

Ejercicios

6.1. Diga si las siguientes afirmaciones referidas a la saturación factorial de una matriz de configuración son verdaderas o falsas:

- La saturación factorial siempre toma valores entre 0 y 1.
- La saturación factorial indica la correlación entre el ítem y el factor.
- Si la saturación no toma valores positivos superiores a 0,3, eso indica que el ítem no es un buen indicador del factor.
- La saturación de un ítem en su factor nunca puede ser mayor que su comunalidad.

6.2. Diga si las siguientes afirmaciones referidas al método de rotación son verdaderas o falsas:

- Los métodos de rotación ortogonal son más adecuados porque proporcionan una estructura “más simple”.
- La rotación oblimin es preferible porque no se fuerza que los factores sean independientes.
- Siempre que se utiliza rotación oblicua los factores estarán moderadamente correlacionados.
- Cuando se utiliza el método de rotación oblimin, la proporción de varianza total explicada entre todos los factores tiende a ser mayor ya que los factores pueden estar correlacionados.

6.3. Estamos intentando elaborar una escala que mida la calidad de ciertos productos. Cada ítem consiste en un adjetivo y la persona ha de evaluar de “1” (totalmente en desacuerdo) a “5” (totalmente de acuerdo) en qué medida el adjetivo se aplica al producto. Tras un análisis factorial, la matriz factorial rotada (método de rotación VARIMAX) es:

Matriz de configuración			
Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Barato	-0,1	0,8	0,2
Agradable	0,2	0,2	0,7
Útil	0,9	-0,1	-0,2
Cómodo	0,6	-0,2	-0,1
Precio justo	0,1	0,9	0,2
Bonito	-0,2	-0,1	0,6
Necesario	0,7	0,2	0,0
Atractivo	-0,2	-0,1	0,5
Práctico	0,8	0,1	0,2
Manejable	0,8	0,2	-0,1

¿Qué aspectos de la calidad mide la escala?

Ejercicios capítulo 6. Análisis Factorial Exploratorio 37

6.4. A continuación aparecen distintas partes de una salida de SPSS correspondientes a 8 ítems, en una muestra de 102 sujetos.

Varianza total explicada

Factor	Autovaleores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	2.199	27.490	27.490	1.373	17.163	17.163	1.534	19.178	19.178
2	1.670	20.873	48.363	1.542	19.275	36.438	1.381	17.260	36.438
3	1.000	12.500	60.862						
4	.867	10.834	71.696						
5	.784	9.805	81.501						
6	.586	7.322	88.823						
7	.498	6.220	95.043						
8	.397	4.957	100.000						

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

Matriz factorial ^f			Matriz de factores rotados ^g		
	Factor			Factor	
	1	2		1	2
item1	.973	-.004	item1	-.045	.972
item2	.194	.385	item2	.376	.210
item3	-.052	.447	item3	.449	-.034
item4	-.003	.328	item4	.327	.010
item5	-.048	.658	item5	.660	-.021
item6	.188	.306	item6	.298	.201
item7	-.029	.745	item7	.746	.003
item8	.589	.066	item8	.041	.591

Método de extracción: Máxima verosimilitud.
a. 2 factores extraídos. Requeridas 36 iteraciones.

Método de extracción: Máxima verosimilitud.
Método de rotación: Normalización Varimax con Kaiser.
a. La rotación ha convergido en 3 iteraciones.

Prueba de Bondad de ajuste modelo de un factor:	Prueba de Bondad de ajuste modelo de dos factores:												
<p>Prueba de la bondad de ajuste</p> <table border="1" style="margin: auto; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th>Chi-cuadrado</th> <th>gl</th> <th>Sig.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td style="text-align: center;">55.004</td> <td style="text-align: center;">20</td> <td style="text-align: center;">.000</td> </tr> </tbody> </table>	Chi-cuadrado	gl	Sig.	55.004	20	.000	<p>Prueba de la bondad de ajuste</p> <table border="1" style="margin: auto; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th>Chi-cuadrado</th> <th>gl</th> <th>Sig.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td style="text-align: center;">7.648</td> <td style="text-align: center;">13</td> <td style="text-align: center;">.866</td> </tr> </tbody> </table>	Chi-cuadrado	gl	Sig.	7.648	13	.866
Chi-cuadrado	gl	Sig.											
55.004	20	.000											
Chi-cuadrado	gl	Sig.											
7.648	13	.866											

Responda **razonadamente** a las siguientes preguntas:

- a) Obtenga e **interprete** la comunalidad del ítem 1.
- b) Deberían extraerse ____ factores, ya que ...
- c) Para interpretar el significado del factor 2 utilizaría los ítems _____, ya que
- d) La proporción de varianza total explicada por el factor I no rotado es _____, y por el factor 2 rotado es _____.

6.5. Al hacer un análisis factorial sobre 4 ítems, obtenemos que los ítems saturan en el primer factor rotado 0,6,-0,5, 0,2 y 0,1 y saturan en el segundo factor rotado, 0,1, 0,5, 0,5 y 0,6. Para interpretar el significado de ambos factores sería necesario considerar los ítems:

- a) 1 y 2 (para interpretar el factor 1) y 2, 3 y 4 (para interpretar el factor 2).
- b) 1 (para interpretar el factor 1) y 2, 3 y 4 (para interpretar el factor 2).
- c) 1 (para interpretar el factor 1) y 3 y 4 (para interpretar el factor 2).

6.6. Al realizar un análisis factorial observamos que la solución de un factor se ajusta a los datos. Al añadir ítems *paralelos* a los ya presentes, es esperable que:

- a) la proporción de varianza explicada por el factor aumente.
- b) la proporción de varianza explicada por el factor no cambie.
- c) la proporción de varianza explicada por el factor disminuya.

