

中华成人智力量表的事前智商估计

唐细容^{1,2}, 姚树桥¹

(1.中南大学湘雅二医院医学心理学研究所, 湖南 长沙 410011;

2.南华大学医学院附属第一医院临床心理科, 湖南 衡阳 421001)

【摘要】 目的:探讨中华成人智力量表事前智商的估计方法。方法:中华成人智力量表(ISCA)标准化样本被随机分成人数大致相等的两组,分别用于建立智商估计公式和效度检验。公式建立经由一系列以全量表智商为因变量、保持测验成绩和人口统计学变量为自变量的分层线性回归而实现,效度检验时比较估计值和实际值的分布、平均数差异、相关性和等级一致程度。结果:两组的人口统计学特征和测验成绩无显著差异。十个估计公式调整 R^2 为 38.3%–86.6%,估计标准误为 11.84–5.47。估计智商平均数与实际智商无显著差异,全距较实际智商有程度不同的缩窄。估计值与实际值相关系数为 0.62–0.93,相同等级比率为 49.9%–67.8%。联合分测验成绩能大幅提高估计效度,增加联合的分测验项数能提高估计精确度,但项目的平均贡献下降。结论:基于 ISCA 常模数据建立了 10 个 ISCA 智商的估计公式,在正常成人中使用具有满意的估计效度。

【关键词】 中华成人智力量表; 智商; 事前智力; 效度

中图分类号: R395.1

文献标识码: A

文章编号: 1005-3611(2012)06-0743-05

Estimation of Premorbid Intelligence Quotient of the Intelligence Scale for Chinese Adult

TANG Xi-rong, YAO Shu-qiao

Medical Psychological Institute, Second Xiangya Hospital, Central South University, Changsha 410011, China

【Abstract】 Objective: To explore estimating IQ of the Intelligence Scale for Chinese Adult (ISCA). **Methods:** Standardized sample of the ISCA ($n=2035$) was roughly equally divided, at random, into two groups, one for development of the estimating formulae and the other for validation. A series of hierarchical linear regression analyses were carried out to develop formulae for estimating intelligence quotient. In the procedure, demographic variables, including age, education, gender, vocation, ethnicity and region of the country, as well as performance of 'hold' subtests were predictors. To validate those formulae, comparison between the estimated IQ's and actual IQ's were executed. **Results:** There was no significant difference between the demographic characteristics and test scores of the two groups. Ten estimating formulae were developed, of which adjusted R^2 was 38.3%–86.6%, estimating standard error was 11.84–5.47. There was no significant difference between the mean of estimated IQ's and actual IQ's, while ranges of estimated IQ's were more limited than those of actual IQ's in different measures. Estimated and actual values showed high correlation of 0.62–0.93 and shared same IQ grades at ratio of 49.9%–67.8%. Estimation of combining performance of subtest and demographic variables showed more satisfactory validity than that of demographic variables simply. However, the more subtests employed, the less each subtest contribute. **Conclusion:** Based on the data of the ISCA standardization sample, ten ISCA IQ estimating formulae were developed, they all show satisfied validity of estimation in intact adults.

【Key words】 Intelligence scale for Chinese adult; Intelligence quotient; Premorbid intelligence; Validity

评估事前智力(promorbid intelligence)水平是智力评估的重要临床任务之一。为了评估神经精神疾病患者是否存在认知损伤及其损伤的严重程度,需把他们当前的认知功能水平与事前或病前的水平进行比较。然而,当事人既往大多没有认知功能评估的经历或记录,他们的事前认知功能水平必须估计,其中主要是智力水平。定量估计事前智力水平的方法可分为四类,它们都有一定效度和局限^[1]:第一类方法,基于人口统计学资料,采用线性回归分析,建立

智商估计公式^[2,3]。研究发现,单纯使用人口统计学估计的智商全距收窄,会高估低智商人群的智商,低估高智商人群的智商。此外,估计标准误几乎接近智商的标准差,估计精度低^[4]。第二类是“保持”测验法,基于对损伤不敏感的“保持”测验的成绩如智力测验中的词汇测验、常识测验、图片补充测验,以及专门的字词测验的成绩来估计智商^[5,6]。但词汇测验成绩可能随脑损伤下降,从而低估事前智力水平;有时因评估对象存在失语,言语相关测验无法进行;此外,使用词汇测验成绩估计包括操作智力在内的整体智力似有不妥^[1]。第三类是最佳成绩法,用评估对

