評価の信頼性

Reliability of Evaluation

谷 浩明

HIROAKI TANI, MS, RPT

*Department of Physical Therapy, Faculty of Health Sciences, International University of Health and Welfare :
2600-1 Kitakanamaru, Ohtawara-city, Tochigi 324, Japan. TEL +81 287-24-3000*

Rigakuryoho Kagaku 12(3): 113-120, 1997. Received Jun. 10, 1997.

ABSTRACT: Objective evaluation is defined as highly reliable evaluation. Even if the measurement method serves the purpose, the possibility exists that “a difference” to be found is covered by large errors. This report reviews the methods for obtaining Intra-rater reliability and Inter-rater reliability using Intraclass correlation coefficient (ICC).

Key words: evaluation, reliability, Intraclass correlation coefficient (ICC)

要旨:客観的な評価とは、信頼性の高い評価のことを指す。たとえ測定方法が、測る目的に適した妥当なものであったとしても、測定のはらつきが大きいと、発見したい「ちがひ」が、測定誤差の中に埋もれてしまう可能性が高くなる。本稿では、級内相関 (ICC: Intraclass Correlation Coefficient) を用いた検者内信頼性、検者間信頼性の求めかたを概説する。

キーワード: 評価, 信頼性, ICC

国際医療福祉大学 理学療法学科: 栃木県大田原市北金丸 2600-1 (〒 324) TEL 0287-24-3000

受付日 1997年6月10日

I. はじめに

臨床においても研究においても測定・評価の客観性ということが問題になる。客観的な測定とは「操作的に定義された手続きに従って測定を行えば、誰でも同じように測ることができる」ことである。したがって、測定が客観的であるということは、信頼性が高いということに他ならない。こうした意味から、桑原ら¹⁾は「Reliableの訳語としては“信頼”よりも“再現”のほうがふさわしいかもしれない」としている。

信頼性の指標として用いられるものに ICC (Intraclass correlation coefficient: 級内相関) がある。この値の大小によって、行われている測定がどの程度の信頼性であるか知ることが出来る。本稿では、この ICC による信頼性係数の求め方を解説する。

II. 検者内信頼性 (Intra-rater Reliability)

ここでは、評価する側の検者間の違いの要素を考慮しない検者内信頼性 (Intra-rater reliability) について考えてみる。表1はその例である。1人の検者が、n人の患者に対してk回繰り返しの測定を行っている。このときの測定値Xは次のように表すことが出来る。

$$X_{ij} = \pi_i + e_{ij} \dots \dots \dots (1)$$

X_{ij} : 測定値

π_i : 測定されるi人目の患者の真の値

e_{ij} : 測定誤差

このとき、測定値 X_{ij} のばらつきである分散 σ_x^2 は、次のように表される。

$$\sigma_x^2 = \sigma_\pi^2 + \sigma_e^2 \dots \dots \dots (2)$$

ここで、式(1)においてすべての患者の真の値が同じ ($\pi_1 = \pi_2 = \dots = \pi_i = \dots = \pi_n$) で、かつ測定誤差が全くない ($e_{ij} = 0$) と仮定すると、当然のことながら測定値 X_{ij} はすべて同じ値となる (表2a)。ここから、患者の真の値は同じ ($\pi = 10$) で測定誤差のみ存在する状態 (表2b) と患者の真の値は異なる ($\pi_1 = 5, \pi_2 = 10, \pi_3 = 15$) が測定誤差が存在しない状態 (表2c) を考えると、実際の測定結果である表2dの測定値のばらつき (σ_x^2) が、患者の真の値のばらつき (σ_π^2) と測定誤差のばらつき (σ_e^2) をあわせたものであることは容易に理解できるであろう。測定の信頼性とは、測定値のばらつき (σ_x^2) のうち、真の値のばらつき (σ_π^2) がどの程度の割合であるかということ

表1 測定の例 (文献²⁾より一部改変)

