

MODELOS ADITIVOS Y MULTIPLICATIVOS EN EL ANÁLISIS DE MATRICES MULTITRAZOS-MULTIMÉTODOS DE CUESTIONARIOS DE INTERESES PROFESIONALES

JACQUES JUHEL* – THIERRY MARIVAIN*

Recibido: 10 Febrero 1998

Resumen

La evaluación de la validez conceptual (convergente y discriminante) de construcciones psicológicas que él evoca para describir y explicar la organización de sus observaciones es para el psicólogo una necesidad. Describimos en este trabajo dos enfoques en variables latentes pudiendo estar utilizadas para llevar a bien estas evaluaciones la primera es el análisis factorial confirmatoria o restrictiva de primer orden; la segunda es el modelo producto directo en el cual los trazos y los métodos hacen efecto. Los resultados de estos análisis, efectuados sobre una matriz de datos multitrazos - multimétodos recorridas en un muestreo de 189 (ciento ochenta y nueve) alumnos de un instituto de segunda enseñanza francés habiendo respondido a dos cuestionarios de intereses profesionales están comprobados nuevos y discutidos. Palabras claves : validez conceptual, matrices multitrazos - multimétodos, análisis factorial confirmatoria, modelo producido directo, intereses profesionales.

Palabras-clave: psicología diferencial, variables latentes, modelos aditivos, modelos multiplicativos.

Keywords: differential psychology, latent variables, additive models multiplicative models.

AMS Subject Classification: 62P15, 92J99

1. Introducción

Tradicionalmente consideramos que las ponderaciones psicológicas como por ejemplo las respuestas a un test cognoscitivo o las de un inventario de personalidad combinan de

*Grupo de Investigación en Psicología Diferencial, Universidad de Rennes II, 6 Avenue Gaston Berger, 35043 Rennes Cedex, Francia

la información atada con la variable latente estudiada o " trazo " y de la información atada al procedimiento de operacionalización de esta variable o " método ". El estudio por el psicólogo de las relaciones de un trazo dado con otros trazos devuelve entonces necesario la evaluación previa del grado de convergencia de los indicadores de un mismo trazo así que la del grado de divergencia de indicadores, corresponde o no a un mismo método, de los trazos conceptualmente distintos. Propuesto hace unos cuarenta años por Campbell y Fiske (1959 mil nueve cientos cincuenta y nueve) un enfoque particularmente adaptado para llevar a bien esta evaluación consiste en medir cada unos de los trazos considerados por medios de varios métodos distintos, las correlaciones entre las variables vistas están capituladas en lo que llamanos la matriz Multitrazos - Multimétodos (matriz MTMM). Estos autores proponen evaluar la validez convergente de un trazo midiendo su cantidad de varianza común, evaluar la validez discriminante comparando las correlaciones entre trazos a sus validados convergentes, apreciar el efecto método comparando las correlaciones entre trazos diferentes medidos por un mismo método a las correlaciones entre medidas diferentes de mismos trazos. La aplicación de criterios de Campbell y Fiske es, sin embargo, difícil. La interpretación de datos MTMM en términos de trazos y de métodos no descansa en un modelo explícito de descomposición de la varianza. La ausencia de test estadísticos de comparación, del carácter demasiado restrictivo de algunas hipótesis (métodos supuestamente demasiado diferentes, pero que afectan también todos los trazos, tienen la misma fidelidad de los indicadores y relaciones aditivas entre trazos y métodos) limitan particularmente el interés de esta evaluación formativa. Para evaluar rigurosamente las influencias respectivas de métodos y de trazos sobre las medidas efectuadas, el psicólogo ha estado inducido a utilizar métodos estadísticos adaptados al tratamiento de datos MTMM. La análisis factorial restrictiva o conservatoria de primer orden.

