

Propiedades psicométricas de la Escala de Preferencias y la Escala Compuesta de Matutinidad

Juan Francisco Díaz Morales y M.^a Pilar Sánchez López
Universidad Complutense de Madrid

La matutinidad-vespertinidad, o la preferencia por realizar actividades de mañana o tarde, es una dimensión de diferenciación psicológica basada en los ritmos circadianos. Para la evaluación de la tipología circadiana se han creado y adaptado a diferentes poblaciones varias escalas o inventarios. En este trabajo se analizan las propiedades psicométricas de dos escalas de evaluación de la matutinidad-vespertinidad. La *Escala Compuesta de Matutinidad* y la *Escala de Preferencias* son estudiadas en un grupo de 203 universitarios con edades comprendidas entre los 19 y 30 años. Se aportan los resultados preliminares sobre la consistencia interna y la estructura factorial de cada una de las escalas.

Psychometric properties of Morningness Composite and Preferences Scales. Morningness, or the preferences by morning or evening activities is an individual difference in circadian rhythms. Several self-evaluation instruments have been developed for identifying the individual circadian typology. Aim of the present work is analyze the psychometric properties of two scales of morningness. The *Morningness Composite* and the *Early/Late Preferences Scales* are studied in a group of 203 undergraduates between 19 and 30 years old. Results reveals a satisfactory level of reliability and the one-dimensionality of morningness is discussed.

La matutinidad -vespertinidad es un aspecto de la personalidad que caracteriza a las personas cuyo funcionamiento físico y psicológico óptimo tiene lugar durante la mañana (tipos matutinos), frente a quienes encuentran su «mejor momento» por la tarde (tipos vespertinos) (Carrier y Monk, 2000; Folkard y Monk, 1985; Webb, 1982). Aunque existen otras fluctuaciones que se manifiestan en ritmos diferentes según el mes o el año, y que incluso son percibidas de modo estereotipado por la población (Barberá y Cala, 2004), la mayoría de los parámetros comportamentales objetivos y subjetivos presentan una ritmicidad diaria o circadiana cuya magnitud no puede considerarse espúrea (Adan y Guardia, 1994). Desde un punto de vista fisiológico, las personas matutinas y vespertinas se diferencian en sus ritmos biológicos, siendo la temperatura corporal una de las variables fisiológicas más estudiada como índice de estas diferencias (Almirall y Marcet, 1995). Desde un punto de vista psicológico, se considera que la preferencia por la actividad de mañana o de tarde es una medida fiable de la tendencia a la matutinidad o vespertinidad, respectivamente (Kerkhof, 1985). De este modo, la creación y adaptación de escalas o inventarios que permitan precisar la tipología circadiana de las personas ha ocupado una buena parte de los trabajos del área (Adan y Almirall, 1990; 1991; Brown, 1993; Folkard, Monk y Lobban, 1979; Horne y Östberg, 1976; Moog, 1981; Smith et al.,

1993; Torsvall y Akerstedt, 1980). Con el propósito de conseguir una medida de la matutinidad fiable y válida, Smith, Reilly y Midkiff (1989) crearon la *Composite Scale of Morningness (CS)* utilizando las mejores preguntas del *Morningness-Eveningness Questionnaire (MEQ)*, Horne y Östberg, 1976) y la *Diurnal Type Scale (DTS)*, Torsvall y Åkerstedt, 1980). Las propiedades psicométricas de la CS han sido descritas en los trabajos de Smith et al. (1989) y, desde entonces, sucesivos estudios han corroborado su fiabilidad y validez (ver Tabla 1).

Sin embargo, no todos los estudios en los que se utiliza la CS aportan datos sobre su dimensionalidad. Smith et al. (1989) encuentran tres factores: «esfuerzo», «vespertinidad» y «alerta». Otros estudios, que analizan específicamente la estructura interna de la CS o la *Basic Language Morningness Scale (BALM)*, cuya diferencia con la CS estriba en que las instrucciones están adaptadas a un nivel de lectura correspondiente a 12 años, coinciden en señalar tres o dos factores. Así, Brown (1993), con dos muestras de trabajadores con turno diurno y rotativo obtiene tres factores. Pornpitakpan (1998, 2000) encuentra tres factores en estudiantes universitarios. La autora simplifica la escala creando una versión reducida con una estructura bifactorial. Dos factores son los que obtienen Roberts y Kyllonen (1999), también con estudiantes universitarios, quienes sólo utilizan un factor general de matutinidad. Bohle, Tilley y Brown (2001) apuestan por la unidimensionalidad de la escala a pesar de que son viables dos factores. Por último, Smith et al. (2002) consideran una estructura bifactorial en la muestra americana cuya invarianza analizan en diferentes poblaciones. Por lo tanto, aunque en casi todos los estudios son viables dos o tres factores, la mayor parte de los trabajos apuestan por la unidimensionalidad de la CS de acuerdo a la recomendación de