6.7. En un análisis factorial de los 5 ítems de un test, obtenemos que los ítems saturan en un factor. A continuación aparece la matriz de pesos factoriales:

	Factor
1	0,2
2	0,4
3	0,4
4	0,6
5	0,5

Según el modelo factorial los ítems que más correlacionan entre sí son:

- a) el 1 y el 3
- b) el 2 y el 3
- c) el 4 y el 5

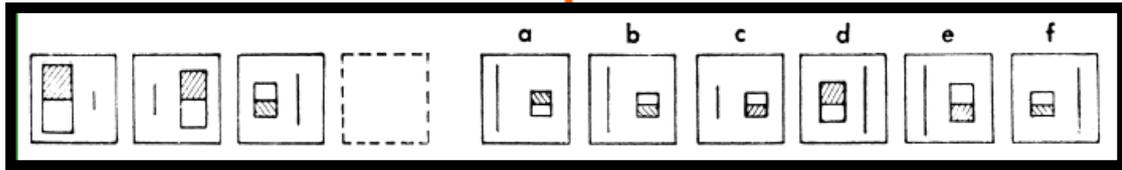
6.8. Se ha realizado un análisis factorial sobre los siguientes tests de razonamiento abstracto (Test de Factor *g* de Cattell), de aptitud viso-espacial (PMA-espacial, Test de Rotación de figuras macizas, DAT-relaciones espaciales), de capacidad verbal (PMA-verbal, DAT-razonamiento verbal) y de razonamiento numérico (PMA-Numérico y el Test de Monedas):

Matriz de correlaciones observada

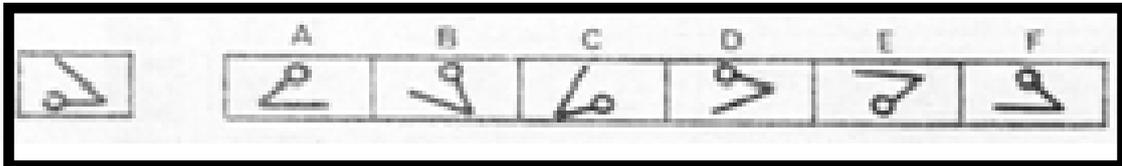
	cattell	pma_e	maciz	dat_sr	pma_v	dat_vr	pma_n	moneda
cattell	1.000	.339	.430	.402	.246	.284	.139	.343
pma_e	.339	1.000	.553	.486	.418	.386	.431	.469
maciz	.430	.553	1.000	.553	.273	.326	.268	.380
dat_sr	.402	.486	.553	1.000	.247	.474	.055	.404
pma_v	.246	.418	.273	.247	1.000	.522	.257	.322
dat_vr	.284	.386	.326	.474	.522	1.000	.177	.439
pma_n	.139	.431	.268	.055	.257	.177	1.000	.484
moneda	.343	.469	.380	.404	.322	.439	.484	1.000

Un ejemplo de cada tipo de ítem aparece a continuación:

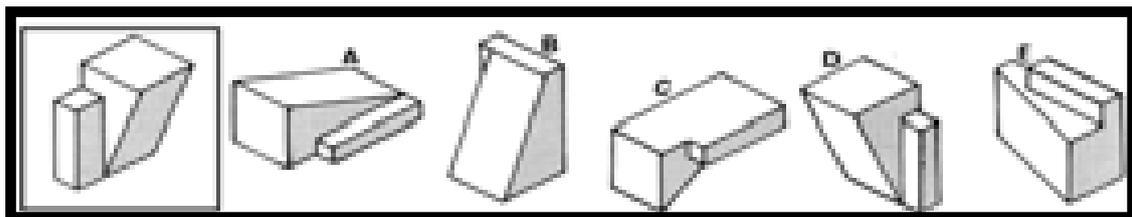
Test de Factor g de Cattell



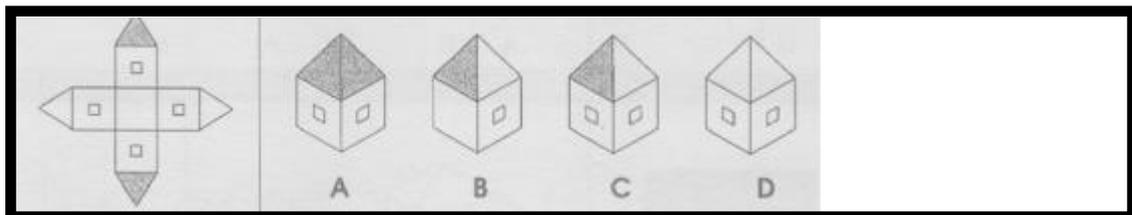
PMA-E



Rotación de figuras macizas



DAT-SR



PMA-V

GRUESO → A. Enfermo B. Gordo C. Bajo D. Agrico

DAT-VR

..... es a uno como segundo es a

A. dos - mitad
 B. primero - pionero
 C. reina - colina
 D. primero - dos
 E. lluvia - fuego

PMA-N

(a)	
16	(a) B M
38	
45	
99	

Monedas

$(?) \times 5 + (?) \times 2 = 2$	A. 1 moneda B. 4 monedas C. 5 monedas D. 3 monedas E. 2 monedas
-----------------------------------	---

A continuación obtenemos los siguientes estadísticos de contraste para decidir sobre el número de factores:

Extrayendo 1 factor:

Prueba de la bondad de ajuste

Chi-cuadrado	gl	Sig.
72.093	20	.000

Extrayendo 2 factores:

Prueba de la bondad de ajuste

Chi-cuadrado	gl	Sig.
34.031	13	.001

Extrayendo 3 factores:

