

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE PREFERENCIAS VESPERTINIDAD/MATUTINIDAD EN UNA MUESTRA MULTIOCCUPACIONAL DE TRABAJADORES VENEZOLANOS

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE EARLY/LATE PREFERENCES SCALE IN A SAMPLE OF VENEZUELAN WORKERS

Anthony Millán ¹
María E. D'Aubeterre ²
Nicolina Calvanese ³

RESUMEN

La cronopsicología se define como el estudio de los ritmos y ciclos de los procesos psicológicos y del comportamiento. En la literatura se referencian al menos dos cronotipos, matutino y vespertino, los cuales derivaron en la creación de instrumentos de medida cuyo énfasis está en la preferencia por la realización de conductas o comportamientos durante ciertos momentos del día. El objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de una de estas escalas, la 'Escala de preferencias matutinidad/vespertinidad', en una muestra multiocupacional de trabajadores de la Gran Caracas. Se utilizó una muestra de 521 participantes, balanceados de acuerdo con el sexo y el sector económico donde laboraban, de manera de asegurar heterogeneidad en las características de la muestra. Los resultados revelan una adecuada consistencia interna (fiabilidad) y validez de constructo en dicho instrumento cuando se elimina el ítem n° 2. Finalmente, se presenta una propuesta para el establecimiento de la norma de clasificación de cada cronotipo psicológico, el cual estaba ausente en las investigaciones previas a este estudio.

Palabras clave: cronopsicología, fiabilidad, validación

ABSTRACT

The chronopsychology is defined as the study of the rhythms and cycles of psychological and behavioral processes. Was referenced in the literatures at least two chronotypes: morningness and eveningness; which led to the creation of measurement instruments that emphasize on the preferences for the realization of conduct or behavior during certain times of the day. The aim of this study is to analyze the psychometric properties of the 'preferences scale morningness/ eveningness' in a multi-occupational sample of workers in Caracas. It was used a group of 521 participants, balanced by sex and the economic sector where they work, so as to ensure heterogeneity in the character-

istics of the group. The results show satisfactory internal consistency (reliability) and construct validity in the instrument when delete item n° 2. Finally, the authors show a proposal for the establishment of the classification standard of each psychological chronotype, which was absent in previous research in this study.

Keywords: chronopsychology, reliability, validation

INTRODUCCIÓN

De acuerdo con Adan ¹, el inicio del estudio de los ciclos psicológicos y del rendimiento dependiendo del momento del día, comienza con los trabajos de Aschoff y Halberg en la década de los años 50 del siglo XX, aunque la denominación de cronopsicología fue hecha por Fraisse en 1980, definiéndola como el estudio de los ritmos del comportamiento, y supone la variación en la intensidad y exactitud de los procesos psicológicos de manera periódica, regular y previsible.

El estudio de los ciclos psicológicos se concentra en los ritmos circadianos o nictamerales, dada su estabilidad como su facilidad de detección. Tales ritmos se conciben como ritmos de frecuencia media, ya que su período dura aproximadamente 24 horas, y dentro del estudio de éstos se encuentran los cronotipos matutino y vespertino; que pueden verse solapados por el fenómeno de depresión postprandial o post-comida (post-lunch). Este evento se localiza en un punto intermedio del intervalo diurno de vigilia

¹ Universidad Metropolitana (UNIMET), Caracas, Venezuela

² Universidad Metropolitana (UNIMET) y Universidad Católica Andrés Bello (UCAB), Caracas, Venezuela

³ Universidad Simón Bolívar, Caracas, Venezuela

Correspondencia:

Lic. Anthony Millán
Principio carretera Petare-Guaremas, Universidad Metropolitana,
Edificio de Aulas 2, Piso 2, Departamento de Ciencias del Comportamiento,
AP 76819. +58212 – 240.35.30
Caracas, Venezuela
E-mail: anmillan@unimet.edu.ve

Agradecimientos:

Se agradece a la Universidad Metropolitana y a los estudiantes de la asignatura de Psicometría correspondiente a los períodos lectivos de 2010 – 2011, por el apoyo logístico y de campo requeridos para concretar el presente estudio.

(alrededor de las 13:00 y 16:00 horas) y se define como un descenso de la actividad cortical, que aunque se presenta luego de la ingesta de comida del mediodía, no debe ser considerado como un efecto directo de ésta, sino más bien como un residuo de los patrones de sueño-vigilia polifásico de los primeros años de vida y que sucede en el mismo momento del día de una persona aun cuando se desplace su horario de comida.