Smith, Tisak, Bauman y Green (1991). Posteriormente, Smith et al. (2002) crearon la Escala de Preferencias (*Early/Late Preferences Scales*) compuesta de 12 ítems. La creación de la *PS* ha tratado de solventar algunos de los problemas de la *CS*: rangos de respuesta diferentes en algunos de los ítems y el inconveniente de incluir ítems que se refieren a horas del día. Sin estos problemas, la *PS* es más adecuada para evaluar la matutinidad de personas con hábitos de sueño atípicos o irregulares, siendo el formato de respuesta consistente y menos complejo que el de la *CS*. Las propiedades psicométricas de esta escala han sido analizadas en diferentes países junto con la *CS*, mostrando excelentes índices psicométricos (Bohle et al., 2001; Smith et al., 2002).

Kerkhof (1985) recomienda conocer la distribución de los autoinformes de matutinidad cuando se traducen a otro idioma antes

de determinar el porcentaje de tipos matutinos y vespertinos, ya que las diferencias entre poblaciones pueden ser debidas a las diferencias culturales: «In using the same questionnaire in different countries, with different languages, hours of work, mealtimes [...], this is to be expected, especially since some questions explicitly refer to specific hours of the day» (p. 86). La *CS* ha sido traducida al francés (Caci, Nadalet, Staccini, Myquel y Boyer, 1999), tailandés (Pornpitakpan, 1998) e italiano (Natale y Alzani, 2001). Algunos datos sobre población española pueden extraerse del trabajo de Smith et al. (2002), pero aún no ha sido publicado un estudio en el que se describan las propiedades psicométricas de la *CS* en muestra española. El propósito de este estudio es ofrecer información sobre la fiabilidad y estructura interna de la *CS* junto con la reciente *PS* en población universitaria española. De este modo los

Tabla 1
Resumen de los principales estudios realizados con la Escala Compuesta de Smith et al. (1989)

Autores del estudio	Media (dt)	Número de participantes (rango edad)	α Rango correlación ítem-escala	Centiles 10 y 90	Número de factores	Aportaciones
Smith et al. (1989)	30.6 ⁽¹⁾	501 universitarios	0.87	22/44		Creación de la <i>CS</i>
Brown (1993)	38.37 41.04	150 trabajadores (rotativo vs. fijo)	0.88 0.91		3 factores	BALM, la <i>CS</i> adaptada a niños de 12-13 años
Smith et al. (1993)	30.1-42.4	Universitarios Siete países	0.82-0.92 0.17-0.75			<i>PS</i> en varios países
Greenwood (1994)	36.1 (6.5)	424 universitarios (18-52)	0.88	27/44		Estabilidad temporal de la <i>CS</i>
Guthrie et al. (1995)		454 universitarios (19-45)	0.90			Validez predictiva <i>CS</i>
Pornpitakpan (1998)	35.3 (6.1)	321 universitarios (17-20)	0.79	22/42.8	3 factores red. a 2	Adaptación de la <i>CS</i> a población tailandesa
Caci et al. (1999)	37.31 (6.36)	356 universitarios (18-54)	0.85	30 / 45	1 factor	Adaptación de la <i>CS</i> a población francesa
Roberts y Killonen (1999)	36.9 (6.2)	420 universitarios (17-34)	0.81		2 factores, red. ⁽²⁾ a 1	Relación con inteligencia
Pornpitakpan (2000)	32.3 (5.8) 20-47	100 universitarios (19-23)	0.79	25/40	3 factores red. a 2	Validez de la <i>CS</i> en Tailandia
Díaz Ramiro (2000)	31.07 (6.4)	314 universitarios (18-25)		23 / 39		Traducción <i>CS</i> español Fiabilidad y validez
Bohle et al. (2001)	35.1 (7.5)	670 universitarios (16-37)	0.90 0.16-0.81		2 factores, red. a 1	Propiedades psicométricas de la <i>CS</i> y <i>PS</i>
Sánchez-López y Díaz-Morales (2001)	34.3 (5.16)	120 universitarias (18-23)	0.75	28/41		<i>CS</i> y estilos personalidad
Smith et al. (2002)	30.1-42.4	1.749 universitarios (18-22)	0.81-0.90		2 factores	Invarianza factorial de la <i>PS</i> y <i>CS</i> en seis países
Zickar et al. (2002)	36.86 (9.07)	180 trabajadores (23-62)	0.89			Análisis de la <i>PS</i> y <i>CS</i> con la Teoría de Respuesta al ítem
Díaz-Morales y Aparicio (2003)	31.88 (7.37)	189 universitarios (18-65)	0.87	21.4/42		<i>CS</i> y estilos de personalidad

⁽¹⁾ corrección de Greenwood (1994)

⁽²⁾ red.= reducido

Nota: *CS*= Escala Compuesta; *PS*= Escala de Preferencias

resultados de este estudio pueden compararse con los obtenidos por Bohle et al. (2001) y Smith et al. (2002). Quedan pendientes para trabajos posteriores la baremación del cuestionario, así como el análisis de las fuentes de evidencia externas (validez) resumidas recientemente por Elosúa (2003).