Prueba de la bondad de ajuste

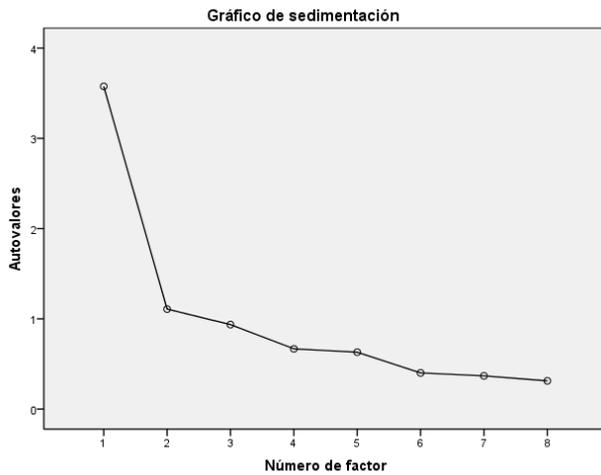
Chi-cuadrado	gl	Sig.
9.190	7	.239

Extrayendo 4 factores:

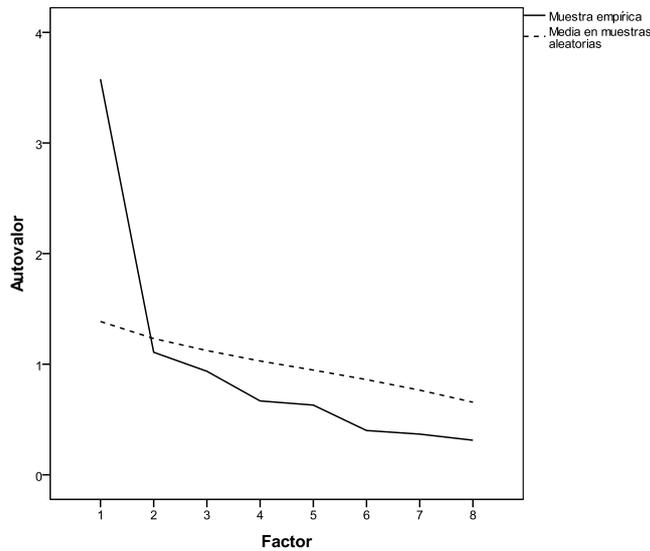
Prueba de la bondad de ajuste

Chi-cuadrado	gl	Sig.
1.897	2	.387

Los resultados del gráfico de sedimentación son:



Los resultados del análisis paralelo son:



- Según los datos anteriores ¿cuál cree que es el número de dimensiones que mide el test atendiendo al Chi-cuadrado
- Según los datos anteriores ¿cuál cree que es el número de dimensiones que mide el test atendiendo al gráfico de sedimentación.
- Según los datos anteriores ¿cuál cree que es el número de dimensiones que mide el test atendiendo al análisis paralelo.

6.9. Para los datos del ejercicio 6.8, se obtiene la siguiente matriz con los porcentajes de varianza explicados por los factores (método de ejes principales, rotación varimax):

Factor	Varianza total explicada								
	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	3.577	44.707	44.707	3.173	39.668	39.668	1.955	24.434	24.434
2	1.108	13.848	58.555	.924	11.549	51.217	1.431	17.890	42.324
3	.936	11.701	70.256	.620	7.753	58.970	1.332	16.646	58.970
4	.668	8.349	78.605						
5	.630	7.880	86.485						
6	.401	5.007	91.492						
7	.368	4.600	96.092						
8	.313	3.908	100.000						

Método de extracción: Factorización de Ejes principales.

Identifique:

- a) La proporción de varianza explicada por el tercer factor antes de rotar.
- b) La proporción de varianza explicada por el segundo factor después de rotar
- c) Comente la importancia de cada uno de los factores rotados.

6.10. Para los datos del ejercicio 6.8, se obtienen las siguientes matrices de configuración para la solución de tres factores aplicando rotación ortogonal (rotación varimax) y rotación oblicua (rotación oblimin).

Matriz de factores rotados^a

	Factor		
	1	2	3
cattell	.510	.173	.090
pma_e	.588	.258	.377
maciz	.738	.126	.187
DAT_SR	.712	.295	-.036
pma_v	.241	.471	.220
pma_n	.253	.945	.054
dat_vr	.088	.099	.959
monedas	.409	.329	.416

Método de extracción: Factorización del eje principal.

Método de rotación: Normalización Varimax con Kaiser.

- a. La rotación ha convergido en 4 iteraciones.

Matriz de configuración.^a

	Factor		
	1	2	3
cattell	.533	-.013	-.029
pma_e	.562	.265	-.080
maciz	.811	.054	.110
DAT_SR	.743	-.194	-.117
pma_v	.089	.137	-.459
pma_n	-.053	-.090	-1.030
dat_vr	-.040	.979	-.009
monedas	.319	.329	-.220

Método de extracción: Factorización del eje principal.

Método de rotación: Normalización Oblimin con Kaiser.

- a. La rotación ha convergido en 6 iteraciones.

Matriz de correlaciones entre los factores

Factor	1	2	3
1	1.000	.330	-.575
2	.330	1.000	-.283
3	-.575	-.283	1.000

Método de extracción: Factorización del eje principal.

Método de rotación: Normalización

Oblimin con Kaiser.

- Interprete el significado de los factores según la rotación ortogonal
- Interprete el significado de los factores según la rotación oblicua.
- Obtenga e interprete la comunalidad del test de *Cattell*
- Obtenga e interprete el residuo para la correlación entre los tests *dat_sr* y *pma_v*.