【基金项目】 湖南省卫生厅科研基金(2008-B61)

通讯作者:姚树桥

象的最好成绩,包括当前的测验分数、不能评分的行为、既往成就等做出事前能力最佳水平的估计。这类方法被批评没有考虑个人内部各种能力的水平差异,显著高估正常人的智商^[4]。第四类是上述三种方法的联合,联合人口统计学资料和保持测验的成绩估计智商的文献较多^[7-9],也有进一步联合最佳成绩的报道^[10,11]。联合几种方法能提高估计准确性。

中华成人智力量表(ISCA)是国内自主编制的成人智力测验^[12],具有满意的信度和效度^[13,14],为国内成人智力评估提供了新工具。为探讨中华成人智力量表事前智商的估计方法,以方便 ISCA 在评估事前智力水平方面的应用,本文参照 Schoenberg 等报告的方法^[9],基于 ISCA 常模样本的数据,使用人口统计学资料和保持测验的成绩来估计 ISCA 全量表智商,并检验在正常人中使用的估计效度。

1 对象与方法

1.1 对象

研究对象为 ISCA 常模样本的所有个体 2035 人,有性别、年龄、文化程度、职业、民族和取样地等人口统计学资料,其中,男性 1008 人,女性 1027 人;年龄 16-92 岁,分 12 个年龄组;样本根据 2000 年全国第五次人口普查结果在全国六大行政区按年龄、性别、文化程度分层抽取,取样时兼顾职业分布,排除测验成绩可能受到影响的神经精神疾病患者。样本的详细特征可参见此前已发表的论文^[13,14]。

1.2 工具

ISCA 包括 12 个分测验:词汇测验、相似概括、算术测验、数字广度、常识测验、理解测验、图画补充、数符号、积木构图、图形推理、图片排列和图形拼凑。其中,前 6 项属于言语量表,后 6 项属于操作量表;理解测验和图形拼凑测验分别是两个量表的备用测验。ISCA 的全量表智商是备用测验外的 10 项分测验量表分总和推导出的、平均数为 100、标准差为 15 的量数。

1.3 数据分析过程

使用 SPSS 程序的样本选择模块,从所有研究对象中随机选择大约 50%的个体用于建立 ISCA 智商的估计公式(以下简称建立组),余下个体用于估计公式的效度检测(以下简称效度组)。检验两组人口统计学资料和测验成绩的差异性。

经由一系列分层线性回归建立 10 个不同的估计公式。回归分析时设置全量表智商为因变量、人口统计学变量和分测验粗分为自变量。人口统计学

变量中,性别编码:男=1、女=0;年龄采用实际值作为连续变量处理;文化程度依据受教育年限采用等级编码:0="≤3 年"、1="≤6 年"、2="≤9 年"、3="≤12 年"、4=">12 年",受教育年限中包括有学历的中专、高职、自考、函大和夜大,但不包括高中复读和留级;民族编码:汉族=1,少数民族=0;职业分为学生、行政人员、专业技术人员(包括银行职员)、传统服务人员、工农业生产人员、无业或不详,采用哑变量方式编码。取样地区分为东北、华北、西北、西南、中南和华东,也采用哑变量方式编码。保持测验包括信度高、一般智力因素负荷高、颅脑损伤不敏感、国外事前智力估计公式中广泛应用的四项分测验:词汇测验、常识测验、图片补充和图形推理。

首先建立单纯依靠人口统计学变量的估计公式,人口统计学变量包括职业和取样区域的所有哑变量一齐作自变量,智商作因变量,用逐步回归法行回归分析,得到各个变量的贡献大小及其排序,记录达到显著水平的变量系数。

其次建立四个联合一项分测验粗分和人口统计学变量的估计公式,第一步让一项分测验粗分强制“进入”回归方程。然后,依前面的贡献排序,将最大贡献的人口统计学变量作为第二层自变量,进行回归分析。若其贡献显著,则保留该变量,进入第三层;若其贡献不显著,去除该变量,引入下一个变量到该层。如此循环到最后一个变量。为某一人口统计学变量编码的几个哑变量,如职业编码的五个哑变量同时列为自变量,对应回归方法设置为逐步回归。