2. El modelo

Las matrices MTMM pueden ser factorizadas de manera que las variables latentes obtenidas estén asociadas a indicadores de un mismo trazo o a indicadores de un mismo método. Las ventajas de una tal factorización se deben principalmente al hecho de que una evaluación de la validez convergente y de la validez discriminante se apoye sobre datos observados (la matriz MTMM) pero también sobre parámetros estimados (por ejemplo la varianza debida a las Variables latentes- trazos o a los Variables latentes-métodos, las correlaciones entre variables latentes, etc.). El análisis factorial restrictivo (AFR, Jöreskörg, 1969 mil novecientos sesenta y nueve, 1974 mil novecientos setenta y cuatro) puede ser utilizado para probar un conjunto de hipótesis estructurales especificando el nombre de Variables latentes- trazo y de Variables latentes-método, las relaciones que entretienen con las variables observadas y los valores de saturación correspondientes, las correlaciones entre Variables latentes-trazo y Variables latentes-método. Reservándose el derecho de identificación de parámetros del modelo probado, métodos de estimación como por ejemplo los del máximo de verosimilitud o los de mínimos cuadrados generalizados (GLS) permiten estimar las correlaciones desatenuadas entre Variables latentes-trazos, Variables latentes-métodos o los errores de medida. Si el modelo tiene una capacidad relativamente

satisfactoria a reproducir la matriz MTMM, la evaluación de la validez de medidas puede entonces estar conducida a partir de las estimaciones de datos. Sabemos que en forma general y con las convenciones de notación de el modelo LISREL (Jöreskog et Sörbom, 1993 mil novecientos noventa y tres), la representación de la relación entre las medidas y las variables latentes se escribe :

$$y = \Lambda_y \eta + \varepsilon$$

(1)

en la cual y es un $p \times 1$ vector de variables observadas, η un vector $m \times 1$ de variables latentes, Λ_y la matriz $p \times m$ de los coeficientes de regresión de y sobre η (saturaciones) y ε un $p \times 1$ vector de errores (y esta mesurado en diferencia por termino medio, las η y las ε son variables aleatorias no correlacionadas de termino medio nulo).

La matriz Σ de varianza-covarianza deducida de el modelo se escribe :

$$\Sigma = \Lambda_y \Psi \Lambda_y + \Theta_\varepsilon$$

(2)

en la cual Ψ es la matriz de covarianzas de η y Θ_ε es la matriz de covarianzas de las ε . Aplicadas a una matriz MTMM conllevando j Variables latentes-trazo y h Variables latentes-método, las ecuaciones (1) y (2) hacen :

$$y = [\Lambda_T \Lambda_M] [\eta_T \eta_M + \varepsilon] \quad (3)$$

$$\Sigma = \Lambda_T \Psi_T \Lambda_T + \Lambda_M \Psi_M \Lambda_M + \Theta_\varepsilon \quad (4)$$

en la cual y es un vector de $j \times h$ medidas efectuadas, η_T (respectivamente η_M) el vector $j \times 1$ (respectivamente $h \times 1$) de Variables latentes-trazos (respectivamente Variables latentes-método), Λ_T (respectivamente Λ_M) la matriz de saturaciones por las Variables latentes-trazos (respectivamente Variables latentes-métodos), ε el vector de los residuos por y , Ψ_T (respectivamente Ψ_M) la matriz de correlaciones entre Variables latentes-trazo (respectivamente entre Variables latentes-método), Θ_ε la matriz diagonal de varianzas únicas por ε .

Con variables latentes standardizadas, el valor teórico de la correlación $\rho(T_i M_g, T_j M_h)$ entre el trazo i medido por el mtodo g y el trazo j medido por el método h es entonces :

$$\rho(T_i M_g, T_j M_h) = \lambda_{T_i(M_g)} \rho(T_i, T_j) \lambda_{T_j(M_h)} + \lambda_{M_g(T_i)} \rho(M_g, M_h) \lambda_{M_h(T_j)} \quad (5)$$

en la cual $\lambda_{T_i(M_g)}$ y $\lambda_{T_j(M_h)}$ están respectivamente las saturaciones Variables latentes-trazo de las medidas $T_i M_g$ y $T_j M_h$, $\lambda_{M_g(T_i)}$ y $\lambda_{M_h(T_j)}$ están respectivamente las saturaciones Variables latentes-método de estas mismas medidas, $\rho(T_i, T_j)$ y $\rho(M_g, M_h)$ están respectivamente las correlaciones desatenuadas entre Variables latentes-trazo y Variables latentes-método.

