Psicologia (1993) IX, 1:115 - 119

Coeficientes ES1 y ES2 de similaridad configuracional entre perfiles cuantitativos

OSCAR SERAFINI *

INTRODUCCIÓN

Señalábamos en otro documento (Serafini, 1981), la utilidade del concepto de «congruencia» en investigación evaluativa. Citábamos, al respecto, los trabajos de Stake (1967), Provus (1969), Cerdeira (1976), entre otros. En esencia, cuanto se evalúa un Proyecto, un sujeto o un ente educacional cualquiera, se dispone a veces de información cuantitativa sobre varias dimensiones (variables) en estudio. Suele aceptarec también un conjunto de valores que constituyen normas o padrones.

Si las variables se consideran simultáneamente, se obtiene un perfil del ente evaluado. En éste contexto, la «congruencia» es el grado de coincidencia entre el perfil obtenido y el perfil normativo, en términos de distancia euclidiana.

Sugeríamos en el mismo documento dos coeficientes de congruencia-distancia: Cs (simple) y Cp (ponderado), utilizados desde entences en varias investigaciones sobre perfil profesional y evaluación institucional. Pueden consultarse, por ejemplo, las referencias de Kenski (1981), Guzmán (1982), de Mello y Serafini (1986).

Deseamos discutir ahora la noción de similaridad configuracional entre perfiles, complementaria a la congruencia, y proponer dos indicadores cuantitativos de la misma. Entendemos por similaridad configuracional el grado de correspondencia entre los valores altos y bajos de dos perfiles en cada una de sus dimensiones. Cuando se representan gráficamente, puede hablarse del grado en que sus «picos» y «valles» se corresponden. Es oportuno seihalar aquí que dos perfiles pueden estar «distantes» pero mostrar alta semejanza en su configuración.

La noción que hemos definido puede ser útil en varios campos de las ciencias sociales aplicadas. Por ejemplo, en evaluación educacional, cuando se desea comparar los resultados de dos o más fuentes de información sobre el mismo ente evaluade; en Orientación Vocacional, cuando se precisa comparar perfiles de intereses e aptitudes; en Selección Profesional, para ciertos análisis en profesiografia; en diagnóstico psicopatológico, para clasificaciones tentativas de sujetos en determinadas categorías nosológicas, etc.

Para facilitar el análisis cuantitativo de la similaridad configuracional, proponemos aquí los coeficientes ES_1 e ES_2 que describimos a continuación:

Coeficiente ES_1, para variables ordinales

Se define así:

$$\boxed{ES_1 = 1 - \frac{\Sigma_1 |d_i|}{\max(\Sigma_1 |d_i|)}}$$

* Professor Catedrático Convidado, Instituto de Educação da Universidade do Minho, 4700 Braga, Portugal.

donde:

d_i: diferencia entre los valores de posición (orden) de los puntajes brutos de dos perfiles.

$$\max(\Sigma_1 |d_i|) = \begin{cases} p^2/2, \text{ si es par.} \\ p^2/2 - 0{,}5, \text{ si p es impar.} \end{cases}$$

$(i = 1.2, ..., p)$ p: nº de dimensiones.

Ejemplo 1 (ficticio).

Sean los perfiles A_1 y A_2, de seis dimensiones, con los siguientes valores:

Valores Brutos		Valores de Ordem		
A_1	A_2	A_1	A_1	$\lvert d_i \rvert$
2.0	5.0	4	1	3
3.0	4.0	2	4	2
1.5	4.5	5	3	2
2.5	3.0	3	6	3
1.0	3.5	6	5	1
4.0	4.7	1	2	1
				12

p = 6

$\max(\Sigma_1 |d_i|) = p^2/2 = 6^2/2 = 18$

$ES_1 = 1 - 12/18 = 0.33$

La amplitud de los valores de ES_1 van de 0 a 1.

Sugerencias para la interpretación se ofrecen más adelante.

En caso de «empate» de dos o más puntajes, se conviene en asignar a todos la medoa de sus valores de orden.

El denominador $\max(\Sigma_1 |D_i|) = p^2/2$ requiere una breve explicación.