再次,建立四个联合两项分测验成绩和人口统计学变量的估计公式。两个分测验,一个来自言语量表,一个来自操作量表,共四种组合。操作步骤同前。

最后,建立一个联合四项分测验成绩和人口统计学变量的估计公式。操作步骤同前,但第一步强制四项分测验成绩都进入回归方程。

使用所建立的 10 个估计公式估计效度组个体的智商,考察估计值的分数分布、与实际值的相关和差异情况。估计值与实际值的均数差异采用重复测量的方差分析,相关采用 Pearson 积差相关。考察个体的估计智商与实际智商的估计等级和实际等级相同的比率时,将实际值和估计值分为低下(70 以下)、边缘(70-79)、中下(80-89)、中等(90-109)、中上(110-119)、优秀(120-129)和超常(130 及以上)七个等级,二者等级一致程度分为三个水平:相同等级、上下相差一个等级、上下相差两个或两个以上等级。用 Friedman 法检验公式之间估计等级与实际等

级一致程度的差异。

数据分析借助 SPSS15.0 完成,统计显著水平采用软件默认值。

2 结 果

2.1 建立组和效度组的特征描述

建立组由男性 510 人、女性 511 人组成,效度组包括男性 498 人、女性 516 人,二者性别比接近($\chi^2=0.14, P=0.71$)。两组的年龄分布分别为 41.14 ± 20.65 、 41.62 ± 20.81 ,差异不显著($F=0.15, P=0.69$)。两组的受教育年限分布分别是 8.94 ± 3.95 、 8.74 ± 4.07 ,亦无显著差异($F=1.34, P=0.25$)。建立组汉族 985 人、少数民族 36 人,效度组汉族 972 人、少数民族 42 人,两组的民族构成比相似($\chi^2=0.52, P=0.47$)。两组的职业构成和取样地区均无显著差异。经多变量方差分析,全量表智商和四项分测验的粗分(见表 1)组间差异不显著($F=0.58, P=0.71$)。

2.2 回归分析结果

如表 2,单纯使用人口统计学变量做自变量,文化程度、年龄、性别、取样区域和职业进入估计方程,民族的系数不显著而被排除。其中文化程度的贡献最大为 23.2%,整个方程能解释 38.3%的智商变异,估计标准误为 11.84。使用一项分测验粗分后,分测验粗分贡献最大,整个估计公式调整后的 R^2 明显提高,为 64.3%–67.8%,估计标准误下降到 8.49–8.94。使用二项分测验粗分,分测验粗分的贡献提高到 51.7%–58.1%,估计公式的调整 R^2 进一步提高到 74.4%–78.2%,估计标准误下降到 7.57–6.99。使用四项分测验粗分,估计标准误降为 5.47。分测验粗分进入估计公式后,年龄成为人口统计学变量中的最大贡献者,各个估计公式中职业都有微小但达到统计显著的作用,民族变量则都被排除,教育、性别和取样区域的效益大小因分测验组合不同而不同。

表 1 测验成绩的组间比较

	词汇测验	常识测验	图画补充	图形推理	全量表智商
建立组 ($n=1021$)	26.96 ± 9.48	27.81 ± 8.26	12.08 ± 3.70	8.14 ± 3.69	99.88 ± 14.96
效度组 ($n=1014$)	26.66 ± 10.07	27.96 ± 8.59	11.99 ± 3.77	8.12 ± 3.84	100.02 ± 15.15

表 2 估计公式:引入的变量及其贡献(%),调整 R^2 和估计标准误

	引入变量及其贡献 (%)						调整 R^2	估计标准误
	分测验	文化	年龄	性别	职业	取样区域		
人口		23.2	12.1	1.4	0.9	1.2	38.3	11.84
词汇-人口	46.8	0.6	15.4	0.5	1.2		64.3	8.94
常识-人口	53.5		11.3		1.9		66.6	8.65
补充-人口	41.3	2.0	21.5	0.4	1.0	0.3	66.2	8.69
推理-人口	35.6	2.4	28.6	0.7	0.3	0.4	67.8	8.49
词汇-补充-人口	53.7		18.4	0.2	2.2		74.4	7.57
词汇-推理-人口	51.7		24.0	0.4	1.1	0.1	77.1	7.15
常识-补充-人口	58.1		18.0		1.4	0.1	77.4	7.11
常识-推理-人口	55.8		21.6		0.7	0.1	78.2	6.99
四项测验-人口	61.2	0.7	24.3		0.5	0.1	86.6	5.47