Método

Participantes

La muestra está compuesta por 203 universitarios. La media en edad es 21.27 ($DT= 1.6$) con edades comprendidas entre 19-30 años. El 81.8% son mujeres. Todas las personas participaron en el estudio voluntariamente.

Instrumentos

Escala Compuesta de Matutinidad

La Escala Compuesta de Matutinidad (*CS*, *Composite Scale*) está formada por 13 ítems con un formato de respuesta likert (Smith et al., 1989). La escala de respuesta es de cuatro puntos, excepto tres de los ítems que tienen un formato de respuesta de cinco puntos. Cinco de los elementos de la escala hacen referencia a diferentes horas del día. La puntuación obtenida a partir de la suma de los ítems oscila entre 13 y 55. La *CS* ha sido traducida al español por Díaz Ramiro (2000). La versión definitiva fue utilizada en una muestra de universitarios y adultos, mostrando excelentes propiedades psicométricas, así como una adecuada validez predictiva en un grupo de trabajadores con turno de trabajo rotativo. La validez convergente de la escala es adecuada en su relación con el *MEQ* ($r= 0.79$).

Escala de Preferencias

La Escala de Preferencias (*PS*, *Preferences Scale*) está formada por 12 ítems que no hacen referencia a horas específicas del día, sino a la preferencia del sujeto por realizar diferentes actividades comparándose con su grupo de referencia (Smith et al., 1993). Todos los ítems tienen el mismo formato de respuesta de cinco puntos. La puntuación obtenida en la escala se calcula por la suma de todos los ítems con un rango entre 12 y 60. La *PS* ha sido traducida al español por los autores de este trabajo. Tras la traducción de los ítems, se realizó un estudio piloto con un grupo de estudiantes universitarios que analizaron los aspectos relacionados con la ración y comprensión.

Procedimiento y análisis de datos

El procedimiento de evaluación consistió en la aplicación de las escalas *CS* y *PS* junto con otras pruebas de personalidad en sesiones de una hora en horario de mañana y tarde durante los meses de marzo y abril. Ningún participante en el estudio fue recompensado económicamente. Para analizar las propiedades psicométricas de cada una de las escalas se han calculado estadísticos descriptivos, correlación ítem-escala, fiabilidad (α de Cronbach) y análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Los análisis de datos han sido realizados con los programas estadísticos SPSS (1988, versión 11.5) y Lisrel 8.30 (Jöreskog y Sörbom, 1993).

Resultados

Estadísticos descriptivos y consistencia interna

La media en la *CS* ($M= 28.9$, $DT= 6.14$, $rango= 13-45$) indica una tendencia a la vespertinidad en este grupo, con una ligera asimetría positiva ($z= 0.63$). Comparado con el valor obtenido por Smith et al. (2002) en la submuestra española ($M= 33.9$, $DT= 5.8$, $rango= 20-49$), constatamos que la tendencia a la vespertinidad de nuestro grupo de universitarios es más pronunciada. Suele utilizarse como criterio para el establecimiento de la tipología circadiana los valores en la *CS* correspondientes a los centiles 10 y 90 (21 y 37). La media en la *PS* es 31.96 ($DT= 6.22$, $rango= 15-49$). Como en el caso de la *CS*, la distribución de frecuencias muestra cierto sesgo positivo ($z= 0.65$) que indicaría una tendencia a la vespertinidad. Comparados con la submuestra universitaria española ($M= 36.4$, $DT= 6.0$) de Smith et al. (2002) y los universitarios australianos ($M= 35.1$, $DT= 7.1$) de Bohle et al. (2001), la muestra de universitarios españoles que ha participado en este trabajo muestra una mayor tendencia a la vespertinidad. Los valores correspondientes a los centiles 10 y 90 son 24 y 40, respectivamente. La relación entre la *CS* y *PS* es elevada ($r= 0.78$, $p<0.001$), lo que indica que ambas escalas miden el mismo constructo psicológico. En los estudios de Bohle et al. (2001) ($r= 0.83$) y Zickar, Russell, Smith, Bhole y Tilley (2002) se obtienen valores similares ($r= 0.76$). No aparecen diferencias según el sexo, de modo similar a los resultados encontrados en estudios previos (por ejemplo, Bohle et al., 2001; Zickar et al., 2002). Las tablas 2 y 3 reflejan los coeficientes de fiabilidad, los coeficientes de correlación ítem-escala corregidos y el valor del coeficiente alpha cuando cada ítem es eliminado de la escala, para la *CS* y *PS*.

La consistencia interna de la *CS* es aceptable. El coeficiente α es 0.85 (rango de correlaciones ítem-escala entre 0.42-0.65). En la submuestra española utilizada por Smith et al. (2002) el coeficiente α es 0.81 (rango de correlaciones ítem-escala entre 0.27-0.66).

