上有障碍的部分学员 ,进行进一步的诊断测验 ,或直接送往学校卫生处心理咨询中心 ,进行心理疏导 ,希望大家认真对待。”

将第一次测试结果进行项目分析 ,并编制出军校学员的社会期许性量表初版 ,将编制好的社会期许性量表初版随机插入 16PF ,间隔 7 个月之后(在这 7 个月内 ,被试本身的性格特点不

会发生明显变化^[15]) ,进行第二次测试。第二次测试时间为 2011 年 5 月。

第二次测试指导语如下 :

“大家好 ! 为了对全国范围内的青少年做一性格特点的普查 ,并建立中国青少年性格特点的常模 ,抽取贵校的部分学员 ,做一次调查研究。

首先 ,本次调查内容纯属科研性质 ,不作筛选 ,测试结果跟个人结果的好坏没有直接关系 ,测试结果仅供主试本人参考 ;

其次 ,调查结果我们会严格保密 ,不对任何机构公开 ;

第三 ,如果大家想知道自己的调查结果 ,想更好的了解自己的性格特点 ,请将电子邮箱写在信息卡片的下方空白处 ,数据处理完之后 ,我们会马上将您的测试结果发到您的邮箱 ,并且会根据您的调查结果 ,给您提供如何更好、更有效的学习建议 ;若没有电子邮箱 ,但又想知道自己调查结果的学员 ,请在“是否想知道测试结果?”中回答“是” ,届时会由主试本人按照测试编号 ,亲自将打印结果送到您的手上 ;

最后 ,再次声明本调查纯属科研目的 ,请大家按照自己的真实想法来回答 ,抓住这一次难得了解自我的机会 ,再次感谢大家的配合 !”

2 结果与分析

2.1 探索性因子分析

将第一次测试条件下的数据结果平均分为 A、B 两个部分 ,采用 SPSS13.0 对有效数据进行分析 ,对 A 部分数据结果进行探索性因素分析 ,KMO 值为 0.928 ,表明问卷各项目间的相关程度无太大差异 ,适合进行因素分析 ,Bartlett 球形检验的卡方值为 15626.051 ,自由度为 3486 ,P 值小于 0.001 ,球形假设被拒绝 ,表明问卷项目间并非独立 ,取值是有效的。综合以上两个指标 ,可以认为测量数据适合进行因素分析。

依据 Paulhus 提出的两因素模型 ,在进行探索性因素分析时以主成份法限定抽取两个共同因子 ,并以最大变异法进行转轴。删除项目时以因素负荷量小于 0.30 或者共同性低于 0.2 为标准。结合社会赞许性反应的概念结构 ,删除不满足测量要求的项目 ,多次重复这一探索过程 ,直至变异累积率趋于稳定 ,如表 1 所示 ,两因子解释总变异量为 37.02%。由于因子 1 更多涉及道德倾向 ,故将其命名为印象管理 ;因子 2 更多涉及自我中心倾向 ,将其命名为自我欺骗。

表 1 A 部分数据探索性因素分析结果

Table 1 Results of EFA to data A

提取因素 Factor	特征值 Eigenvalue	变异百分比 Variation percentage	累积变异百分比 Cumulative variation percentage
Factor 1	3.79	18.93%	18.93%
Factor 2	3.62	18.08%	37.02%

2.2 验证性因子分析

为了考察构想模型与理论模型的拟合度 ,以及项目与各因素之间的关系 ,对该模型进行了验证性因子分析。即将探索性因素分析的所得项目 ,采用 LISREL 8.70 利用 B 部分数据进行验证性因素分析 ,按侯杰泰等人的删题原则^[16] ,分别在印象

管理和自我欺骗两个维度上 ,最终两因素各保留 10 个项目。同理 ,将第二次测试结果进行验证性因子分析 ,并与第一次结果进行比较。如表 2、表 3 所示。

由表 2 可知 ,前后两次测试在印象管理和自我欺骗上的因子载荷均较高 ,绝大部分载荷都大于 0.4 ,基本达到心理测量学

的要求,且同一项目前后两次因子载荷相差不大,说明测验项目的稳定性较好。

表 2 社会期许性量表前后两次验证性因子分析结果
Table 2 Two results of CFA to the social desirability scale