表 3 效度组智商估计值的分布及与实际值的关系

	估计值				P 值	r 值	个体水平的比较 (%)		
	极小值	极大值	均值	标准差			相同等级	相差一个等级	差两个及以上
实际 IQ 值	47.00	143.00	100.02	15.15					
人口	73.54	129.81	99.47	9.12	0.14	0.62	49.9	36.2	13.9
词汇-人口	63.38	132.86	99.48	12.45	0.07	0.80	54.6	38.3	7.1
常识-人口	63.98	137.21	100.23	12.53	0.45	0.82	54.6	39.4	6.0
补充-人口	62.72	132.52	99.56	11.91	0.09	0.83	55.7	38.0	6.3
推理-人口	66.68	135.00	99.80	11.83	0.48	0.81	54.0	39.0	7.0
词汇-补充-人口	56.55	137.31	99.61	13.20	0.08	0.87	61.8	34.8	3.4
词汇-推理-人口	61.97	140.80	99.85	13.04	0.45	0.88	60.5	36.4	3.1
常识-补充-人口	57.05	140.04	100.09	13.27	0.74	0.89	60.9	36.2	2.9
常识-推理-人口	62.89	140.76	100.23	13.12	0.35	0.88	58.9	37.5	3.6
四项测验-人口	54.85	141.68	99.91	13.94	0.55	0.93	67.8	31.3	0.9

2.3 估计公式的交叉效度检验

效度组 1014 人的实际智商和估计智商分布见表 3。经重复测验方差分析,实际值和估计值均数无显著差异(最小 $P=0.07$)。估计值与实际值高度相关(最小 r 值为 0.62, $P=0.00$),相关系数的平方接近表 2 对应的调整 R^2 值。单纯依赖人口统计学变量的估计值全距最小,标准差小;引入一项测验分数后估计值的全距拉伸了至少 13 分;引入分测验的项目数增加后,估计值与实际值的全距进一步接近,标准差与全距的变化趋势一样。个体水平的比较,49.9%–67.8% 个体估计等级与实际等级一致,仅 13.9%–0.91% 的个体估计等级与实际等级相差两个或两个以上等级。使用一项分测验和人口统计学变量的四个公式估计的等级一致水平无显著差异 ($\chi^2=1.92$, $df=3$, $P=0.59$),四个使用二项分测验的公式内部亦无显著差异 ($\chi^2=2.72$, $df=3$, $P=0.44$);但单纯使用人口统计学的估计公式与使用一项分测验的差异显著 ($\chi^2=61.76$, $df=4$, $P=0.00$),一项分测验的与二项的差异显著 ($\chi^2=88.26$, $df=7$, $P=0.00$),二项分测验的与四项的差异也显著 ($\chi^2=50.12$, $df=4$, $P=0.00$)。

3 讨 论

大量文献报道,智力水平与文化程度、年龄、职业等人口统计学变量有关,基于人口统计学变量估计智商是一种常用方法。本研究中单纯依赖人口统计学变量的估计公式的调整 R^2 为 0.38,效度组中估计智商和实际智商相关 0.62,估计值与实际值相同等级达到 49.1%,与国内外报告的数值接近^[2,3],说明这种估计方法确有一定的效度。但是也该看到,这种方法在效度组中的估计值全距为 73.54–129.81,而实际值智商值是 47–143,错误估计极端智力实属必然。在人口统计学变量中,文化程度对智商方差的贡献最大,达 23.1%,估计智商时必须收集到准确的教育经历资料并正确编码。年龄有较大贡献,估计公式中年龄的非标准化系数为 0.33,这不同于 Schoenberg 等报告的结果^[8],但与戴晓阳等的报告类似^[3],这可能与我国的教育发展有关。与我国成人的文化程度相一致,ISCA 常模样本各年龄组的文化程度构成不同^[13,14],年龄越大,平均文化程度越低。可以理解,高文化程度如大学层次个体的智力水平,在老年组中的相对位置要高出在青年组中的相对位置。ISCA 智商正是体现这种相对位置的、经过年龄校正的量数,各年龄组智商均数都是 100,所以同为大学文化,老年人的智商值应高于年轻人。其他几个