La consistencia interna de la *PS* es aceptable. El coeficiente alpha es 0.82 (rango de la correlación ítem-escala entre 0.18-0.64), siendo los ítems 7 y 11 los que muestran los coeficientes de correlación más bajos (0.27 y 0.18, respectivamente). Bohle et al. (2001) obtienen un coeficiente alpha de 0.86 y Smith et al. (2002) encuentran valores alpha entre 0.80 y 0.90.

Tabla 2
Correlación ítem-escala corregida y fiabilidad (alpha de Cronbach) para la *CS*

Ítems <i>CS</i>	Correlación ítem-escala corregida	α si el ítem es eliminado
1	0.498	0.841
2	0.462	0.843
3	0.522	0.836
4	0.572	0.836
5	0.517	0.840
6	0.407	0.847
7	0.455	0.844
8	0.426	0.845
9	0.602	0.836
10	0.503	0.841
11	0.591	0.835
12	0.438	0.845
13	0.651	0.830
α estandarizado		.851

Análisis factorial

En los trabajos de Brown (1993) y Pornpitakpan (1998, 2000) aparece una estructura factorial de la *CS* en tres factores. Los participantes en el trabajo de Brown (1993) son trabajadores y en los estudios de Pornpitakpan (1998, 2000) estudiantes universitarios. Otros trabajos como los de Roberts y Kyllonen (1999), Smith et al. (1991) no aportan datos definitivos sobre la estructura factorial de la *CS*. En el trabajo de Smith et al. (2002) se utiliza el análisis factorial confirmatorio asumiendo una estructura bifactorial obtenida exclusivamente en la muestra norteamericana que, posteriormente, es testada en el resto de los grupos. Bohle et al. (2001) también obtienen dos factores para la *CS* y *PS*, considerando más adecuado y parsimonioso un solo factor para cada escala debido a la alta relación entre los factores y al bajo porcentaje de varianza que explica el segundo factor en cada una de ellas. Los estudios en los que se analiza la estructura factorial de la *CS* encuentran una estructura factorial de dos o tres factores. Los análisis factoriales realizados en otras muestras (española, peruana y argentina) utilizadas en publicaciones previas (Díaz-Morales y Aparicio, 2003; Sánchez-López y Díaz-Morales, 2001) indican una estructura factorial en dos factores relacionados cuya composición es muy similar a la encontrada por Brown (1993), Pornpitakpan (1998, 2000) y Smith et al. (2002), comentadas previamente. Un factor formado por los ítems 1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 10 y 11 (factor «general» de matutinidad), y un segundo factor formado por los ítems 4, 5 y 12 (factor denominado «alerta»). Dado que disponemos de abundantes estudios previos (ver Tabla 1) sobre la estructura factorial de la *CS* y además los análisis realizados en grupos de población hispana también indican una estructura en dos o tres factores, se ha utilizado el análisis factorial confirmatorio para valorar el nivel de ajuste de nuestros datos a un modelo bidimensional de la *CS*. Sin embargo, los estudios realizados con la *PS* son escasos y no disponemos de análisis factoriales exploratorios en población de habla española. Por ello, para analizar la estructura factorial de la *PS* se ha optado por el análisis factorial exploratorio como una primera fase de estudio de la dimensionalidad de la escala. El modelo en dos factores relacionados para la *CS* muestra un ajuste no aceptable estadísticamente $\chi^2(64) = 185.55$, $p < 0.001$, RMSEA = 0.097 (0.081-0.11), GFI = 0.88, CFI = 0.86,

NNFI = 0.83. El análisis de los índices de modificación del modelo, así como un elevado valor de los residuos estandarizados, indican que la covariación de los errores de los ítems 2 y 7 mejoraría considerablemente los parámetros estadísticos. Desde el punto de vista teórico, ambos ítems hacen referencia a la hora preferida por acostarse (ítem 2) y la hora en la que se siente la necesidad de dormir (ítem 7). Por tanto, tanto desde el punto de vista estadístico como teórico, ambos ítems pueden estar relacionados (Byrne, Shavelson y Muthen, 1989). De este modo, se testó un segundo modelo con los errores correlacionados de los ítems 2 y 7. El ajuste es más satisfactorio $\chi^2(63) = 137.18$, $p < 0.001$, RMSEA = 0.077 (0.059-0.094), GFI = 0.90, CFI = 0.91, NNFI = 0.89. Ambos factores están relacionados ($\xi = 0.53$). Ningún otro índice de modificación (prueba de multiplicadores de Lagrange) mejora el modelo de acuerdo a los criterios de Lujben (1989). En la tabla 4 aparecen los valores lambda estandarizados (rango = 0.42-0.89). Dada la «debilidad» de los parámetros estadísticos de ajuste, la alta relación entre los dos factores y la elevada fiabilidad informada previamente, se testó el ajuste de un modelo unidimensional ($\chi^2(65) = 345.31$, $p < 0.001$, RMSEA = 0.14, (0.13-0.16), GFI = 0.79, CFI = 0.71, NNFI = 0.65). El ajuste del modelo unidimensional es insatisfactorio.