印象管理 Impression management			自我欺骗 Self-deception		
题号 NO.	第一次 First	第二次 Second	题号 NO.	第一次 First	第二次 Second
1	0.52	0.38	11	0.57	0.57
2	0.35	0.46	12	0.65	0.59
3	0.65	0.57	13	0.53	0.47
4	0.46	0.41	14	0.63	0.58
5	0.62	0.45	15	0.60	0.58
6	0.56	0.46	16	0.52	0.46
7	0.62	0.53	17	0.61	0.51
8	0.56	0.51	18	0.40	0.40
9	0.46	0.41	19	0.47	0.45
10	0.51	0.53	20	0.48	0.37

注:第一次人数为 612(A 部分的 612 个数据用于探索性因子分析)第二次人数为 1224,下同。

Note: The first contains 612 subjects' results (Data A for exploratory factor analysis), the second contains 1224, the same below.

表 3 社会期许性量表前后两次验证性因子分析的拟合指数
Table 3 Fit indexes of CFA to the social desirability scale

Fit index	df	X ²	X ² /df	RMSEA	NNFI	CFI	IFI	NFI	RMR	GFI	AGFI
M1	169	560.52	3.32	0.056	0.95	0.96	0.96	0.94	0.0084	0.93	0.91
M2	169	597.19	3.53	0.046	0.94	0.95	0.95	0.93	0.0079	0.95	0.94

注:M1、M2 分别代表第一次测试和第二次测试的模型。

Note: M1,M2 representing the first and the second model respectively.

模型整体效度参数估计,一般采用 X²/df, RMSEA, NNFI, CFI 等;一般认为,X²/df 小于 5(越小越好),RMSEA 小于 0.08(越小越好),NNFI、CFI、GFI、AGFI、NFI、IFI 在 0.9 以上(越大越好),代表观测矩阵与理论估计矩阵适配性越好,即拟合的模

型是一个“好”模型^[16]。由表 3 可知,前后两次测试的各项拟合指数非常接近,且均达到了测量学要求,观测数据的矩阵与理论模型,即与 Paulhus 提出的两因素模型矩阵非常接近,模型拟合良好,说明社会期许性量表具有较好的结构效度。

表 4 量表的内部一致性分析
Table 4 The internal consistency of the scale

因素 Factor	第一次 First	第二次 Second
社会期许性 Social desirability	0.87	0.81
印象管理 Impression management	0.80	0.73
自我欺骗 Self-deception	0.81	0.77

2.3 信度检验

2.3.1 内部一致性信度 分别计算前后两次测试印象管理、自我欺骗,以及整个社会期许性量表的克隆巴赫 a 系数,结果如下表 4 所示,前后两次测试结果的 a 系数均大于 0.7 以上,达到

了可接受的水平,说明该量表具有较好的内部一致性信度。

2.3.2 重测信度 如下表 5 所示,分别计算前后两次测试各维度以及整个社会期许性量表之间的相关系数,印象管理、自我欺骗和社会期许性总分前后两次的相关系数分别为 0.55、0.53 和

0.58,属于中等以上相关,且均在 0.01 水平上有统计学意义,说明社会期许性量表具有较好的重测信度。

2.4 效度检验

2.4.1 结构效度 由表 3 中验证性因子分析的拟合指数来看,前后两次的拟合指数均达到了心理测量学的要求,即与 Paulhus 提出的两因素模型矩阵非常接近,模型拟合良好,说明社会期

许性量表具有较好的结构效度。同时,表 5 中前后两次测试两维度间的相关系数分别为 0.55 和 0.42,属于中等程度的相关水平;前后两次印象管理和自我欺骗与总分的相关分别为 0.87、0.89 和 0.80、0.88,均处于高相关水平,表明印象管理和自我欺骗两维度间有联系又有区别,且与整个量表有较强联系,也可以说明量表的结构效度较好。