Como lo vemos más arriba indicado, los efectos de trazos, de métodos y del error se combinan de manera aditiva . Pero la hipótesis que todas las correlaciones entre trazos, cualquiera que sea su amplitud, esta "igualmente" sobrestimada cuando empleamos un mismo método, puede ser inadaptada en algunos casos. La frecuencia de problemas de identificación estadística y de estimación, las dificultades de obtener un ajustamiento satisfactorio, la inestabilidad de soluciones producida por la presencia de parámetros

incongruentes (e.g. de las varianzas de errores negativos) o ilógicos son también obstáculos que no es siempre fácil de levantar tantas que las razones son múltiples (e.g. modelo demasiado complejo y/o pobremente especificado; nombre insuficiente de trazos, de métodos, de sujetos). Cuando un cierto nombre de condiciones mínimas no están respetadas, el enfoque del análisis factorial restrictivo puede entonces estar inapropiado y sus resultados deben estar interpretados con prudencia.

3. Aplicación

Prácticamente, el enfoque consiste en estar, comparando su grado de ajustamiento, en varios modelos especificando diferentes tipos de hipótesis estructurales (Marsh, 1989 mil novecientos ochenta y nueve; Widaman, 1985 mil novecientos ochenta y cinco). La evaluación de diferentes formas de validez reposa sobre los parámetros del modelo juzgado como el más compatible con la organización de los datos MTMM. Por que la validez esta aquí definida en un continuum y no en temas de dicotomía, la evaluación de la validez convergente y de la validez discriminante no conduce a las mismas conclusiones que la que ha estado efectuada aplicando los criterios de Campbell y Fiske (ver para una discusión detallada Reichardt y Coleman, 1995). Aplicamos aquí una estrategia a una matriz de datos MTMM rezumando las relaciones entre seis tipos de personalidad o " trazos " (Realista, Investigativo, Artístico, Social, Espíritu de empresa y Convencional), de que Holland (1973 mil novecientos setenta y tres) piensa que se organizan según una estructura hexagonal . Estos seis trazos estan medidos en 189 (ciento ochenta y nueve) alumnos de un instituto de segundo enseñanza utilizando dos métodos : una adaptación francesa del Self-Directed Search for Educational and Vocational Planning (SDS, Holland, 1985 mil novecientos ochenta y cinco) y el Test Visuel d'Intrts Ttreau-Trahan (TVITT, Ttreau y Trahan, 1986 mil novecientos ochenta y seis).

	R_SDS	L_SDS	A_SDS	S_SDS	E_SDS	C_SDS	R_TVI	L_TVI	A_TVI	S_TVI	E_TVI
R_SDS	1.00										
L_SDS	0.24	1.00									
A_SDS	0.22	0.10	1.00								
S_SDS	0.08	0.25	0.27	1.00							
E_SDS	0.19	0.22	0.46	0.35	1.00						
C_SDS	0.15	0.14	0.12	0.21	0.41	1.00					
R_TVI	0.45	0.03	0.05	-0.07	-0.03	0.02	1.00				
L_TVI	0.15	0.65	0.02	0.17	0.03	-0.14	0.23	1.00			
A_TVI	0.10	-0.08	0.62	0.08	0.15	-0.05	0.31	0.12	1.00		
S_TVI	0.05	0.19	0.07	0.47	0.08	0.01	0.10	0.35	0.24	1.00	
E_TVI	0.06	0.06	0.23	0.13	0.36	0.33	0.35	0.12	0.43	0.35	1.00
C_TVI	0.07	-0.07	-0.12	0.02	0.14	0.58	0.30	-0.14	0.04	0.21	0.60

Tabla 1 - Matriz de correlaciones entre las escalas de SDS y de TVITT (n=189)

Precisamos que el formato de presentación de estas dos pruebas no es el mismo. El SDS es un cuestionario que permite medir, para cada de los seis trazos, un tanteo acumulado de respuestas a varias proposiciones verbales. El TVITT es una prueba donde el sujeto

debe tomar nota (sobre una escala bipolar en cinco puntos) su interés a la consideración de profesiones presentadas en forma de diapositivas; este instrumento permite también obtener un tanteo para cada uno de los seis trazos.