Respecto a la *PS*, Smith et al. (2002) realizan un análisis factorial confirmatorio en diferentes países. Aunque el modelo propuesto por Smith et al. (2002) muestra un buen ajuste en diferentes submuestras, el análisis final es realizado sin el ítem 9 y a partir del análisis factorial exploratorio empleado para la submuestra norteamericana que luego es utilizada en el análisis de la invarianza factorial entre todas las submuestras. Por el contrario, Bohle et al. (2001) realizan un análisis factorial exploratorio en el que obtienen dos factores, aunque dado el reducido porcentaje de varianza explicado por el segundo factor comparado con el primero (4.5% vs. 37%, respectivamente) se apuesta por una estructura monofactorial. Con estos resultados previos, y dado que no disponemos de otros estudios en los que se hayan replicado los resultados de Smith et al. (2002) o Bohle et al. (2001), se ha optado por realizar un análisis factorial exploratorio (método ejes principales, rotación oblicua) para explorar la estructura de la escala. El análisis arroja una estructura en tres factores (autovalores mayores que la unidad). Uno de estos factores muestra una fiabilidad muy reducida ($\alpha = 0.33$) y una alta relación con el primer factor ($r = 0.55$). De acuerdo a estos indicadores se ha realizado un segundo análisis factorial con dos factores relacionados. La correlación entre

Tabla 3
Correlación ítem-escala corregida y fiabilidad (alpha de Cronbach) para la *PS*

Ítems <i>PS</i>	Correlación ítem-escala corregida	α si el ítem es eliminado
1	0.643	0.802
2	0.367	0.824
3	0.544	0.810
4	0.627	0.802
5	0.540	0.811
6	0.526	0.831
7	0.276	0.803
8	0.629	0.821
9	0.388	0.821
10	0.628	0.804
11	0.189	0.839
12	0.520	0.811
α estandarizado		0.827

Tabla 4
Valores lambda (λ) para la *CS* (coeficientes estandarizados)

Ítems <i>CS</i>	Factor I	Factor II
1	0.56	-
2	0.49	-
3	0.55	-
4	-	0.89
5	-	0.74
6	0.44	-
7	0.52	-
8	0.47	-
9	0.71	-
10	0.59	-
11	0.66	-
12	-	0.67
13	0.74	-

ambos factores es elevada ($r=0.61$), pero esperable teóricamente. Los pesos factoriales de los ítems 7 y 11 son muy bajos (menores de 0.40) de acuerdo al criterio recomendado por Comrey (1973). El análisis de las communalidades indica que ambos ítems, comparados con el resto de la escala, comparten muy poca varianza común (ítem 7=0.07 e ítem 11=0.04). Se ha realizado un tercer análisis factorial sin los ítems 7 y 11, en el que los dos factores están relacionados ($r=0.60$) y los factores están configurados por los ítems 1, 2, 5, 8 y 9, correspondientes al factor I, y los ítems 3, 4, 6, 10 y 12, correspondientes al factor II. Esta estructura es similar a la encontrada por Smith et al. (2002).

El factor I es similar al factor II de Smith et al. (2002) y está formado por ítems relacionados con la hora de levantarse (1, 5), acostarse (2) y alimentarse (8, 9). Este factor podría nominarse como «horarios». El factor II es similar al factor I de Smith et al. (2002) y está formado por ítems que evalúan la preferencia por realizar diferentes actividades sociales como, por ejemplo, hacer un examen importante (3), realizar un trabajo mental exigente (6), comenzar a trabajar (10) y tener una entrevista importante (12). Este factor es denominado por Smith et al. (2002) como «actividades generales», aunque también podría recibir la etiqueta de «esfuerzo», pues algunas de las actividades implican una mayor demanda para la persona. El porcentaje de varianza explicado es el 45% (38.6% el factor I, y 6.38 el factor II)

Discusión

El grupo de universitarios considerado muestra una mayor tendencia a la vespertinidad ($M=28.9$) comparado con la media obtenida en la CS en muestras universitarias similares: 30.6 en estudiantes norteamericanos (Smith et al., 1989); 36.1 en estudiantes australianos (Greenwood, 1994); 35.9 y 32.3 en estudiantes tailandeses (Pornpitakpan, 1998, 2000, respectivamente); 33.9 en la submuestra universitaria española de Smith et al. (2002); 31.8, 33.8 y 34.3 en muestras española, peruana y argentina, respectivamente, utilizadas en estudios previos (Díaz-Morales y Aparicio, 2003; Díaz-Morales, Sánchez-López y Thorne, 2005; Sánchez-López y Díaz-Morales, 2001). Estos resultados corroboran la aseveración de Kerkhof (1985) e inducen a pensar que estudios transculturales son necesarios no sólo para analizar las diferencias en la mayor o menor tendencia a la matutinidad, sino para analizar qué factores, probablemente no biológicos sino sociales, pueden explicar estas diferencias. Según los análisis presentados en este estudio, las escalas CS y PS muestran una adecuada fiabilidad en po-