	1	2	...	j	...	k	Total	Mean
1	X_{11}	X_{12}		X_{1j}		X_{1k}	P_1	$\bar{P}_1$
2	X_{21}	X_{22}		X_{2j}		X_{2k}	P_2	$\bar{P}_2$
.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.
i	X_{i1}	X_{i2}		X_{ij}		X_{ik}	P_i	$\bar{P}_i$
.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.
n	X_{n1}	X_{n2}		X_{nj}		X_{nk}	P_n	$\bar{P}_n$
Total	T_1	T_2		T_j		T_k	G	$\bar{G}$

表2 ばらつきの内訳

a)

10	10	10	10
10	10	10	10
10	10	10	10

b)

11	9	10	10
11	10	9	10
9	10	11	10

c)

5	5	5	5
10	10	10	10
15	15	15	15

d)

6	4	5	5
11	10	9	10
14	15	16	15

であり、次の式のように表される。

$$r = \frac{\sigma_n^2}{\sigma_x^2 + \sigma_e^2} \quad (3)$$

表1中の P_i は i 番目の患者の測定値 k 回分の総計で、 $\bar{P}_i$ は i 番目の患者の測定値の平均である。 G は全測定値の総計、 $\bar{G}$ は全測定値の平均である。このとき、全体のばらつき具合の総和を示す全平方和(SS_{total})は各測定値から総平均を引いて2乗したものの総計であるから

$$SS_{total} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (X_{ij} - \bar{G})^2 \quad (4)$$

この全平方和は、患者間のばらつきの総和($SS_{b \cdot people}$)と患者内のばらつきの総和($SS_{w \cdot people}$)からなる(図1)。まず、患者間のばらつきの総和($SS_{b \cdot people}$)は、各患者の測定値の平均と総平均との差を2乗して患者の人数分たしあわせたものに繰り返し分を乗じたものとなる。

$$SS_{b \cdot people} = k \sum_{i=1}^n (\bar{P}_i - \bar{G})^2 \quad (5)$$

いわゆる測定誤差にあたる患者内のばらつきの総和($SS_{w \cdot people}$)は、各測定値と患者の測定値の平均との差分の2乗を患者の人数分だけ足したものになる。

$$SS_{w \cdot people} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (X_{ij} - \bar{P}_i)^2 \quad (6)$$

それぞれの平方和の持つ自由度は図1に示すとおりなので、各不偏分散(MS)は次のように、また、分散分析表は表3に示すとおりとなる。

$$MS_{b \cdot people} = \frac{SS_{b \cdot people}}{n - 1} \quad (7)$$

$$MS_{w \cdot people} = \frac{SS_{w \cdot people}}{n(k - 1)} \quad (8)$$

この分散分析表の期待値から、式(3)の σ_e^2 の推定値は $MS_{w \cdot people}$ そのものであり、このことから

$$SS_{b \cdot people} = \sigma_e^2 + k\sigma_n^2 = MS_{w \cdot people} + k\sigma_n^2 \quad (9)$$

したがって式(3)の σ_n^2 の推定値は

$$\sigma_n^2 = \frac{SS_{b \cdot people} - MS_{w \cdot people}}{k} \quad (10)$$

となり、式(3)の r は次のように推定することが出来る。

$$r = \frac{SS_{b \cdot people} - MS_{w \cdot people}}{SS_{b \cdot people} + (k - 1) MS_{w \cdot people}} \quad (11)$$

分散分析表を作り、この式を計算すれば、検者内信頼性(Intra-rater Reliability)を求めることが出来る。信頼性係数 r のおおまかな評価基準は表4に示す。

表3 ANOVA表(1)

変動因子	不偏分散	不偏分散の期待値
患者間	$MS_{b \cdot people}$	$\sigma_e^2 + k\sigma_n^2$
患者内(=測定誤差)	$MS_{w \cdot people}$	σ_e^2

表4 信頼性係数 r のおおまかな基準¹⁾

0.9 -	great	優秀
0.8 -	good	良好
0.7 -	OK (fair)	普通
0.6 -	possible	可能
- 0.6	re-work	要再考