变量效应或统计显著,但贡献的效应微小。

在联合一项分测验粗分和人口统计学变量的估计公式中,分测验分数能解释建立组 35.6%–53.5% 的智商方差,接近或超出所有人口统计学变量的效应总和,说明单纯使用测验成绩估计智商也有一定效度。文化程度的效应值很小甚至不显著,可能因为文化程度与测验粗分相关,它的效应已被包含于分测验效应之中。年龄成为人口学中贡献最大者,其非标准系数为 0.28–0.50。一方面因为上述文化程度构成比的原因依然存在,另一方面,测验粗分,随年龄增大有所下降,图形推理测验的粗分在 65 岁以上组下降尤为明显^[13,14],但经过年龄校正的智商在各年龄组间没有这种趋势,获得相同测验粗分,老年人的智商应该高出青年人。估计公式在建立组中的调整 R^2 都大于 60%,效度组中估计值和实际值的相关系数达 0.8。与单纯使用人口统计学变量估计公式的相比,估计标准误降低约 3 分,估计值与实际值的等级相同的比率提高约 5%,说明估计精确度明显提高。本结果支持采用联合的方法。采用不同测验粗分的估计公式,调整 R^2 数值和估计标准误数值彼此接近,估计等级的一致比率经检验无显著差异,说明对正常人来说四个估计公式都可选择。但是,词汇测验、常识测验和图画补充被认为是“保持”测验,图形推理的“保持”尚需进一步肯定^[8],本研究使用图形推理粗分的估计公式中年龄效应为 28.6%,相对较大,因此,图形推理对增龄效应和病理损伤的抵抗力尚需验证,不建议在颅脑损伤确诊病人的智商估计中优先使用。

从估计标准误、估计 IQ 和实际 IQ 等级相同的比率等指标看,联合二项或四项分测验粗分和人口统计学变量的估计准确度进一步提高,联合四项测验分数和人口统计学变量估计智商的标准误为 5.47,已接近 ISCA 智商的测量标准误^[13]。但是随分测验项目数增大,项目的平均效应呈递减趋势。从全距、相关系数、估计等级和实际等级相同的比率等指标看,联合四项分测验粗分的估计似乎能逼真再现实际值。

事前智商的估计方法需满足两项基本假设:一是估计值能接近正常人群已知的实际智商;二是颅脑损伤病人的平均估计值接近正常人群^[15]。经过交叉效度检验,本研究建立的估计公式特别是联合测验分数和人口统计学变量的公式基本满足第一项假设,但能否用于事前 ISCA 智商的估计,尚需进一步临床检验能否满足第二项假设。