blación universitaria española. Los resultados corroboran los encontrados en estudios previos (Bohle et al., 2001; Smith et al., 2002). Ambas escalas pueden utilizarse en población española con suficientes garantías, pues aunque este estudio no aporta datos sobre la validez externa de la CS y PS, otros trabajos han demostrado sobradamente la utilidad de ambas escalas (Bohle et al., 2001; Guthrie, Ash y Benadapudi, 1995; Smith et al., 2002). La fiabilidad de la CS es adecuada con un rango de correlaciones ítem-escala aceptable (0.40-0.60). Respecto a la fiabilidad de la PS, el ítem 7 (cita con un amigo) y el ítem 11 (hacer ejercicio fuerte) muestran coeficientes de correlación muy bajos. La baja correlación ítem-escala del ítem 7 es encontrada también por Bohle et al. (2001) y Smith et al. (2002). Zickar et al. (2002) encuentran que es uno de los ítems menos discriminantes, lo que indica que este ítem no es muy adecuado para diferenciar a matutinos de vespertinos. La baja fiabilidad del ítem 11 puede ser debida a la consideración de ejercicio «fuerte» en un grupo mayoritario de mujeres que posiblemente no realicen ejercicio físico de alta intensidad. Respecto a los problemas encontrados por Bohle et al. (2001), Zickar et al. (2002) y Smith et al. (2002) en el ítem 9, los resultados de este estudio indican un coeficiente de correlación ítem-escala «aceptable». Este ítem también es adecuado en la muestra de universitarios de Colombia e India utilizados por Smith et al. (2002), quien postula que posiblemente sea debido a las diferencias culturales en la valoración de la hora de la comida en Colombia e India respecto a Estados Unidos, Gran Bretaña, Holanda y España. Sin embargo, nuestros datos indican que en universitarios españoles el ítem 9 es adecuado. Como línea de investigación futura puede analizarse el funcionamiento diferencial de los ítems desde el marco de la Teoría de Respuesta al Ítem (Elosúa, 2003).

Los análisis factoriales confirmatorio y exploratorio arrojan datos interesantes para la discusión. En cuanto a la CS, es necesario destacar la robustez del factor II (ítems 4, 5 y 12). El factor II «alerta» es semejante al factor III de Smith et al. (1991), el cual está compuesto por los ítems 4, 5 y 7 del MEQ, que corresponden con los ítems 3, 4 y 5 de la CS. Este factor es el único «invariante» en la muestra americana de Smith et al. (1989) y japonesa de Ishihara, Saitoh, Inoue y Miyata (1984). También coincide con el factor II de Brown (1993), al que denomina matutinidad-alerta, y con el factor II (4, 5 y 12) de Pornpitakpan (1998). Por último, es semejante al factor I de Smith et al. (2001) al que la autora denomina «factor general de matutinidad» (este factor incluye además el ítem 3). Así pues, el factor «alerta» aparece consistentemente en diferentes muestras. Puede considerarse como una medida de la facilidad de la persona para despabilarse o el tiempo necesario para lograr un nivel de alerta mínimo. Natale y Cicogna (1996) concluyen que el cambio de sueño a vigilia, con respecto al nivel de alerta, podría ser más representativo que el cambio de vigilia a sueño para determinar la tipología circadiana. El factor I, «matutinidad general», también coincide con el factor I de Brown (1993) con la excepción de los ítems 2 y 7, que definen el factor II de Brown considerado un «enigma». Los factores I y III de Pornpitakpan (1998) son semejantes al factor I encontrado en el presente estudio. La mayor parte de los estudios consideran que es adecuado utilizar el «primer factor» como medida de la matutinidad. Una de las primeras cuestiones es que el «primer factor» suele ser diferente de un estudio a otro, aunque la composición del mismo sea muy semejante. El factor I de Smith (4, 5, 12 y 3) explica el 30% de la varianza, mientras que en el presente estudio el factor II (4, 5 y 12) explica el 9%. La alta relación entre los factores de la

Tabla 5
Estructura factorial (método ejes principales, rotación oblicua) de la PS

Ítems PS	Factor I	Factor II
E1	,784	,552
E8	,726	,526
E5	,696	,391
E9	,498	,253
E2	,368	,256
E3	,456	,764
E10	,612	,682
E4	,635	,677
E12	,378	,657
E6	,373	,618