表 5 前后两次各维度间的相关系数

Table 5 Correlation coefficients between the factors of two tests

因素 Factor	印象管理 1 Impression management1	自我欺骗 1 Self-deception1	社会期许性 1 Social desirability1	印象管理 2 Impression management2	自我欺骗 2 Self-deception2	社会期许性 2 Social desirability2
印象管理 1 Impression management1	1.00					
自我欺骗 1 Self-deception1	0.55**	1.00				
社会期许性 1 Social desirability1	0.87**	0.89**	1.00			
印象管理 2 Impression management	0.55**	0.30**	0.48**	1.00		
自我欺骗 2 Self-deception2	0.34**	0.53**	0.50**	0.42**	1.00	
社会期许性 2 Social desirability2	0.51**	0.51**	0.58**	0.80**	0.88**	1.00

Note: **P<0.01.

2.4.2 内容效度 从理论上讲,第一次的社会期许性程度要较第二次强,将其作为验证标准,来检验社会期许性量表的得分差异。分别计算两次测试中印象管理、自我欺骗和社会期许性总分的均数和标准差,采用配对样本 t 检验进行差异性检验,结果如表 6 所示,第一次结果要显著高于第二次,在 0.01 水平

上有统计学意义,其中印象管理的效应值较大为 0.72,自我欺骗为 0.36,总量表效应值为 0.64,属于中等偏上效应。第一次测试的社会期许性程度要显著高于第二次,满足理论前提,说明社会期许性量表能够较好地反映社会期许性程度,具有较高的内容效度。

表 6 前后两次测试结果的差异分析(M± SD)

Table 6 Difference analysis for two tests(M± SD)

因子 Factor	第一次 First	第二次 Second	效应值 d Effect size d	T	P
社会期许性 Social desirability	11.30 ± 4.78	8.68 ± 4.08	0.64	17.78**	<0.001
印象管理 Impression management	4.41 ± 2.63	2.75 ± 2.16	0.72	19.99**	<0.001
自我欺骗 Self-deception	6.89 ± 2.78	5.93 ± 2.68	0.36	10.13**	<0.001

注: **P<0.01. 效应值 d 计算方法采用配对样本 t 检验的效应值计算公式,见《心理与行为科学统计》,甘怡群等(2005)^[17]。

Note: **P<0.01. Effect size d is calculated by a paired samples t-test formula, see 《Psychological and Behavioral Science Statistics》, Yi-Qun Gan et al (2005)^[17].

3 讨论

本研究目的是在前人研究的基础上,根据 Paulhus(1984)提出的社会期许性两因素模型:自我欺骗和印象管理。自我欺骗是指个体认为正确的任何正面的偏差反应,是一种个体对自我信念的自我保护,而非有意识地掩饰。印象管理是指个体为了给他人留下一个良好印象而在测验过程中有意识地进行掩

饰,是一种有意识有目的的对他人的欺骗性反应。前者反应了一些实质性的人格成分,后者对情景要求敏感(Paulhus, 1998)。社会期许性的两因素模型得到了较多学者的认可^[10-13]。在现有的社会期许性量表中,如《期待性回答平衡问卷》(BIDR-6)、《马洛-克洛恩社会期望量表》(MCSD)、《爱德华社会期望量表》、《明尼苏达多项人格测验》的 K 量表和 L 量表等相关量表,并不一定适用于中国公民应征心理检测中,理由如下:

第一,基于社会赞许性反应对征兵以及人事选拔的重要意义,本研究是以 Paulhus 1998 年双成分模型为理论基础,从自我欺骗和印象管理的内容及内容的社会赞许性程度上区分两者,而非以单一维度,或从意识层面对社会期许性进行区分;同时根据国外已有的经典社会赞许性反应测量工具及其编制方法,编制应征情境下的社会期许性量表。