Para probar la validez convergente y divergente de las medidas cuyas correlaciones están presentadas en el tablón 1, varios modelos ajustados están puestos en competencia :

- Modelo 0 (análisis factorial restrictivo 0) : es más restrictivo; cada medida corresponde a una Variable latente independiente.

- Modelo 1 (análisis factorial restrictivo 1) : una sola Variable latente-trazo; sin efecto de métodos.

- Modelo 2 (análisis factorial restrictivo 2) : 6 Variables latentes-trazo no correlacionadas.

- Modelo 3 (análisis factorial restrictiva 3) : 6 Variables latentes-trazo correlacionados.

- Modelo 4 (análisis factorial restrictivo 4) : 6 Variables latentes-trazo correlacionados independientes de 2 Variables latentes-método no correlacionados.

- Modelo 5 (análisis factorial restrictivo 5) o modelo general : 6 Variables latentes- trazo correlacionados independiente de dos Variables latentes-método correlacionados (correlaciones entre unidades nulas).

- Modelo 6 (análisis factorial restrictivo 6) o modelo de unidades correlacionadas : 6 Variables latentes-trazo correlacionadas; las unidades de las variables medidas por un mismo método están correlacionadas entre ellas sin estarlo con las unidades de las variables medidas con los otros métodos.

<i>Modelo</i>	x^2	<i>ddl</i>	<i>p</i>	<i>RMSEA</i> (<i>H0 : ajustamiento próximo</i>)	<i>ECVI</i>
<i>Análisis factorial restrictivo 0 modelo de independencia</i>	5360,1	66	0,000	—	28,64 28,64
<i>Análisis factorial restrictivo 1 1 trazo general</i>	333,7	65	0,000	0,15(0,00)	1,91
<i>Análisis factorial restrictivo 2 6 trazos no correlacionados</i>	242,7	60	0,000	0,13(0,00)	1,48
<i>Análisis factorial restrictivo 3 6 trazos correlacionados</i>	120,4	45	0,000	0,094(0,00)	0,99
<i>Análisis factorial restrictivo 4 6 trazos correlacionados independientes de 2 métodos no correlacionados</i>	56,6	33	0,0065	0,062(0,23)	0,78
<i>Análisis factorial restrictivo 5 6 trazos correlacionados independientes de 2 métodos correlacionados</i>	54,5	32	0,0079	0,061(0,24)	0,78
<i>Análisis factorial restrictivo 6 6 trazos correlacionados, unidades correlacionadas</i>	14,3	15	0,50	0,00(0,85)	0,75

Tabla 2 - Comparación de los indicios de ajustamiento de los 6 modelos aditivos estimados

El ajustamiento de estos diferentes modelos esta evaluado considerando tres indicios

de ajustamiento global : a) el x^2 , vuelve a traer al nombre de grados de libertad del modelo (más la relación x^2/grados de libertad es débil, mejor es el ajustamiento); b) el RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) o medida del grado del desacuerdo, por el grado de libertad, entre la matriz de covarianzas deducida del modelo y la matriz de covarianzas de la población (más este valor es cerca de 0, mejor es el ajustamiento); c) el ECVI (Expected Cross Validation Index) o estimación del grado de desacuerdo total para todas las muestras de calibración posible (Browne y Cudeck, 1993 mil novecientos noventa y tres). El examen de los valores de los indicios de ajustamiento presentados en el tablón 2 conduce a echar de nuevo los modelos análisis factorial restrictivo 1, 2 y 3, la comparación entre estos tres modelos encajados suministrando indicaciones sobre la validez discriminante de trazos. El tablón 2 hace ver también que el ajustamiento del modelo análisis factorial restrictivo 3 es de manera significativa mas débil que el de los dos modelos siguientes (AFR 4 y 5), indicando pues la existencia de efectos métodos. Inaceptable psicológicamente, el modelo análisis factorial restrictivo 4 (ausencia de correlación entre métodos) pero no menos estimado aquí que a finales de la comparación con el modelo AFR 5 (Variables latentes-método no correlacionados). Ahora bien esto último nos vuelve a dar una ganancia significativa de ajustamiento para un producto al primero [$\Delta x^2(1) = 2,11$, $p > 0,05$]. La observación, para el modelo 5, de una correlación desatenuada de -0.66 no significativa (error estándar anormalmente elevada) entre los 2 métodos es además totalmente anormal. El modelo 5 no puede estar aquí retenido. Vemos en fin que sola puede estar aceptada la solución del modelo 6 (ausencia de hipótesis de única dimensión de cada Variables latentes- método), solución que parece particularmente demasiado poco económica desde el punto de vista del nombre de parámetros liberados.