6.11. Se ha analizado la validez factorial de un “*Inventario de Ansiedad debida a las Expectativas Académicas*” (IAEA), aplicado en una muestra de 511 adolescentes (12-16 años). Los ítems se puntúan de forma directa en un formato de acuerdo (desde 1, “Totalmente en desacuerdo”, hasta 5, “Totalmente de acuerdo”). Los 10 ítems del test son:

- Me angustia no rendir como espera mi profesor.
- Me preocupa cuando no alcanzo mis objetivos mínimos.
- Si fallo al cumplir mis propias expectativas, siento que no soy bastante bueno.
- Me preocupa y me quita el sueño, no poder alcanzar las metas que me fijo.
- Cuando no hago un examen tan bien como podría haberlo hecho, me pongo tenso.
- Rendir bien en la escuela es mi principal motivación.
- Me culpo si no alcanzo el rendimiento escolar que mis padres esperan de mí.
- Siento que he desilusionado a mi profesor si rindo mal en la escuela.
- Siento que decepciono a mis padres si mi rendimiento escolar es pobre.
- Me siento mal si mis padres están decepcionados con mis notas.

A partir del análisis de ítems se decidió eliminar el ítem 6. Los resultados del AF con dos factores sobre los 9 ítems restantes se muestran a continuación (método de máxima verosimilitud, rotación varimax):

Varianza total explicada

Factor	Autovaleores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	4.205	46.725	46.725	3.694	41.043	41.043	2.468	27.419	27.419
2	1.114	12.383	59.109	.721	8.014	49.058	1.947	21.638	49.058
3	.758	8.427	67.536						
4	.605	6.725	74.261						
5	.590	6.560	80.821						
6	.512	5.685	86.507						
7	.488	5.419	91.925						
8	.381	4.235	96.161						
9	.346	3.839	100.000						

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

Matriz de factores rotados^a

	Factor	
	1	2
item1	.611	.232
item2	.173	.824
item3	.263	.704
item4	.404	.496
item5	.385	.462
item7	.679	.266
item8	.797	.175
item9	.552	.251
item10	.532	.310

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

Método de rotación: Normalización Varimax con Kaiser.

a. La rotación ha convergido en 3 iteraciones.

- a) El porcentaje de varianza total explicada por el factor 2 rotado es _____.
- b) Los ítems a tener en cuenta para definir el factor 1 son (señale los ítems e indique entre paréntesis su peso factorial):
- c) Los ítems a tener en cuenta para definir el factor 2 son (señale los ítems e indique entre paréntesis su peso factorial):
- d) El factor 1 lo etiquetaría como:
- e) El factor 2 lo etiquetaría como:
- f) En relación al método de rotación ¿cree que el método utilizado es correcto?

6.12. Fusté, Escolano y Ruiz-Rodríguez (2000) analizan la estructura factorial de una versión reducida del “Eysenck Personality Profiler”. La valoración de cada uno de los tres tipos básicos de personalidad (E, N, P) se realiza a partir de tres subescalas que identifican cada uno de los tres rasgos primarios que mejor lo representan. Es decir, la dimensión extraversión (E) está constituida por las subescalas siguientes: Sociabilidad (E1), Actividad (E2) y Asertividad (E3); las subescalas de la dimensión Neuroticismo (N) son: Ansiedad (N1), Inferioridad (N2) e Infelicidad (N3); y las subescalas de la dimensión Psicoticismo (P) son: Temeridad (P1), Impulsividad (P2) e Irresponsabilidad (P3).” La escala *L* es la escala de Sinceridad.

La matriz factorial rotada se muestra en la Tabla 2 del artículo (componentes principales, rotación varimax).

<i>Tabla 2</i> Matriz factorial rotada (N=940)			
Escala	FACTOR 1	FACTOR 2	FACTOR 3
P3	0.7959	0.1484	-0.0966
L	-0.7545	-0.1793	0.1888
P1	0.6928	-0.0556	0.2709
N1	0.1224	0.7563	0.0557
N2	0.1316	0.7254	0.0220
N3	0.2181	0.6713	0.0288
E3	0.1330	-0.4888	0.2038
E2	-0.2565	0.0385	0.8247
P2	0.4500	0.1632	0.5920
E1	0.0389	-0.3698	0.5672
%Var.	25.7	17	13
<p>Las cargas factoriales superiores a 0.35 aparecen en negrita. E1=Sociabilidad; E2=Actividad; E3=Asertividad; N1=Ansiedad; N2=Inferioridad; N3=Infelicidad; P1=Temeridad; P2=Impulsividad; P3=Irresponsabilidad; L=Mendacidad</p>			

- a) Señale si la estructura factorial obtenida se ajusta a lo esperado teóricamente.
- b) ¿Cree que es adecuado el método de rotación utilizado? Justifique su respuesta.
- c) Establezca predicciones sobre la fiabilidad de las escalas (P, E y N)... ¿cuál cree que resultará la medida más fiable?
- d) Interprete el signo negativo del peso de L en el factor 1.
- e) Establezca predicciones sobre las correlaciones entre las escalas (P, E y N)... ¿cuáles cree que resultarán la escalas más correlacionadas?

6.13. Al realizar un análisis factorial del CASI (Childhood Anxiety Sensitivity Index), unos investigadores (Sandín, Chorot, Santed y Valiente, 2002) obtienen las siguientes matrices de configuración para la solución de uno y dos factores (método de componentes principales, rotación oblimin).