第二,现存社会期许性量表都是在一般情境下编制而成,而非在应征或者人事招聘等测试动机较强的情境下编成,所以直接将现有量表用于应征情境下,不一定能够真实地反映应征公民的社会期许性程度。

第三,大量的社会期许性量表都是在西方社会环境下编制而成,需要在其他文化背景下对社会期许性进行研究。则编制适用于中国公民的社会期许性量表,成为本研究的目的之一。

综上所述,编制一个适合于在本土文化的、征兵心理检测情境下的社会期许性量表意义重大。

相比以往的研究,本研究的优点有:第一,真实的应聘组和非应聘组模式,且采用被试内设计。“应聘组”为常规状态下的进行心理检测的军校大一学员,“非应聘组”为 7 个月后对新生进行复测,强调作科学研究的目的,降低受试者的动机。相比以往研究,其可以更好的控制个体差异的影响。第二,采用标准化的实验指导语,整个实验过程控制严谨。第三,被试的社会经历基本一样,绝大部分为刚毕业的高中生,可以减小由于社会经验不同而导致结果的影响。第四,与应聘工作岗位不同,公民征兵过程中,不存在由于工作岗位不同而形成不同的社会预期,作为一名合格军人,受试者的社会期望内容大体一致,只存在社会期许性的程度不同,所以可以控制由于不同的期望内容而导致的结果偏差。

依据 Paulhus 提出的两因素模型,编制的社会期许性量表能够较好地反映理论构想,具有较高的结构效度及内容效度;内部一致性信度和间隔 7 个月的重测信度都能够满足心理测量学要求,是一个信效度较高的量表。

社会期许性的研究范式主要有三种^[18],本研究采用类似“应聘组”与“非应聘组”的被试内实验研究范式。首先,所有被试在真实的“应聘”情景下,进行心理检测,提示被试“将会对测试结果进行详细分析,筛选出在人格或心理上有障碍的学员,并建立心理档案”,此时受试者的测试动机会较强,会尽可能的表现出良好公民或一个优秀军人的形象;在第二次测试时,强调“测试为实验目的,测试结果跟个人结果的好坏没有直接关系,测试结果严格保密,如果大家想知道自己的测试结果,更好的了解自己的性格特点,可以留下联系方式”,“按自己的真实想法来回答”,在指导语的提示下,受试者的测试动机会显著降低。

在进行探索性因素分析时,依据 Paulhus 提出的两因素模型,以主成份法限定抽取两个共同因子,并以最大变异法进行转轴。经过严格的统计分析、筛查后,将社会期许性归纳为印象管理和自我欺骗两个维度,各保留了 10 个项目,两个因子的累积贡献率达 37.02%。对前后两次测试结果进行验证性因子分析,由表 2 可知,绝大部分项目的前后两次因子载荷大于 0.4,且同一项目前后差异不大,两次验证性因子分析的拟合指数均

达到了心理测量学的要求,前后两次测试因子间都有中等程度相关,且因子与总分有 0.8 以上的相关,说明新编社会期许性量表的结构效度较好。

计算前后两次测试的内部一致性系数,总量表及其两个维度的 α 系数均大于 0.7,达到心理测量学的要求;且前后 α 系数差异不大,认为社会期许性的内部一致性信度系数较好。由于社会期许性量表很容易受到测试情境的影响,第一次的测试动机要显著高于第二次,故在表 6 中,前者得分要显著高于后者,也表明量表具有一定的内容效度,整个量表效应值为 0.64,其中印象管理效应值为 0.72,自我欺骗效应值为 0.36,又一次说明,印象管理更容易识别社会期许性反应或是“作假”^[19],但受到测试动机影响,重测信度只略高于 0.5,也在意料之中。总而言之,量表具有较理想的信效度。