Las estimaciones normales que corresponden al modelo de análisis factorial restrictivo 6 aparecen en el tablón 3. Las saturaciones relativamente elevadas de las Variables latentes-trazo testimonian de una validez convergente relativamente buena. El examen de la matriz de las correlaciones desatenuadas hacen ver que la validez discriminante de los trazos es mas relativa (la correlación entre E y C pregunta en particular el bien hecho de una distinción entre estos dos trazos) entonces el de la matriz de las correlaciones entre unidades hace ver la existencia de efectos métodos significativos. La ausencia de distinción en temas de error entre error aleatorio y especificidad hacen verdaderamente posible evaluar la importancia de los efectos métodos. Sobre las medidas efectuadas de la hipótesis de única dimensión de los efectos métodos puede sin embargo estar echada de nuevo porque la comparación de este modelo al modelo (Variables latentes-método no correlacionadas) se traduce por una ganancia significativa de ajustamiento [$\Delta x^2(19) = 42,3$, $p < 0,01$].

	<i>VL – trazo</i>	<i>Unidad</i>	<i>Com.</i>						
<i>R_SDS</i>	0,69	0,53	0,47						
<i>I_SDS</i>	0,84	0,30	0,70	0,14					
<i>A_SDS</i>	0,84	0,30	0,70	0,14	0,12				
<i>S_SDS</i>	0,72	0,49	0,51	0,10	0,05	0,17			
<i>E_SDS</i>	0,62	0,61	0,39	0,17	0,16	0,24	0,22		
<i>C_SDS</i>	0,80	0,36	0,64	0,12	0,25	0,20	0,18	0,16	
<i>R_TVITT</i>	0,64	0,59	0,41						
<i>I_TVITT</i>	0,80	0,37	0,63	0,16					
<i>A_TVITT</i>	0,75	0,44	0,56	0,23	0,14				
<i>S_TVITT</i>	0,066	0,57	0,43	0,11	0,17	0,19			
<i>E_TVITT</i>	0,062	0,61	0,39	0,33	0,09	0,24	0,26		
<i>C_TVITT</i>	0,070	0,51	0,49	0,25	-0,04	0,12	0,19	0,37	

Correlaciones entre VL – trazo

	1	2	3	4	5	6
1. <i>Realista</i>	1,00					
2. <i>Investigativo</i>	0,17	1,00				
3. <i>Artístico</i>	0,16	-0,03	1,00			
4. <i>Social</i>	-0,04	0,32	0,14	1,00		
5. <i>Espíritude empresa</i>	0,07	0,07	0,42	0,27	1,00	
6. <i>Conformista</i>	0,11	-0,18	-0,12	0,04	0,52	1,00

Tabla 3 - Modelo análisis factorial restrictivo 6 : saturaciones de las Variables latentes-trazo, unidades, comunidades y correlaciones desatenuadas entre Variables latentes-trazo estimadas por el método GLS (el cuadrado del coeficiente de correlación múltiple es una estimación de la comunidad de cada medida; las correlaciones significativas al umbral de .05 están en graso).