	Correlación ítem total	Matriz de configuración Un factor	Matriz de configuración Dos factores	
		F1	F1	F2
1. Cuando me siento asustado. quiero que la gente no se dé cuenta	0,54	0,60	0,20	0,46
2. Cuando no puedo concentrarme en mis deberes de clase. me preocupa que pueda estar volviéndome loco	0,53	0,59	-0,14	0,82
3. Me asusto cuando siento que tiemblo	0,51	0,58	-0,04	0,70
4. Me asusto cuando siento como si me fuera a desmayar	0,60	0,67	0,57	0,15
5. Es importante para mí controlar mis sentimientos	0,48	0,55	0,42	0,19
6. Me asusto cuando mi corazón late rápidamente	0,58	0,65	0,70	0,10
7. Me siento violento cuando mi estómago hace ruidos	0,38	0,44	0,17	0,33
8. Me asusto cuando siento como si fuera a vomitar	0,49	0,55	0,45	0,16
9. Cuando noto que mi corazón late rápido. me preocupa que pueda tener algo malo	0,56	0,63	0,91	-0,24
10. Me asusto cuando no respiro bien	0,50	0,56	0,72	-0,11
11. Cuando me duele el estómago. me preocupa que pueda estar realmente enfermo	0,58	0,52	0,52	0,12
12. Me asusto cuando no me puedo concentrar en los deberes de clase	0,54	0,61	0,33	0,65
13. Cuando siento que tiemblo. los otros chicos también pueden darse cuenta	0,52	0,58	0,11	0,67
14. Me asusto cuando noto en mi cuerpo sensaciones nuevas o poco habituales	0,62	0,68	0,60	0,14
15. Cuando tengo miedo me preocupa que pueda estar loco	0,47	0,53	0,11	0,49
16. Me asusto cuando me siento nervioso	0,51	0,57	0,17	0,48
17. Me gusta no mostrar mis sentimientos a los demás	0,54	0,60	0,55	0,63
18. Me asusto cuando siento en mi cuerpo sensaciones extrañas o inesperadas	0,54	0,61	0,61	0,60
Coeficiente Alpha		0,89	0,82	0,80

Responda a las siguientes preguntas:

- ¿Cuál es la comunalidad del ítem 7 según el modelo de un factor?
- En la solución de dos factores, suponga que ambos correlacionan 0,6 ¿aumenta o se reduce la comunalidad del ítem 7? Justifique su respuesta.
- En la solución de dos factores ¿qué etiqueta le daría a los factores?
- ¿Cree que es correcta la decisión de utilizar como método de extracción componentes principales? Justifique su respuesta.

6.14. Un pequeño test de aptitudes intelectuales consta de dos ítems de aptitud verbal (el 1 y el 4) y de dos ítems de aptitud numérica (el 2 y el 3). Después de aplicarse a un grupo normativo, la matriz de correlaciones se sometió a un análisis factorial, cuya matriz factorial rotada (método de rotación VARIMAX) se presenta en la tabla que aparece a continuación.

Matriz de configuración		
Ítem	Factor 1	Factor 2
X_1	0,247	0,883
X_2	0,906	0,083
X_3	0,937	0,024
X_4	-0,108	0,925

- a) ¿Considera que el estudio factorial aporta datos a la validez del test?
 b) Calcule el porcentaje de la varianza total explicado por el Factor 1.

6.15. Del estudio psicométrico de un test de 4 ítems, hemos obtenido:

Varianza total explicada

Factor	Autov alores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	1.892	47.302	47.302	1.345	33.631	33.631
2	.963	24.064	71.366			
3	.668	16.707	88.072			
4	.477	11.928	100.000			

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

Matriz factorial^a

	Factor
	1
IT1	.671
IT2	.508
IT3	.774
IT4	-.196

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

- a. 1 factores extraídos. Requeridas 4 iteraciones.

Prueba de la bondad de ajuste

Chi-cuadrado	gl	Sig.
.415	2	.813

Responda **razonadamente** las siguientes preguntas:

- a) Diga cuánto vale la correlación del ítem 2 con el factor 1.
 b) ¿Qué porcentaje de varianza total explica el factor?
 c) Según los resultados del análisis factorial, ¿diría que el investigador puede mantener la unidimensionalidad del test?

6.16. A continuación se muestran los resultados del análisis factorial de un test de 9 ítems (con 5 opciones de respuesta) cuyos enunciados son:

- Ítem 1. Me gusta leer libros.
- Ítem 2. Entiendo bien las explicaciones de los profesores.
- Ítem 3. Me gustan los documentales de “la 2”
- Ítem 4. Me gusta ver los telediarios y saber lo que ocurre en el mundo.
- Ítem 5. Soy creativo a la hora de inventar juegos.
- Ítem 6. Se me dan bien las matemáticas.
- Ítem 7. Me gustan las novedades.
- Ítem 8. Me atrae la idea de viajar y conocer otras culturas.
- Ítem 9. Entiendo todo rápidamente.

Varianza total explicada

Factor	Autovaleores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	2.641	29.349	29.349	2.108	23.425	23.425	1.915	21.276	21.276
2	1.755	19.498	48.847	1.205	13.388	36.812	1.398	15.536	36.812
3	1.059	11.772	60.619						
4	.840	9.339	69.958						
5	.738	8.203	78.160						
6	.605	6.724	84.884						
7	.569	6.320	91.204						
8	.484	5.379	96.583						
9	.307	3.417	100.000						

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

Prueba de Bondad de ajuste modelo de un factor:

Prueba de la bondad de ajuste

Chi-cuadrado	gl	Sig.
64.403	27	.000

Prueba de Bondad de ajuste modelo de dos factores:

Prueba de la bondad de ajuste

Chi-cuadrado	gl	Sig.
14.327	19	.764

Matriz factorial^f

	Factor	
	1	2
ITEM01	.255	.290
ITEM02	.744	-.217
ITEM03	.222	.054
ITEM04	.379	.684
ITEM05	.469	.058
ITEM06	.512	-.356
ITEM07	.396	.348
ITEM08	.080	.575
ITEM09	.807	-.146

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

a. 2 factores extraídos. Requeridas 5 iteraciones.