図1 ばらつきの分解と自由度²⁾

$$(4) \frac{\sum P_i^2}{k} = \frac{176.92}{5} = 35.38$$

③各平方和を求める

$$SS_{b \cdot \text{people}} = (4) - (1) = 2.3551$$

$$SS_{w \cdot \text{people}} = (2) - (4) = 0.0119$$

$$SS_{b \cdot \text{judges}} = (3) - (1) = 0.0014$$

$$SS_{\text{res}} = (2) - (3) - (4) + (1) = 0.0105$$

$$SS_{\text{total}} = (2) - (1) = 2.3607$$

④分散分析表を作る (表 7)

⑤ θ の推定値を求める。

$$\theta = \frac{0.93252 - 0.00043}{5 \times 0.00043} = 184.20447$$

⑥ 1 回測定の信頼性係数 r_1 を求める

$$r_1 = \frac{184.20447}{1 + 184.20447} = 0.99460$$

⑦ 3 回測定の信頼性係数 r_3 を求める

$$r_3 = \frac{3 \times 184.20447}{1 + 3 \times 184.20447} = 0.99819$$

表 6 二乗表 (1)

	測定 1	測定 2	測定 3	測定 4	測定 5	Total
患者 1	0.59	0.61	0.61	0.59	0.56	2.97
患者 2	1.21	1.23	1.32	1.17	1.21	6.14
患者 3	1.88	1.85	1.80	1.80	1.80	9.11
患者 4	1.10	1.08	1.12	1.14	1.17	5.62
患者 5	0.81	0.83	0.88	0.83	0.90	4.25
患者 6	1.30	1.28	1.21	1.23	1.12	6.14
患者 7	0.22	0.22	0.26	0.23	0.23	1.16
Total	7.11	7.10	7.20	6.99	6.99	35.40

表 7 ANOVA 表 (2)

変動因子	平方和	自由度	不偏分散の期待値
患者間	2.3551	6	0.39252
患者内	0.0119	28	0.00043
反復測定間	0.0014	4	0.00034
残差	0.0105	24	0.00044

表 8 ANOVA 表 (3)

変動因子	平方和	自由度	不偏分散	不偏分散の期待値
患者間	$SS_{b \cdot \text{people}}$	$n - 1$	$MS_{b \cdot \text{people}}$	$\sigma_e^2 + k\sigma_\pi^2$
検者間	SS_{raters}	$k - 1$	MS_{raters}	$\sigma_e^2 + n\sigma_\alpha^2$
誤差	SS_{res}	$(n - 1)(k - 1)$	MS_{res}	σ_e^2

III. 検者間信頼性 (Inter-rater Reliability)

検者間信頼性は複数の患者を複数の測定者が評価する際の測定者同士の信頼性のことであり、ランダム効果と、固定効果に分けられる。検者内信頼性がくりかえしのあ一元配置の形をとるのに対し、これら検者間信頼性は患者、測定者それぞれを因子とする二元配置の形をとる。

(1)ランダム効果 (Random effects)

例えば、ROM測定の信頼性を評価する場合、その測定に参加した k 人というのが、臨床で働く PT という集団から無作為抽出されたものであるとし、任意の測定者の検者間信頼性を考えるならば、これはランダム効果ということになる。

ランダム効果による検者間信頼性は、一般に ICC(2,1) で表される。

さきの検者内信頼性における繰り返し測定の部分 (表 1 における各列) を検者に置き換えると、 k 人の検者が n 人の患者を測定した二元配置 (繰り返しなし) の結果となる。検者による影響を考慮すると測定値のモデルは以下のように考えられる。

$$X_{ij} = \pi_i + \alpha_j + e_{ij} \dots \dots \dots (15)$$

X_{ij} : 測定値

π_i : 測定される i 人目の患者の真の値

α_j : j 人目の検者による効果

e_{ij} : 測定誤差

分散の構造は

$$\sigma_x^2 = \sigma_n^2 + \sigma_a^2 + \sigma_e^2 \dots \dots \dots (16)$$

その信頼性は

$$R = \frac{\sigma_n^2}{\sigma_n^2 + \sigma_a^2 + \sigma_e^2} \dots \dots \dots (17)$$