4. El modelo “Producto Directo”

La observación hace ver que los métodos pueden de vez en cuando a exagerar las correlaciones entre trazos fuertemente correlacionados mas que entre trazos menos correlacionados . La interacción entre trazos y métodos puede entonces estar multiplicativa . Debemos a Browne (1984 mil novecientos ochenta y cuatro) el haber propuesto el modelo producido directo (PD) en el cual : a) la interacción entre trazos y métodos es multiplicativa; b) los errores de medidas son cogidos en consideración; c) métricas diferentes están aceptadas para Variables latentes diferentes. Este modelo se escribe : $\sum = Z (P_M \otimes P_T + E^2) Z$ (6) en cual Z es la matriz diagonal $jh \times jh$ desviaciones típicas de tanteos ” verdadera ” . P_M es la matriz $h \times h$ de las correlaciones desatenuadas entre Variables latentes- método, P_T es la matriz $j \times j$ de las correlaciones desatenuadas entre Variables latentes-trazo, E^2 es la matriz diagonal $jh \times jh$ de unidades. Notaremos que la ecuación (6) del modelo general descompone los tanteos observados en una componente de error. Señalamos también que

una restricción suplementaria sobre la matriz de unidades (modelo a errores compuestos: $E^2 = E_M \otimes E_T$) impone una repartición consistente de la varianza de error inter-trazos para cada método (y de la varianza de error inter-métodos para cada trazo). Con las notaciones de la ecuación (5) y para el modelo general, el valor teórico de la correlación $\rho(T_i M_g, T_j M_h)$ se puede también escribir :

$$\rho(T_i M_g, T_j M_h) = \zeta_{T_i M_g} [\rho(M_g, M_h) \rho(T_i, T_j)] \zeta_{T_j M_h} \quad (7)$$

en la cual $\zeta_{T_i M_g}$ y $\zeta_{T_j M_h}$ están las desviaciones de los tanteos " verdaderos " de $T_i M_g$ y $T_j M_h$, $\rho(T_i, T_j)$ y $\rho(M_g, M_h)$ están respectivamente las correlaciones entre Variables latentes-trazo y Variables latentes-método. La correlación entre dos medidas es bien aquí una función multiplicativa de la correlación entre las Variables latentes-trazo respectivas y las Variables latentes-método respectivas : más la correlación " verdadera " entre trazos es levantada, mas la utilización del mismo método tiende a sobreestimar esta correlación.

5. Aplicación

El modelo general (PD-GEN) y el modelo de errores compuestos (PD-EC) han estado aplicados a la matriz MTMM anteriormente analizada. Hemos utilizado para eso el programa MUTMUM (Browne, 1992 mil novecientos noventa y dos) que reduce los problemas de baja identificación empírica y suministra las estimaciones de correlaciones (y de sus errores estándar) entre Variables latentes- trazo y Variables latentes-método. El método de estimación a escoger era el de los mínimos cuadrados generalizados (GLS). El examen de indicios de ajustamiento que figura en el tablón 4 hace ver que el modelo multiplicativo general y el modelo de errores compuestos presentan a lo mejor el mismo ajustamiento. Vemos particularmente que el modelo multiplicativo de errores compuestos necesita dos parámetros acotados de menos que el modelo general. Desde un punto de vista práctico, el modelo de errores compuestos parece entonces poder estar considerado como un mejor ajustamiento que el modelo general.

<i>Modelo</i>	x^2	<i>ddl</i>	<i>Nombredede parámetros acotados</i>	<i>RMSEA (H0 : ajustamiento próximo)</i>	<i>ECVI</i>
<i>PD – General</i>	70,50	38	4	0,068(0,12)	0,81
<i>PD – Errores compuestos</i>	71,62	43	2	0,060(0,24)	0,76

Tablón 4- Indices de ajustamiento de 2 modelos multiplicativos probados

Los parámetros estimados del modelo multiplicativo de errores compuestos son presentados en el tabla 5.