参 考 文 献

- 1 唐细容, 姚树桥. 病前智力估计: 效度与局限. 心理科学进展, 2002, 10(4): 439-446
- 2 Wilson RS, Rosenbaum G, Brown G, et al. An index of pre-morbid intelligence. J Consult Clin Psychol, 1978, 46(6): 1554-1555
- 3 戴晓阳, 龚耀先. 事前智力水平的一种估计方法. 湖南医科大学学报, 1993, 18(2): 171-174
- 4 Franzen MD, Burgess EJ, Smith-Seemiller L. Methods of estimating premorbid functioning. Arch Clin Neuropsychol, 1997, 12(8): 711-38
- 5 李学武, 高北陵, 刘子龙. 中文字词识别测验的编制及全国常模. 中国临床心理学杂志, 2007, 15(2): 111-114, 120
- 6 Barker-Collo S, Bartle H, Clarke A, et al. Accuracy of the national adult reading test and spot the word estimates of premorbid intelligence in a non-clinical New Zealand sample. New Zealand Journal of Psychology, 2008, 37(3): 53-61
- 7 Vanderploeg RD, Schinka JA. Predicting WAIS-R IQ pre-morbid ability: Combining subtest performance and demographic variable predictors. Arch Clin Neuropsychol, 1995, 10(3): 225-239
- 8 Schoenberg MR, Scott JG, Duff K, et al. Estimation of WAIS-III intelligence from combined performance and demographic variables: development of the OPIE-3. Clin Neuropsychol, 2002, 16(4): 426-437
- 9 Schoenberg MR, Lange RT, Brickell TA, et al. Estimating premorbid general cognitive functioning for children and adolescents using the American Wechsler intelligence scale for children-fourth edition: Demographic and current performance approaches. J Child Neurol, 2007, 22(4): 379-388
- 10 Vanderploeg RD. WISC-III premorbid prediction strategies: Demographic and best performance approaches. Psychological Assessment, 1998, 10(3): 277-284
- 11 Vanderploeg RD. Estimation of WAIS-R premorbid intelligence: Current ability and demographic data used in a best-performance fashion. Psychological Assessment, 1996, 8(4): 404-411
- 12 姚树桥, 周永红, 蒋莉, 等. 中华成人智力量表的初步编制. 中国临床心理学杂志, 2006, 14(5): 441-445
- 13 姚树桥, 蒋莉, 周永红, 等. 中华成人智力量表全国城市常模的制定与信效度分析. 中国心理卫生杂志, 2007, 21(1): 32-35
- 14 曾慧, 姚树桥, 蒋莉, 等. 中华成人智力量表老年常模的制定及信效度研究. 中国临床心理学杂志, 2009, 17(5): 521-525
- 15 Schoenberg MR, Scott JG, Ruwe W, etc. Assumptions that underlie predicting premorbid IQ: A comment on the "evaluation of the accuracy of two regression-based methods for estimating premorbid IQ". Arch Clin Neuropsychol, 2004, 19(8): 1103-1106
- (收稿日期: 2012-04-09)

- (上接第 776 页)
- 11 Mocaiber I, Pereira MG, Erthal FS, et al. Fact or fiction? An event-related potential study of implicit emotion regulation. Neuroscience Letters, 2010, 476(2): 84-88
- 12 Cuthbert BN, Schupp HT, Bradley MM, et al. Brain potentials in affective picture processing: Covariation with autonomic arousal and affective report. Biological Psychology, 2000, 52: 95-111
- 13 MacNamara A, Foti D, Hajcak G. Tell me about it: Neural activity elicited by emotional pictures and preceding descriptions. Emotion, 2009, 9(4): 531-543
- 14 Fruhholz S, Jellinghaus A, Herrmann M. Time course of implicit processing and explicit processing of emotional faces and emotional words. Biological Psychology, 2011, doi:10.1016/j.biopsycho.2011.03.008.
- 15 Hajcak G, Dunning JP, Foti D. Motivated and controlled attention to emotion: Time-course of the late positive potential. Clinical Neurophysiology, 2009, 120: 505-510
- 16 Moser JS, Hajcak G, Bucay E, et al. Intentional modulation of emotional responding to displeased pictures: An ERP study. Psychophysiology, 2006, 43: 292-296
- 17 Wiens S, Sand A, Norberg J, et al. Emotional event-related potentials are reduced if negative pictures presented at fixation are unattended. Neuroscience Letters, 2011, doi:10.1016/j.neulet.2011.03.042
- 18 白露, 马慧, 黄宇霞, 罗跃嘉. 中国情绪图片系统的编制. 中国心理卫生杂志, 2005, 19(11): 719-722
- 19 Zhang BW, Xu J, Zhao L. Emotion regulation deficit in patients of late-onset depression revealed by ERP study. Space Medicine and Medical Engineering, 2006, 19: 150-153
- 20 Hajcak G, Dennis TA. Brain potentials during affective picture viewing in children. Biological Psychology, 2009, 80: 333-338
- 21 Hajcak G, Nieuwenhuis S. Reappraisal modulates the electrocortical response to negative pictures. Cognitive, Affective, and Behavioral Neuroscience, 2006, 6: 291-297
- 22 Birn RM, Smith MA, Jones TB, et al. The respiration response function: The temporal dynamics of fMRI. NeuroImage, 2008, 40: 644-654
- 23 张平封, 文波, 阎克乐, 李建平. 腹式呼吸和忽视调节对心率、主观体验的影响. 中国临床心理学杂志, 2010, 18(2): 187-189
- 24 谢莉, 陶嵘, 江光荣. 情绪抑制和认知重评对 BPD 患者负性情绪的影响. 中国临床心理学杂志, 2010, 18(4): 422-425
- (收稿日期: 2011-10-09)