基于本研究的结果,我们认为后续研究需要在以下几个方面取得突破。第一,该量表是否能够应用于职业应聘情景下的人格测试中,还需要在真实职场招聘环境中进行研究,检验其有效性。另一方面,当今人格测验广泛应用于人事选拔、征兵心理检测,选择优秀者,淘汰不合格者,那么社会期许性反应是否会对人事录取结果产生影响,是否需要根据社会期许性得分对人格测验结果进行校正,有待进一步研究。

4 结论

依据 Paulhus 提出的两因素模型,编制了应征情境下社会期许性量表,并通过真实的征兵心理检测情境和非心理检测情境来检验量表性能,结果表明量表具有较高的信度和效度,对社会期许性反应敏感,可在今后的同类研究中使用。

参考文献(References)

- [1] Barrick, M.R., & Mount, M.K. (2005). Yes, Personality Matters: Moving on to More Important Matters [J]. *Human Performance*, 2005, 18(4): 359-372
- [2] Judge, T.A., & Bono, J.E. (2001). Relationship of core self-evaluations traits-self-esteem, generalized self-efficacy, locus of control, and emotional stability-with job satisfaction and job performance: A meta-analysis [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2001, 86: 80-92
- [3] 项红雨, 胡文东, 李晚京, 等. 退伍军人社会适应状况及其影响因素的初步探讨 [J]. *实用预防医学*, 2009, 16(4): 996-999.
- [4] Xu H.Y., Hu W.D., Li X.J. (2009). Preliminary Exploration of Social Adjustment State of Veterans and Its Influence Factors [J]. *Practical Preventive Medicine*, 2009, 16(4): 996-999
- [4] 李权超, 何英强, 曾岚, 等. 233 名军队基层军官心理健康及其影响因素分析 [J]. *解放军预防医学杂志*, 2003, 21(2): 90-93
- [5] Li Q.C., He Y.Q., & Zeng, L. (2003). Psychologic health and its relation factors in 233 basic level officers [J]. *Journal of Preventive Medicine of Chinese People's Liberation Army*, 21(2): 90-93
- [5] Dong Y, Miao DM, Yan GX, Huang fu En, Mai SH. Personality structure model for prediction of neurasthenia in pilots neurasthenic [J]. *Zhong hua Hangkong Yixue Zazhi (Chin J Aviat Med)*, 1992, 3(3): 155
- [6] Ma GQ, Lou ZS, Fu GQ, Cheng JL (1999). Mental health of pilots and psychosocial factors of their wives [J]. *Zhongguo Xinli Weisheng Zazhi (Chin J Mental Health)*, 1999, 13(5): 300

(下转第 1373 页)

- TRPV1 channels[J]. *J Biol Chem*, 2004, 279:37423-37430
- [18] Lu G, Henderson D, Liu L, et al. TRPV1b: a functional human vanilloid receptor splice variant [J]. *Mol Pharmacol*, 2005, 67: 1119-1127
- [19] Vos, Melissa H., Neelands, et al. TRPV1b over expression negatively regulates TRPV1 responsiveness to capsaicin, heat and low pH in HEK293 cells[J]. *Journal of Neurochemistry*, 2006, 99(4):1088-1102 (15)
- [20] Pecze, L., K. Szabo, M. Szell, et al. Human keratinocytes are vanilloid resistant[J]. *PLoS ONE*, 2008, 3: 3419
- [21] Wei Tian, Yi Fu, Donna H., et al. Regulation of TRPV1 by a novel renally expressed rat TRPV1 splice variant [J]. *Am J Physiol Renal Physiol*, 2006, 290: F117-F126
- [22] Feng, N. H., H. H. Lee, J. C. Shiang, et al. Transient receptor potential vanilloid type 1 channels act as mechanoreceptors and cause substance P release and sensory activation in rat kidneys [J]. *Am. J. Physiol. Renal Physiol.*, 2008, 294:F316-325
- [23] Reza Sharif Naeni, Marie-France Witty, Philippe Ségué la, et al. An N-terminal variant of Trpv1 channel is required for osmosensory transduction[J]. *Nature Neuroscience*, 2005, 9:93-98
- [24] Lyall V, Heck GL, Vinnikova AK, et al. The mammalian amiloride-insensitive non-specific salt taste receptor is a vanilloid receptor-1 variant[J]. *J Physiol*, 2004, 558:147-159
- [25] Dachun Yang, Zhidan Luo, Shuangtao Ma, et al. Activation of TRPV1 by dietary capsaicin improves endothelium-dependent vasorelaxation and prevents hypertension[J]. *Cell Metabolism*, 2010, 12:130-141
- [26] Razavi, R., Y. Chan, F. N. Afifyan, et al. TRPV1+ sensory neurons control beta cell stress and islet inflammation in autoimmune diabetes [J]. *Cell*, 2006, 127:1123-1135