で表される。検者間のばらつきの平方和 $SS_{w \cdot \text{people}}$ を検者による効果分 SS_{raters} (検者内信頼性における SS_{judges} に同じ) と残差分 SS_{res} に分離した際の分散分析表を表 8 に示す。不偏分散の期待値から式(16)の右辺の各分散の推定値は次のように表される。

$$\sigma_e^2 = MS_{\text{res}} \dots \dots \dots (18)$$

$$\sigma_n^2 = \frac{MS_b \cdot \text{people} - MS_{res}}{k} \dots\dots\dots(19)$$

$$\sigma_a^2 = \frac{MS_{raters} - MS_{res}}{n} \dots\dots\dots(20)$$

これを式(17)の分散の推定値として代入してやるとランダム効果による検者間信頼性, ICC(2,1)が求まる。

$$ICC(2,1) = \frac{MS_b \cdot \text{people} - MS_{res}}{MS_b \cdot \text{people} + (k-1)MS_{res} + \frac{k(MS_{raters} - MS_{res})}{n}} \dots\dots\dots(21)$$

以下に具体例と手順を示す。

【例2】

例1の椎間孔面積の測定を, 3人の検者が7人の患者に関して行った結果を表9に示す。このときのランダム効果による検者間信頼性を計算する。

<手順>

① 2乗表を作る (表10)

② 次の値を求める

$$(1) \frac{G^2}{kn} = \frac{(18.97)^2}{21} = 17.136$$

$$(2) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (X_{ij})^2 = 18.816$$

表9 面積計算の結果 (2)

	検者1	検者2	検者3	P_i	P_i^2	$\sum_{i=1}^n P_i^2$
患者1	0.80	0.51	0.77	2.08	4.33	
患者2	0.82	0.82	1.11	2.75	7.55	
患者3	1.39	0.94	1.35	3.68	13.54	
患者4	1.04	0.84	1.06	2.94	8.64	
患者5	0.97	0.56	0.92	2.46	6.04	
患者6	1.37	1.11	1.11	3.59	12.87	
患者7	0.60	0.39	0.48	1.48	2.18	
T_j	6.99	5.18	6.80	18.97		55.16
T_j^2	48.89	26.81	46.24			
$\sum_{j=1}^k T_j^2$				121.94		

$$(3) \frac{\sum T_j^2}{n} = \frac{121.94}{7} = 17.420$$

$$(4) \frac{\sum P_i^2}{k} = \frac{55.16}{3} = 18.386$$

③ 各平方和を求める

$$SS_b \cdot \text{people} = (4) - (1) = 1.250$$

$$SS_w \cdot \text{people} = (2) - (4) = 0.430$$

$$SS_b \cdot \text{raters} = (3) - (1) = 0.284$$

$$SS_{res} = (2) - (3) - (4) + (1) = 0.146$$

$$SS_{total} = (2) - (1) = 1.680$$

④ 分散分析表を作る (表11)

⑤ ICC(2,1)を求める。

$$ICC(2,1) = \frac{0.208 - 0.012}{0.208 + (3-1) \times 0.012 + \frac{3 \times (0.142 - 0.012)}{7}} = 0.680$$

(2) 固定効果 (Fixed effects)

ランダム効果による信頼性 ICC(2,1)が任意の検者についてという一般化したものであるのに対し, 固定効果による ICC(3,1)は, 測定に参加した検者群そのものが対象となる。

表10 二乗表 (1)

	検者1	検者2	検者3	Total
患者1	0.63	0.26	0.59	1.49
患者2	0.67	0.68	1.23	2.57
患者3	1.94	0.88	1.82	4.64
患者4	1.08	0.71	1.12	2.91
患者5	0.95	0.32	0.85	2.11
患者6	1.89	1.22	1.23	4.34
患者7	0.36	0.16	0.23	0.75
Total	7.52	4.22	7.08	18.82

表11 ANOVA 表 (4)