Matriz de factores rotados^g

	Factor	
	1	2
ITEM01	.128	.364
ITEM02	.771	.079
ITEM03	.185	.133
ITEM04	.094	.776
ITEM05	.413	.230
ITEM06	.608	-.138
ITEM07	.237	.471
ITEM08	-.142	.563
ITEM09	.803	.168

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

Método de rotación: Normalización Varimax con Kaiser.

a. La rotación ha convergido en 3 iteraciones.

Responda **razonadamente** las siguientes preguntas:

- a) Diga cuál es la varianza explicada por el segundo factor rotado.
- b) ¿Puede decirse que el test es unidimensional?
- c) Interprete el significado de los factores.

6.17. A continuación aparecen distintas partes de una salida de SPSS para el análisis de la dimensionalidad de 6 de los 36 ítems del test de matrices progresivas de Raven en una muestra de 1.800 sujetos. En concreto, se analizaron los ítems que ocupaban las posiciones 10ª, 15ª, 20ª, 25ª, 30ª y 35ª del test.

Matriz factorial^a

	Factor
	1
raven10	.484
raven15	.245
raven20	.260
raven25	.358
raven30	.308
raven35	.245

Método de extracción: Máxima verosimilitud.

a. 1 factores extraídos. Requeridas 3 iteraciones.

Prueba de la bondad de ajuste

Chi-cuadrado	gl	Sig.
15.869	9	.070

Responda **razonadamente** las siguientes preguntas:

- Algunos autores obtienen datos que indican que sobre el rendimiento de los 36 ítems del Raven subyacen dos dimensiones cognitivas. ¿Los datos que se muestran para los 6 ítems analizados van en esta línea?
- El ítem que más contribuye al primer factor es el..... ya que su correlación con dicho factor es
- ¿Cuál es el porcentaje de varianza total explicado por el factor?

6.18. Se ha realizado el análisis factorial de 30 ítems de un test, ajustándose el modelo de un factor. Establezca la correspondencia entre los valores y los indicadores obtenidos para los ítems 1 y 2:

Valor	Indicador
0,06	Comunalidad ítem 1
0,16	Correlación reproducida entre los ítems 1 y 2
0,20	Correlación residual entre los ítems 1 y 2
0,40	Saturación factorial del ítem 1
0,50	Saturación factorial del ítem 2

6.19. Se ha realizado el análisis psicométrico de un test (estadísticos descriptivos, análisis de fiabilidad, análisis factorial y obtención del coeficiente de validez en relación a un criterio externo). El test se compone de 10 ítems de rendimiento típico de cinco categorías ordenadas (puntuadas de 1 a 5). Al aplicar el modelo factorial se decide un modelo de tres factores ortogonales. Establezca la correspondencia entre los valores y los indicadores:

Valor	Indicador
0	Coefficiente de fiabilidad por el método de las dos mitades
0,2	Coefficiente de validez
0,7	Correlación entre factores
25	Media del test
51	Porcentaje de varianza explicado por los tres factores

Soluciones capítulo 6

6.1.

- a) Falso, generalmente puede tomar valores entre -1 y 1.
- b) Falso, sólo en el modelo de un factor o si los factores son independientes.
- c) Falso, una saturación menor que -0,3 también puede indicar que el ítem es un buen indicador del factor.
- d) Falso. La comunalidad es siempre menor o igual a 1 y la saturación puede ser mayor de 1 cuando la rotación es oblicua.

6.2.

- a) Falso. El método de rotación oblimin siempre da lugar a una estructura más simple puesto que es menos restrictivo al permitir que los factores correlacionen.
- b) Verdadero, ya que los factores pueden estar correlacionados en la realidad y con rotación VARIMAX los factores obtenidos siempre correlacionan cero.
- c) Falso, los factores *pueden* estar correlacionados pero no tienen por qué estarlo.
- d) Falso, la proporción de varianza total no depende del método de rotación.

6.3.

El Factor 1 podría definirse como un “producto bueno”. El Factor 2 como un “producto barato” y el Factor 3 como un “producto bonito”.

6.4.

- a) La comunalidad del ítem 1 es $(-0,045)^2 + (0,972)^2 = 0,947$. El 95% de la varianza del ítem 1 está explicado por los dos factores.
- b) Deberían extraerse 2 factores, ya que los indicadores de ajuste muestran que el modelo de un factor no se ajusta a los datos, mientras que el modelo de dos factores sí.
- c) Para interpretar el significado del factor 2 utilizaría los ítems 1 y 8, ya que son los que tienen saturaciones más altas en ese factor, en la matriz rotada.
- d) La proporción de varianza total explicada por el factor I no rotado es $1,373/8 = 0,1716$, y por el factor II rotado es $1,381/8 = 0,1726$.

6.5.

La opción correcta es la (a), ya que se deben considerar para la interpretación aquellos ítems con saturaciones en valor absoluto mayores que 0,3.

6.6.

La opción correcta es la (b), ya que en el modelo de un factor, la proporción de varianza total explicada por el factor es el promedio de las saturaciones al cuadrado. Si se añaden ítems paralelos (de igual calidad y, por tanto, de igual peso factorial), ese promedio no variará.

6.7.

La opción correcta es la (c) ya que para el modelo de un factor la correlación reproducida entre dos ítems es proporcional al tamaño de sus saturaciones en el factor.

6.8.