(上接第 1353 页)

- [7] 王家同, 贾丹兵, 胡文东, 等. 不同性别飞行员人格特征的比较[J]. *第四军医大学学报*, 2003, 24(16): 1529-1531
Wang, J. T., Jia, D.B., Hu, W. D..(2003). Comparison of personality of flight cadets between different gender [J]. *Journal of Fourth Military Medical University*, 2003, 24(16): 1529-1531
- [8] Rosse, J.G., Stecher, M.D., Miller, J.L., & Levin, R.A. (1998). The impact of response distortion on preemployment personality testing and hiring decisions[J]. *Journal of Applied Psychology*, 1998, 83: 634-644
- [9] Douglas, E.F., McDaniel, M.A., & Snell, A.F. (1996). The validity of non-cognitive measures decays when applicants fake [C]. In Paper presented at the 56th annual meeting of the academy of management, Cincinnati, OH
- [10] Paulhus, D.L. (1984). Two-component models of socially desirable responding [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1984, 46: 598-609
- [11] O'Grady, K.E. (1988). The Marlowe-crowne and Edwards social desirability scales: a psychometric perspective[J]. *Multivariate Behavioral Research*, 1988, 23: 87-101
- [12] Paulhus, D.L. (1998). Paulhus deception scales(PDS): The balanced inventory of desirable responding-7 user's manual[M]. North Tonawanda, (NY): Multi-Health System, 1998
- [13] Edward Helmes, Ronald R. Holden (2003). The construct of social desirability: one or two dimensions [J]. *Personality and Individual Differences*, 2003, 34: 1015-1023
- [14] 汪向东, 王希林, 马弘. 心理卫生评定量表手册[M]. 中国心理卫生杂志社, 1999
Wang, X. D., Wang, X. L., Ma, H. Rating Scales for Mental Health [M]: *Chinese Mental Health Journal*, 1999
- [15] Costa, P.T., Jr., & McCrae, R.R. Personality in adulthood: A six-year longitudinal study of self-reports and spouse ratings on the NEO Personality Inventory [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1998, 54: 853-863
- [16] 侯杰泰, 温忠麟, 成子娟. 结构方程模型及其应用[M]. 第2版, 北京: 教育科学出版社, 2004
Hou, J. T., Wen, Z. L., & Cheng, Z. J. *Structural Equation Model and Its Applications* [M]. Beijing: Educational Science Publishing House, 2004
- [17] 甘怡群. 心理与行为科学统计[M]. 北京大学出版社, 2007
Gan, Y. Q. (Ed). *Psychology and Behavior Science Statistics* [M]. Peking University Press, 2007
- [18] Stark S, Chernyshenko O S, Chan K Y, et al. Effects of the testing situation on item responding: Cause for concern [J]. *Journal of Applied Psychology*, 2001, 86(5): 943-953
- [19] 曾秀芹, 卞冉, 车宏生. 社会称许性对 16PF 测验因素结构的影响[J]. *心理科学*, 2007, 30(5): 1165-1168
Zeng, X. Q., Bian, R., & Che, H. S. The Influence of Social Desirability on the 16PF Factor Structure [J]. *Psychology Science*, 2007, 30(5): 1165-1168