Correlaciones desatenuadas entre Variables latentes-trazo

	1	2	3	4	5	6
1. <i>Realista</i>	1,00					
2. <i>Investigativo</i>	0,30	1,00				
3. <i>Artístico</i>	0,32	0,14	1,00			
4. <i>Social</i>	0,09	0,29	0,29	1,00		
5. <i>Espíritudeempresa</i>	0,38	0,24	0,54	0,46	1,00	
6. <i>Conformista</i>	0,32	0,03	0,16	0,32	0,63	1,00

N.B.: las correlaciones significativas en el umbral de .05 están en graso.

Correlaciones desatenuadas entre Variables latentes-método

	1	2										
1. <i>SDS</i>	1,00											
2. <i>TVITT</i>	0,71	1,00										
Comunidades												
<i>R_SDS</i>	<i>I_SDS</i>	<i>A_SDS</i>	<i>E_SDS</i>	<i>C_SDS</i>	<i>R-TV</i>	<i>I_TVI</i>	<i>A_TVI</i>	<i>S_TVI</i>	<i>E_TVI</i>	<i>C_TVI</i>	<i>CTVI</i>	
0,78	1,00	0,78	0,72	0,89	0,99	1,000	1,000	0,99	0,98	0,9	0,9	

Tabla 5 - Parámetros estimados del modelo multiplicativo de errores compuestos

La constatación de una fuerte correlación entre los dos métodos es la prueba de la validez convergente substanciales. El criterio de validez discriminante es también respetado porque la correlación entre métodos es más levantada que las correlaciones entre trazos, a la excepción particularmente entre la E y C. El examen de comunidades (o cantidad de varianza que tiene una medida en común con todas las otras medidas cuando los efectos de los trazos y de los métodos son juntos) hace sugerir en fin que los errores de medida están por término medio más débil cuando utilizamos el TVITT que cuando utilizamos el SDS.

6. Conclusión

Hemos examinado la naturaleza de los efectos métodos en la medida de intereses profesionales haciendo dos series de análisis sobre datos MTMM (6 trazos × 2 métodos). A pesar del nombre limitado de métodos utilizados, algunas enseñanzas pueden estar tiradas de la comparación entre los resultados dados por los modelos aditivos (análisis factorial restrictiva) y multiplicativos (PD). Como queda generalmente constatado (e.g. Marsh y Bailey, 1991; Bagozzi, 1993), el modelo análisis factorial restrictiva con trazos correlacionados y métodos correlacionados que presenta entonces la ventaja de dar estimaciones de componentes trazo, método y error, no ha podido, a pesar de un ajustamiento satisfactorio, suministrar solución aceptable. Hemos visto que no es el caso de la solución del modelo análisis factorial restrictivo con unidades correlacionadas que se revela otra vez particularmente robusta (Marsh y Grason, 1995). Pero las dificultades de interpretación de las unidades, la ausencia de estimación de los efectos-métodos y la imposibilidad de disociar los errores específicos de los errores aleatorios limitan así poco el interés de este modelo.

Si tenemos de otra parte buenas razones de pensar que las datos observados tienen una

estructura multiplicativa (y esta cuestión es tanto empírica como substancial), el modelo DP, particularmente parsimonioso, suministra una traducción directa de criterios de Campbell y Fiske y permite una evaluación somativa. Del punto de vista de la validez convergente y discriminante de datos MTMM analizados aquí, las conclusiones del modelo multiplicativo (PD), porque esta hecha aquí la hipótesis de Variables latentes-métodos correlacionadas, nos parece mas informativo que las del modelo aditivo con unidades correlacionadas. Pero el modelo multiplicativo no esta tan poco al abrigo de críticas (no hay distinción entre error aleatorio y especificidad de la medida, efectos conjuntos de los trazos y de los métodos); el puede entonces revelarse de un interés limitado por el psicólogo cuando su objetivo es de disociar los componentes trazo y método de una medida dada.