- a) Se deberían extraer 3 factores puesto que el modelo de uno y de dos factores no se ajustan adecuadamente a los datos mientras que el modelo de 3 factores si se ajusta adecuadamente (para los 2 primeros obtenemos $p < ,01$ en el estadístico de contraste lo que indica que los residuos son significativamente distintos de 0, cosa que no ocurre para el segundo).
- b) Se debería extraer un factor ya que el punto de inflexión se da al pasar de dos a un factor.
- c) Se debería extraer un factor ya que los autovalores asociados a los factores del 2 en adelante están por debajo del promedio obtenido en muestras aleatorias.

6.9.

- a) La proporción de varianza explicada por el tercer factor antes de rotar es 0,0753. Explica el 7 % aproximadamente.

Ejercicios capítulo 6. Análisis Factorial Exploratorio 51

- b) La proporción de varianza explicada por el segundo factor después de rotar es 0,1789. Explica el 18% aproximadamente.
 c) El primer factor es el que más porcentaje de varianza explica de la varianza total (un 24 %) mientras que los otros 2 explican un porcentaje de varianza menor (18 % el segundo y 17 % el tercero). Entre los tres explican el 59 %.

6.10.

a) En la rotación ortogonal se asume que los 3 factores correlacionan 0. El primer factor parece de inteligencia **viso-espacial** pues pesan en ese factor los tests *pma-e*, *rotación de figuras macizas* y *dat-SR*. También pesan, inesperadamente, el test de Factor *g* de Cattell y el test de *monedas*. Esto puede deberse a que en estas pruebas de razonamiento se requiere el manejo de información viso-espacial (p.e., tamaño, forma, tipo de relleno, etc.)

El segundo factor parece un factor de inteligencia **crystalizada** o de razonamiento numérico-verbal pues pesan principalmente *pma-v*, *pma-n* y, de nuevo, *monedas*.

Finalmente, en el último factor sólo pesa alto el *dat-vr*. El peso es excesivamente alto (próximo a 1). También pesan, en menor grado, *monedas* y el *pma_e*. Este tercer factor es difícil de etiquetar. Podría ser un factor de inteligencia fluida, pero en ese caso debería pesar el test de Cattell, lo que no ocurre. Probablemente estamos extrayendo más factores de los necesarios. Sería más adecuado probar las soluciones de dos factores, o la de uno, como sugiere el gráfico de sedimentación.

b) Los resultados son similares a los de la rotación ortogonal, pero ahora los tests pesan más claramente en su factor. El primer factor es de inteligencia **viso-espacial**. El tercero de “**falta de inteligencia crystalizada**” (nótese que los pesos son negativos). Ambos factores correlacionan alto en el sentido esperado. El segundo factor vuelve a ser difícil de etiquetar. Probablemente sería más adecuado probar las soluciones de dos factores, o la de uno, como sugiere el gráfico de sedimentación.

Al extraer dos factores se obtiene la siguiente solución:

Matriz de configuración.^a

	Factor	
	1	2
cattell	,547	-,048
pma_e	,640	,219
maciz	,679	,012
DAT-SR	,823	-,246
pma_v	,462	,130
pma_n	,626	-,005
dat_vr	,042	,939
monedas	,520	,305

Matriz de correlaciones entre los factores

Factor	1	2
1	1,000	,320
2	,320	1,000

Que, de nuevo, es insatisfactoria porque en el segundo factor pesa alto un único test. Al extraer un único factor, se obtiene la siguiente solución:

Matriz factorial^a

	Factor
	1
cattell	,514
pma_e	,750
maciz	,675
sup	,648
pma_v	,529
pma_n	,617
dat_vr	,420
monedas	,666

Método de extracción:

Factorización del eje principal.

a. 1 factores extraídos.

Requeridas 5 iteraciones.

Por lo que concluiríamos que, en esta muestra, la batería es unidimensional.

c) La comunalidad de una variable es siempre la misma independientemente del tipo de rotación que se haga ya que la proporción de varianza explicada de la variable por los factores comunes no cambia. Por ejemplo, podemos calcularla a partir de la matriz factorial rotada (rotación varimax):

$$h_1^2 = 0,510^2 + 0,173^2 + 0,090^2 = 0,298$$

d) La correlación predicha sería (por ejemplo, a partir de la matriz factorial rotada VARIMAX):

$$r_{45} = 0,712 * 0,241 + 0,295 * 0,471 - 0,036 * 0,220 = 0,303$$

La correlación observada entre esos 2 tests era .247 luego el residuo sería la diferencia:

$$resid_{45} = 0,247 - 0,303 = -0,056$$

El valor obtenido indica que según la estructura factorial de 3 factores la correlación observada debería ser mayor. Sin embargo, el residuo puede considerarse pequeño (menor que 0,10).

6.11.

a) El porcentaje de varianza total explicada por el factor 2 rotado en el modelo de dos factores es 21,638. b) Los ítems a tener en cuenta para definir el factor 1 son (señale los ítems e indique entre paréntesis su peso factorial): 1 (0,611), 7 (0,679), 8 (0,797), 9 (0,552) y 10 (0,532). Los ítems 4 y 5 pesan en ese factor aunque pesan más en el factor 2.

c) Los ítems a tener en cuenta para definir el factor 2 son (señale los ítems e indique entre paréntesis su peso factorial): 2 (0,824), 3 (0,704), 4 (0,496) y 5 (0,462)

d) El factor 1 lo etiquetaría como: “*Ansiedad debida a lo que esperan de mí los demás*”

e) El factor 2 lo etiquetaría como: “*Ansiedad debida a lo que yo espero de mí*”

f) El autor asume un método de rotación ortogonal, que fuerza que los factores sean independientes. En este caso, el supuesto no parece fácil de asumir (casi todos los ítems pesan en los dos factores). Si se utilizara un método de rotación oblicua, se obtendrían factores correlacionados ($r_{F1F2} = 0,606$).