Imaginémos, con base en el ejemplo 1, que el perfil A_2 muestra la máxima disimilaridad configuracional con respecto a A_1. Las columnas de los valores de posición serían las siguientes:

A_1	A_2	$\lvert d_i \rvert$
4	3	1
2	5	3
5	2	3
3	4	1
6	1	5
1	6	5

$\max(\Sigma_1 |D_i|) = 18$

O, lo que es lo mismo, ordenados según A_1:

A_1	A_2	$\lvert d_i \rvert$
1	6	5
2	5	3
3	4	1
4	3	1
5	2	3
6	1	5

$\max(\Sigma_1 |D_i|) = 18$

Nótese que la máxima disimilaridad ocurre cuando el orden de los valores de posición es inverso. En este caso, la columna de las differencias $|«d_i»|$ forma una progresión aritmética (o mejor, dos series opuestas por el primer término), con la diferencia común, c = 2 y cuya suma, $S = \max(\Sigma_1 |d_i|)$.

La fórmula corriente para la suma de las progresiones aritméticas es, como se sabe, $S = n/2\,[2a + (a-1)c]$; para nuestro, caso, adopta la forma:

$S = \max(\Sigma_1 |d_i|) = p/4\,[2 + (p-1)\,2]$

donde:

P = número de dimensiones

Efectuando las operaciones, tendremos:

$\max(\Sigma_1 |d_i|) = p^2/2$, para p par.

Para el caso de p impar:

$\max(\Sigma_1 |d_i|) - p^2/2 - 0.5$

Coeficiente ES_2 para variables de intervalo

Como introdución, diremos que una importante característica de la similaridad entre perfiles es que los elementos o valores correspondientes guardan entre sí relaciones definidas. Por ejemplo, cuando la similaridad es perfecta, los segmentos entre dimensiones adyacentes de ambos perfiles son paralelos. En consecuencia, las diferencias entre los *valores sucesivos* de un perfil son iguales a las diferencias entre los *valores sucesivos* correspondientes del otro perfil. Se ha aprovechado, parcialmente, esta propiedad, para formular ES_2.

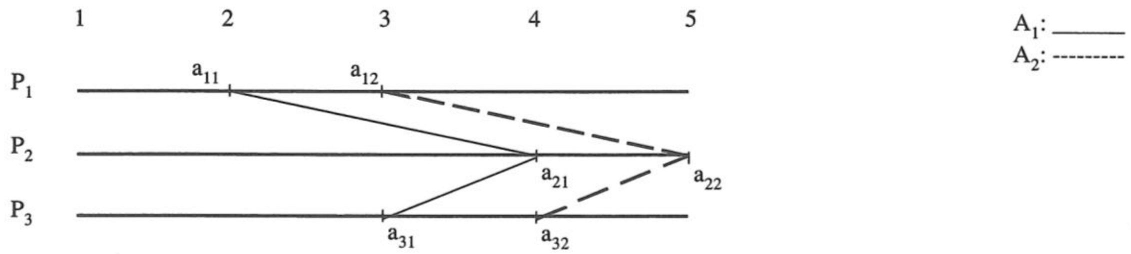
Se define así:

$$ES_2 = 1 - \frac{\Sigma_1 |D_i|}{\Sigma_i |D_i| + \Sigma_i |S_i|}$$

donde:

$D_i = d_{i1} - d_{i2}$
$S_i = d_{i1} - d_{i2}$
d_{i1} = diferencia entre valores sucesivos del perfil 1
d_{i2} = diferencia entre valores sucesivos del perfil 2
(i - 1,2, ..., p-1)

Ejemplo 2 (ficticio)



d_{i1}	d_i	D_i	S_i
$a_{11} - a_{21} = -2$	$a_{12} - a_{22} = -2$	$-2(-2) = 0$	$-2(-2) = -4$
$a_{21} - a_{31} = 1$	$a_{22} - a_{32} = 1$	$1 - 1 = \frac{0}{0}$	$1 + 1 = \frac{2}{6}$
		$\Sigma_i |D_i| = 0$	$\Sigma_i |S_i| = 6$

$$ES_2 = 1 - \frac{0}{0 + 6} = 1$$

En este caso, como es obvio, la similaridad es perfecta.

Interpretación de los valores de ES_1 y ES_2.

La siguiente tabla ayuda a interpretar los diferentes valores de ES_1 y ES_2.