Kaiser Meyer Olkin (K.M.O.)= 0.84

CS indicaría que una solución monofactorial más parsimoniosa sería aceptable. En este sentido, la suma de la puntuación obtenida en todos los ítems sería adecuada como medida de la matutinidad. Sin embargo, buena parte de los trabajos publicados sobre las propiedades psicométricas de la CS encuentran dos o tres factores fácilmente interpretables y que, en parte, coinciden en diferentes muestras, edades o culturas (Brown, 1993; Pornpitakpan, 1998, 2000; Smith et al., 1991; Smith et al., 2002). Desde la publicación de Smith et al. (1991) se ha considerado que aunque pueden extraerse dos o tres factores de la CS, es decir, que puede considerarse como una escala multidimensional, la asignación de los ítems a uno u otro factor podría ser diferente de acuerdo con el método de análisis factorial utilizado (exploratorio y confirmatorio); además, considerando que los factores están relacionados, así como la elevada consistencia interna del total de la escala, se ha recomendado que se considere a la CS como unidimensional. En este sentido, futuros estudios pueden analizar la validez de los factores de la CS en su relación con otras variables biológicas y psicológicas y contrastar la dimensionalidad definitiva de la escala. En cuanto a la estructura factorial de la PS, tanto el número de factores como los ítems que los componen son semejantes a los encontrados por Smith et al. (2002) en diferentes países. Aunque el factor II «actividades sociales» muestra un reducido porcentaje de varianza y está estrechamente relacionado con el factor I, es posible que como «factor social» tenga alguna relevancia teórica. Se ha debatido mucho sobre si la sociabilidad, como componente de la extraversión, es el componente que explica las relaciones con la matutinidad (Larsen, 1985). Por otra parte, Matthews (1988) hace

una llamada de atención a los investigadores sobre la necesidad de considerar, junto a las variables de carácter biológico, los aspectos sociales, pues uno de los principales sincronizadores externos que influyen en los ritmos psicológicos son las pautas y horarios determinados por la comunidad. Parece que la sensibilidad a los sincronizadores sociales, no sólo a los biológicos, puede tener un papel relevante en el ajuste del ritmo de activación con el ritmo vigilia / sueño. En este sentido, este factor parece interesante para futuros estudios. Aunque no se han presentado datos sobre la validez convergente de las escalas con otros procedimientos de evaluación objetivos, como, por ejemplo, la temperatura corporal, consideramos que los estudios de validación realizados en otros países han constatado que la CS es una escala válida (por ejemplo, Guthrie et al., 1995). Por último, otra de las limitaciones de este trabajo es el tipo de muestra utilizado. Aunque en la mayor parte de los trabajos mencionados participan estudiantes universitarios porque se consideran personas que aún no están constreñidas por horarios rígidos, sino más bien flexibles, son necesarios estudios con otras muestras en las que se pueda analizar la influencia de los factores sociales, así como el uso de la escala en contextos aplicados (Elosúa, 2003). Por último, se debe tener en cuenta que la muestra utilizada en esta investigación no permite realizar una baremación de las escalas. Éste puede ser el objetivo de futuros estudios.

Nota

La versión traducida de las escalas puede ser solicitada al primer autor del trabajo.

Referencias

- Adan, A. y Almirall, H. (1991). Estandarización de una escala reducida de matutinidad en población española: diferencias individuales. *Psichotema*, 2(2), 137-149.
- Adan, A. y Almirall, H. (1991). Horne and Östberg Morningness-Eveningness questionnaire: a reduced scale. *Personality and Individual Differences*, 12(3), 241-253.
- Adan, A. y Guardia, J. (1994). Efectos de la hora del día y la personalidad en la activación autoevaluada. *Psichotema*, 9(1), 133-143.
- Almirall, H. y Marcet, C. (1995). Evolución de la temperatura corporal a lo largo del día, función de crecimiento y cronotipo. *Psichotema*, 7(2), 317-326.
- Barberá, E. y Cala, M.J. (2004). Creencias estereotipadas sobre ciclicidades. *Psichotema*, 16(1), 14-21.
- Bohle, P., Tilley, A.J. y Brown, S. (2001). A psychometric evaluation of the early/late preferences scale. *Ergonomics*, 44, 887-900.
- Brown, F.M. (1993). Psychometric equivalence of an improved Basic Language Morningness (BALM) Scale using industrial population within comparisons. *Ergonomics*, 36(13), 191-197.
- Byrne, B., Shavelson, R. y Muthen, B. (1989). Testing for the equivalence factor covariance and mean structures: the issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456-466.
- Caci, H., Nadalet, L., Staccini, P., Myquel, M. y Boyer, P. (1999). Psychometric properties of the French version of the Composite Scale of morningness in adults. *European Psychiatry*, 14, 284-290.
- Carrier, J. y Monk, T. (2000). Circadian rhythms of performance: new trends. *Chronobiology International*, 17(6), 719-732.
- Comrey, A.L. (1973). *A first course in factor analysis*. New York: Academic Press
- Díaz Ramiro, E. (2000). *Estudio de los aspectos psicológicos determinantes de la adaptación al trabajo nocturno*. Tesis doctoral no publicada. Facultad de Psicología. Universidad Complutense de Madrid.
- Díaz-Morales, J.F. y Aparicio, M. (2003). Relaciones entre estilos de personalidad y tipología circadiana. *Anales de Psicología*, 19(2), 247-256.
- Díaz-Morales, J.F., Sánchez-López, M.P. y Thorne, C. (2005). La escala de preferencias y la escala compuesta de matutinidad en universitarios peruanos. *Revista Interamericana de Psicología*, 39(2).
- Elosúa, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psichotema*, 15(2), 315-321.
- Folkard, S. y Monk, T.H. (eds). (1985). *Hours of work: temporal factors in work scheduling*. New York: Wiley.
- Folkard, S., Monk, T.H. y Lobban, M.C. (1979). Toward a predictive test of adjustment to shiftwork. *Ergonomics*, 22, 79-91.
- Greenwood, K.N. (1994). Long-term stability and psychometric properties of the Composite Scale of Morningness. *Ergonomics*, 37(2), 377-383.
- Guthrie, J.P., Ash, R.A. y Benadapudi, V. (1995). Additional validity evidence for a measure of morningness. *Journal of Applied Psychology*, 80(1), 186-190.
- Horne, J.A. y Östberg, O. (1976). A self-assessment questionnaire to determine morningness-eveningness in human circadian rhythms. *International Journal of Chronobiology*, 4, 97-110.
- Ishihara, K., Saitoh, T., Inoue, Y. y Miyata, K. (1984). Validity of the Japanese version of the morningness-eveningness questionnaire. *Perceptual and Motor Skill*, 59, 863-866.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1993). *Lisrel 8: structural equation modeling with the simplis command language*. Hillsdale, NJ: Scientific Software International.
- Kerkhof, G. (1985). Inter-individual differences in the human circadian system: a review. *Biological Psychology*, 20, 83-112.
- Larsen, R.J. (1985). Individual differences in circadian activity and personality. *Personality and Individual Differences*, 6, 305-311.
- Luijben, T. (1989). *Statistical guidance for model modification in covariance structure analysis*. Amsterdam: Sociometric Research Foundation.