変動因子	平方和	自由度	不偏分散
患者間	1.25	6	0.208
患者内	0.284	2	0.142
残 差	0.146	12	0.012

したがって【例2】で求めたICC(2,1)は、「マウスを使って画像診断を行う人」という母集団を想定していることになり、その画像診断の方法を一般化する際の検者間信頼性ということができる。ここでの信頼性を高くするには式(17)を見ても分かるように、測定誤差を小さくするか、検者による効果のばらつきを小さくすることで可能となる。検者による効果のばらつきが小さくなるとは、検者間で値の一致 (agreement) が見られるということに他ならない。検者群を固定して考えた場合、研究の目的によっては値の相関 (consistency) を問題にすることはあっても、一致 (agreement) まで問題にしない場合もある。

例えば2人の検者が5人の患者を測定する場合を考えてみる (図2)。検者AとBの間で、測定値そのものの一致は見られないが、「患者2は高く、患者5は低い測定値を示す」という傾向は一致しており、その点では再現性が高いといえる。このように、agreementが低くてもconsistencyが高いかどうかを評価することで目的が達せられる場合には、固定効果のICC(3,1)を用いる。式にもどって考えてみよう。agreementを無視するということは、式(15)中の α_j の項を考慮しなくてよいということになる。したがって、分散分析によって検者による効果を誤差分散から分離するところまでは同じだが、最後の信頼性係数を求める式は、検者による分散の項を含まないで次のようになる。

図2 Consistency の一致

$$R = \frac{\sigma_n^2}{\sigma_n^2 + \sigma_e^2} \dots\dots\dots(22)$$

したがって ICC(3,1)は式(18), (19)を用いて

$$ICC(3,1) = \frac{MS_{b \cdot \text{people}} - MS_{\text{res}}}{MS_{b \cdot \text{people}} + (k - 1) MS_{\text{res}}} \dots\dots(23)$$

となる。

【例2】のデータを用いて ICC(3,1)を求めると

$$ICC(3,1) = \frac{0.208 - 0.012}{0.208 + (3 - 1) \times 0.012} = 0.845$$

となり、検者による効果を除いた分だけ ICC(2,1)の0.68より高い値となることがわかる。

これらの検者間信頼性も、検者内信頼性の式(12)で、k回繰り返し測定の平均値を用いたときの信頼性係数 ICC(2,k),あるいはICC(3,k)を求めることができる。上記【例2】のデータの場合も、4回測定の平均値をとると以下のように信頼性の向上がみられる。

$$ICC(2,4) = \frac{4 \times 0.680}{1 + (4 - 1) \times 0.680} = 0.895 \dots\dots\dots(24)$$

$$ICC(3,4) = \frac{4 \times 0.845}{1 + (4 - 1) \times 0.845} = 0.956 \dots\dots\dots(25)$$

VI. おわりに

我々が信頼性にこだわらなければならないのは、測定には、ばらつきがつきものだからである。このばらつきをなくせない以上、うまくコントロールしてその中から意味のあるものを得なければならない、信頼性の評価は、意味あるものを埋もれさせないためのひとつの道具といえることができる。ただ、先述したようにどのICCを選択するのかといったことは、研究者に委ねられており、その選択にあたっては、自らがなにを目的にどのようなデザインで実験(測定)を行おうとしているのかを明確にしなければならない。

また、こうして求めた信頼性がいくら高くても、そのこと自体は評価の妥当性とはまったく関係ないことも気にとめておくべきだろう。

引用・参考文献

- 1) 桑原洋一・他：検者内および検者間のReliability（再現性，信頼性）の検討．呼と循，41(10)：945-952, 1993.
- 2) Winer BJ: Statistical Principles In Experimental Design, 2nd ed., McGraw-Hill, New York, 1971.
- 3) Shrout PE, et al.: Intraclass Correlations : Uses in Assessing Rater Reliability. Psychological Bulletin, 86: 420-428, 1979.
- 4) Bartko JJ : The Intraclass Correlation Coefficient as a Measure of Reliability. Psychological Reports, 19: 3-11, 1966.
- 5) Eliasziw M, et al.: Statistical Methodology for the Concurrent Assessment of Intrarater and Intrarater Reliability: Using Goniometric Measurements as an Example. Physical Therapy, 74: 777-778, 1994.