Valores y interpretación

De 0.90 a 1.00	Similaridad configuracional prácticamente perfecta;
De 0.70 a 0.89	Alta similaridad. Los perfiles presentan, en general, coincidencias en los puntos altos y bajos de ambos de los perfiles;

De 0.40 a 0.69	Similaridad configuracional moderada. Cantidad aproximadamente igual de coincidencias y discrepancias em ambos perfiles;
De 0.20 a 0.39	Baja similaridad. Mayor número de discrepancias que coincidencias en los perfiles;
De 0.00 a 0.19	Similaridad configuracional prácticamente nula.

Según la presente tabla de interpretación, la similaridad configuracional entre los dos perfiles del ejemplo e es alta. En otras palabras, los dos grupos de evaluadores independientes coinciden, en buena medida, en la percepción de los puntos positivos y negativos del objeto evaluado. Esto, obviamente, aumenta la confiabilidad de la información.

Oscilación muestral de ES_2

El coeficiente fué pensado como un estadístico descriptivo. Sin embargo, puede resultar conveniente hacer inferencias, a partir de una musetra, sobre una población de respondentes. No se conoce directamente, el «error» de ES_2, pero se puede calcular, con un nível de significación determinado, la variación de los valores de ES_2 (calculado a partir de medias aritméticas) con relación a cierta hipótesis nula, en el marco del análisis multivariado.

Recordemos que, en el caso de similaridad configuracional perfecta, las diferencias entre los valores sucesivos de un perfil son iguales a las diferencias correspondientes del otro. Así, en iguales a las diferencias correspondientes del otro. Así, en nomenclatura matricial, si denominamos d_1 al vector de diferencias del primer perfil, y d_2 al vector de diferencias del segundo, podemos formular la siguiente hipótesis nula:

Ho: $d_1 = d_2$ (similaridad configuracional perfecta) donde:

$$d_1 = \begin{vmatrix} d_{11} \\ d_{21} \\ \bullet \\ \bullet \\ \bullet \\ d \\ (p\text{-}1)1 \end{vmatrix} \qquad d_2 = \begin{vmatrix} d_{12} \\ d_{22} \\ \bullet \\ \bullet \\ \bullet \\ d \\ (p\text{-}2)2 \end{vmatrix}$$

Dicha hipótesis puede testarse calculando T^2, según una sugerencia de D. Morrison (1967), que adaptamos para nuestro caso.

$$T^2 = \frac{N_1 - N_2}{N_1 + N_2} (d_1 - d_2)^{1'} \ (CSC^1)\text{-}1 \ (d_1 - d_2)$$

donde:

N_1 y N_2: número de casos de la respectiva muestra.

S: matriz de covarianza de ambas muestras.

C: matriz de transformación de orden

(p-1) x p con la siguiente estructura:

$$\begin{vmatrix} 1 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{vmatrix}$$

$$\text{La fórmula } F = \frac{N_1 + N_2 \text{ -p}}{(N_1 + N_2^{-2}) \text{ (p-1)}} \ T^2$$

Permite utilizar las tablas de distribución de F con p-1 y grados de libertad y contrastar la Ho para determinado nível de significación (α).

REFERÊNCIAS

CERDEIRA, T. (1976) — «Estudo Preliminar para um Modelo de Avaliação», *XV Congresso de Estabelecimentos Particulares de Ensino, Manaus,* (Mimeo).

DE MELLO, E. y SERAFINI, O. (1986) — «O Perfil do Administrador Escolar: Necessidade ou Inutilidade?» *Administração da Educação: Questões e Reflexões,* Vitoria, PPGE-UFES.

GUZMÁN, M. (1981) — *Supervisão Educacional: Investigação do Caso Boliviano,* Brasilia, DF, Fac. Educação/Universidade de Brasilia, Dissertação de Mestrado.

KENSKI, V. (1981) — *Funções de Supervisor em Escolas do 2º Grau do Distrito Federal,* Brasilia, DF, Fac. Educação/Universidade de Brasilia, Dissertação de Mestrado.

MORRISON, D. (1967) — *Multivariate Statistical Methods,* New York, McGraw-Hill.

PROVUS, M. (1969) — «Evaluation of Ongoing Programs in the Public School System», in R. W. Tyler (ed.), *Educational Evaluation: New Roles. New Means,* Chicago, National Society for the Study of Education.

SERAFINI, O. (1981) — *Indicadores Cuantitativos de la Distancia Evaluativa. Coeficientes de Congruencia Simple (Cs) y Ponderado (Cp).* (Mimeo), Universidade de Brasília.

STAKE, R. (1967) — «The Countenance of Educational Evaluation», T*heachers College Record, 68, 523-540.*