6.12.

a) P1, P2 y P3 pesan en el factor 1, que se podría denominar *Psicoticismo*. N1, N2 y N3 pesan en el factor 2, que se podría denominar *Neuroticismo*. E1 y E2 pesan en el factor 3, que se podría denominar *Extraversión*. Ese patrón de resultados es predecible desde el modelo teórico, Sin embargo, cabe señalar ciertos resultados inesperados: a) La faceta E3 (asertividad) pesa negativamente (-.49) en el factor de *Neuroticismo*, y satura poco en el factor *Extraversión*. b) La faceta P2 (Impulsividad) pesa más en el factor *Extraversión* que en el de *Psicoticismo*. Todo esto indica que la correspondencia entre el modelo teórico y el factorial no es exacta.

b) No parece lo más adecuado. Debería permitirse que los factores estén correlacionados. En este caso, los autores se justifican explicando que, en estudios previos, las correlaciones entre los factores de personalidad (*P*, *N* y *E*) son bajas (menores que 0,12).

c) Probablemente las puntuaciones en la escala N ($N1+N2+N3$) serán las más fiables. Las tres facetas tienen pesos altos en el factor *Neuroticismo*. En el resto de las escalas esto no sucede. E3 tiene un peso muy bajo en el factor de *Extraversión*, mientras que P2 tiene un peso muy bajo en el factor de *Psicoticismo*.

d) El signo negativo indica que las personas que puntúan más alto en el factor de *Psicoticismo*, tienden a puntuar más bajo en la escala L (sinceridad)

e) Atendiendo a la composición de las escalas se espera que las escalas *E* y *N* correlacionen negativamente, puesto que *E1* y *E3* pesan negativamente en el factor *Neuroticismo*.

6.13.

a) 0,194 ($0,44^2$)

b) La comunalidad del ítem 7 sería en ese caso 0,205 [Fórmula página 211: $0,17^2 + 0,33^2 + 2(0,17)(0,33)(0,6)$]. Por tanto, la comunalidad aumenta. Generalmente, la comunalidad de un ítem siempre aumenta al extraer más factores.

c) Según los autores originales: “En cierto modo, esta estructura factorial constituida por dos factores es conceptualmente similar a la presentada por Chorpita y Daleiden (2000) y Laurent et al. (1998), ya que consiste en un primer factor de tipo somático y un segundo factor relacionado con los miedos del tipo psíquico/cognitivo y social. En realidad, mientras que el primero es un claro factor de miedo a las sensaciones corporales, el segundo es más heterogéneo que incluye síntomas de descontrol cognitivo, social e incapacidad mental.”

d) El método de componentes principales no es realmente un método de análisis factorial. Cuando se utiliza, se produce sobre-estimación de los pesos factoriales.

6.14.

a) Parece que sí, dado que los dos ítems de aptitud verbal obtienen saturaciones altas en el Factor II, mientras que los dos ítems de aptitud numérica obtienen saturaciones altas en el Factor I.

b) La proporción de varianza explicada por el factor 1 será:

$$PVC_1 = \frac{0,247^2 + 0,906^2 + 0,937^2 + (-0,108)^2}{4} = 0,443$$

Luego el porcentaje de varianza explicado por el factor I será $0,443(100) = 44\%$.

6.15.

a) 0,508

b) 33,63%

c) El contraste indica buen ajuste del modelo de un factor. Sin embargo, el peso del ítem 4 es negativo. Habría que preguntarle al investigador si ese peso negativo es consistente con el modelo teórico.

6.16.

a) 1,398 (el % de varianza explicada sería 15,536).

b) No. Hemos retenido dos factores. El modelo de un factor no ajusta bien a los datos. El estadístico de contraste muestra que con un nivel de confianza del 95%, podemos decir que algún residual es distinto de cero. Por el contrario, para el modelo de dos factores, los indicadores de ajuste muestran valores aceptables.

c) Para el factor 1, se utilizarían los ítems 2, 5, 6 y 9. Podríamos ponerle la etiqueta de “*Percepción de la propia capacidad*”. Para el factor 2, se utilizarían los ítems 1, 4, 7 y 8. La etiqueta, atendiendo al contenido común de esos ítems, podría ser “*Curiosidad intelectual*”.

6.17.

a) No, pues el ajuste del modelo de un factor es bueno según el indicador de ajuste. Podemos mantener que el modelo se ajusta a los datos con un nivel de confianza del 95%.

b) Ítem 10, pues la correlación es 0.484.

c) 10.756 (suma de saturaciones al cuadrado dividido por 6 y multiplicado por 100).

6.18.

Valor	Indicador
0,06	Comunalidad ítem 1
0,16	Correlación reproducida entre los ítems 1 y 2
0,20	Correlación residual entre los ítems 1 y 2
0,40	Saturación factorial del ítem 1
0,50	Saturación factorial del ítem 2

Para completar la correspondencia debe conocer que: a) en el modelo de un factor, la comunalidad de un ítem es su saturación al cuadrado en el factor. b) la correlación reproducida entre los ítems 1 y 2 es el producto de las saturaciones.

6.19.

Valor	Indicador
0	Coefficiente de fiabilidad por el método de las dos mitades
0,2	Coefficiente de validez
0,7	Correlación entre factores
25	Media del test
51	Porcentaje de varianza explicado por los tres factores

Para completar la correspondencia debe conocer que: a) los factores ortogonales correlacionan cero; b) la media del test debe estar entre 10 y 50; c) El coeficiente de fiabilidad toma valores entre 0 y 1; d) el coeficiente de validez toma valores entre -1 y 1; e) El coeficiente de validez es usualmente menor que el coeficiente de fiabilidad.