99

- Bagozzi, R.P. (1993). Assessing construct validity in personality research: applications to measures of self-esteem. *Journal of Research in Personality*, 27, 49-87.
- Browne, M.W. (1984). The decomposition of effects in multitrait-multimethod matrices. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 1-21.
- Browne, M.W. (1992). MUTMUM Users guide. The Ohio State University.
- Browne, M., & Cudeck, R (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J. Scott Long (Eds), *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Campbell, D.T., & Fiske, D.W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Campbell, D.T. & O Conell, E.J. (1967). Method factors in multitrait-multimethod matrices: Multiplicative rather than additive? *Multivariate Behavioral Research*, 2, 409-426.
- Holland J. (1973). *Making vocational choices: A theory of careers*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.
- Holland, J. (1985). *The Self-Directed Search, Assessment booklet: A guide to Educational and Vocational Planning*. Odessa: Psychological Resources.
- Jackson, D.N. (1969). Multimethod factor analysis in the evaluation of convergent and discriminant validity. *Psychological Bulletin*, 72, 39-49.
- Joreskog, K.G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183-202.
- Joreskog, K.G. (1974). Analyzing psychological data by structural analysis of covariance matrices. In R.C. Atkinson, D.H. Krantz, R.D. Luce, & P. Suppes general. *Contemporary developments in mathematical psychology: Measurement, psychophysics, and neural information processing* (vol. 2, pp.1-56). San Francisco : Freeman.
- Joreskog, K.G. & Sorbom, D. (1993). *LISREL8 user's reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Kavanagh, M.J., MacKinney, A.C., & Wollins, L. (1971). Issues in managerial performance: Multitrait-multimethod analyses of ratings. *Psychological Bulletin*, 65, 34-39.
- Marsh, H.W. (1989). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: Many problems and a few solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13, 335-361.

Marsh, H.W., & Bailey, M. (1991). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models. *Applied Psychological Measurement*, 15,47-70.

*6 avenue G. Berger, 35 043 Rennes cedex - France E-mail: Jacques.Juhel@uhb.fr, Thierry.Marivain@uhb.fr

FOOTNOTES:

1. Es probablemente el caso de la análisis de varianza (Stanley, 1961; Kavanagh y al., 1971) y de la análisis factorial multimétodos (Jackson, 1969)

²Los que vuelve a estar considerado es que los efectos de los trazos o de los métodos son " puros " entonces que las saturaciones de los VL-trazos pueden traducir la interacción entre un trazo y un método [$\lambda(T_1M_1 : T_1) \neq \lambda(T_1M_2 : T_1)$] como la saturación de los VL-método pueden traducir la interacción entre un método y un trazo [$\lambda(T_1M_1 : T_1) \neq \lambda(T_1M_2 : T_1)$].

³Marsh y Grayson (1995 mil novecientos noventa nueve) recomiendan por menos cuatro trazos, tres métodos y por lo menos 250 (doscientos cincuenta) sujetos.

⁴Dos trazos adyacentes (por ejemplo R y I) tienen una distancia geométrica menos grande que dos trazos alternados (por ejemplo R y A), esta distancia estando traducida en forma de correlación. Se puede así ordenar las correlaciones de la manera que sigue : AS_i

AE_i

AC_i

AR_i

AI, etc.

⁵Adaptación belga francófona experimental de N. de Leval, S. Makengo (Universidad Católica de Louvain), los Centros PMS libres de Woluw, J.P. Broonen (Universidad de Lieja)

⁶Tomaremos nota que la organización de correlaciones observadas es muy poca compatible con el modelo hexagonal de Holland.

⁷Es por esto, la hipótesis de ausencia de correlaciones entre métodos (por ejemplo cuestionarios) es demasiado poco realista en psicología. Este modelo pues no puede ser apropiado que cuando métodos extremadamente diferentes y poco convergentes están empleadas.

⁸Se trata de dos instrumentos construidos para medir una misma estructura de interés profesional.

⁹Un fenómeno bien conocido en psicología es de el halo o tendencia a evaluar además la correlación entre características psicológicas particularmente cuando están percibidas como cercas.

¹⁰Campbell y O'Connel (1967 mil novecientos sesenta y siete) han en efecto hecho ver que los errores de medida pueden operar de manera multiplicativa.

¹¹Estas constantes de normación de las seguras están fijadas a 1 para permitir la identificación no presentan interés del punto de vista de la interpretación de los resultados.

¹²i.e. semejante en proporción.