- Matthews, G. (1988). Morningness-eveningness as a dimension of personality: trait, state and psychophysiological correlates. *European Journal of Personality*, 2, 277-293.
- Moog, R. (1981). Morning-evening types and shiftwork. A questionnaire study. En A. Reinberg, N. Vieux y P. Andlauer (eds.): *Night and shiftwork: biological and social aspects* (pp. 481-488). Oxford: Pergamon Press.
- Natale, A. y Alzani, V. (2001). Additional validity evidence for the composite scale of morningness. *Personality and Individual Differences*, 30, 293-301.
- Natale, V. y Cicogna, P. (1996). Circadian regulation of subjective alertness in morning and evening «types». *Personality and Individual Differences*, 20(4), 491-296.
- Pornpitakpan, C. (1998). Psychometric properties of the composite scale of morningness: a shortened version. *Personality and Individual Differences*, 25, 699-709.
- Pornpitakpan, C. (2000). Additional validity of the Language Morningness (BALM) Scale. *Personality and Individual Differences*, 28, 59-72.
- Roberts, R. y Kyllonen, P. (1999). Morningness-eveningness and intelligence: early to bed, early to rise will likely make you anything but wise! *Personality and Individual Differences*, 27, 1.123-1.133.
- Sánchez-López, M.P. y Díaz-Morales, J.F. (2001). Tipología circadiana y estilos de personalidad en mujeres universitarias argentinas. *Psicodébate*, 2, 97-117.
- Smith, C., Folkard, S., Schmieder, R., Parra, L., Spelten, E. y Almirall, H. (1993). The preferences scale: multinational assessment of a new measure of morningness. *37th Annual Meeting of the Human Factors and Ergonomics Society*, Seattle, WA.
- Smith, C., Folkard, S., Schmieder, R., Parra, L., Spelten, E., Almirall, H., Sen, R., Sahu, S., Pérez, L. y Tisak, J. (2002). Investigation of morning-evening orientations in six countries using the preferences scale. *Personality and Individual Differences*, 32, 949-968.
- Smith, C., Reilly, C. y Midkiff, K. (1989). Evaluation of three circadian rhythm questionnaires with suggestions for an improved of morningness. *Journal of Applied Psychology*, 74, 728-738.
- Smith, C., Tisak, J., Bauman, T. y Green, E. (1991). Psychometric equivalence of a translated circadian rhythm questionnaire: implications for between-and within-population assessment. *Journal of Applied Psychology*, 76, 628-636.
- SPSS, Inc. (1988). *SPSSX user's guide*. New York: McGraw Hill.
- Torsvall, L. y Åkerstedt, T. (1980). A diurnal type scale. *Scandinavian Journal of Work and Environmental Health*, 6, 283-290.
- Webb, W. (1982). *Biological rhythms, sleep and performance*. New York: John Wiley and Sons Ltd.
- Zickar, M., Russell, S., Smith, C., Bohle, P. y Tilley, A. (2002). Evaluating two morningness scales with item response theory. *Personality and Individual Differences*, 33, 11-24.