Díaz, Sánchez-López y Thorne² señalan que el mecanismo subyacente a esta tipología es la variabilidad de un conjunto de variables psicológicas, conductuales y biológicas, cuya ritmicidad oscila con una periodicidad próxima a 24 horas (ritmo circadiano), constatándose mediante el análisis de variables biológicas (por ejemplo, la temperatura corporal y niveles de secreción de hormonas) y psicológicas (por ejemplo, el estado de ánimo y el rendimiento). Así mismo, dichos autores señalan que la preferencia por realizar las actividades en diferentes momentos del día, principalmente la mañana o la tarde, es un procedimiento fiable para determinar la ritmicidad circadiana.

Por su parte, Adan¹ señala que si bien la función que tendrían las variaciones circadianas podría ser la de facilitar una mejor adaptación anticipatoria a las condiciones ambientales que fluctúan diariamente, es decir, lograr una mayor eficiencia en la producción de respuestas óptimas durante el periodo de tiempo en que se encuentran activos; también afirma que aún no se posee una explicación de si sus determinantes son endógenos (epigenéticos) o exógenos (dependiente de los ciclos de luz-oscuridad, ciclos lunares, cambios magnéticos, etc.).

Así mismo, estudios como los de Adan y Guardia³ y de Dresch, Sánchez y Aparicio⁴, han relacionado a la tipología circadiana con un perfil diferencial de personalidad; en el último reseñado se encontró, en estudiantes universitarios de Brasil, que en las personas con un cronotipo matutino existía una mayor probabilidad de obtener un puntaje alto en la escala de expansión, sistematización y conformismo del inventario de estilos de personalidad de Millon, a diferencia de los vespertinos, quienes se caracterizaron por tener puntajes más altos en las escalas de preservación, innovación, indecisión, discrepancia y descontento, concluyendo que las personas con tipologías matutinas respondían más a un perfil de adaptabilidad social. Estos hallazgos se encuentran aún en debate debido a que sus resultados son inversos a los registrados por Díaz y Aparicio⁵ y por Larsen⁶.

Por su parte, Adan^{1,7,8} ha encontrado relación entre el cronotipo vespertino y la extraversión bajo el modelo de Eysenck y Eysenck de 1985, lo mismo que Neubauer⁹. Al respecto, Dresch, Sánchez y Aparicio⁴ comentan que esta disparidad en los resultados obtenidos y la ausencia de un marco teórico explicativo dificulta la interpretación de los resultados obtenidos.

Ahora bien, se puede señalar que con respecto al tema del turno y el horario, al menos en el caso de Venezuela, si bien se han llevado cabo a lo largo de los años decisiones

políticas bajo premisas de diferente carácter¹⁰, siendo la última de ellas el cambio del huso horario a 4 horas y 30 minutos con relación al meridiano de Greenwich, (meridiano 67° 30'), según el Decreto 5 963 de la Gaceta Oficial N° 38 819 de fecha 27 de noviembre de 2007; poco se ha estudiado acerca de los mecanismos y estructuras psicológicas subyacentes o de las tipologías psicológicas asociadas a los mismos.

Por otro lado, si bien existen algunos instrumentos para medir las tipologías cronopsicológicas, Kerkoff¹¹ y Díaz, Sánchez-López y Thorne¹² señalan que para la utilización de los instrumentos cronopsicológicos resulta necesario conocer la distribución de la escala en la población de referencia antes de diferenciar a los tipos matutinos de los vespertinos, debido a la diferencia en cuanto a los husos horarios, la cultura, los turnos laborales y la periodicidad de la luz solar.

Una lista de estos instrumentos es presentado por Díaz, Sánchez-López y Thorne¹², entre los que destacan: el Cuestionario de matutinidad-vespertinidad (Morningness - Eveningness Questionnaire, MEQ) de Horne y Östberg¹³, el Cuestionario de tipología circadiana (Circadian Type Questionnaire, CTQ) de Folkard, Monk, y Lobban¹⁴, la Escala de tipología diurna (Diurnal Type Scale, DTS) de Torsvall y Åkerstedt¹⁵, el Cuestionario de Mauburger (Moog,¹⁶), la Escala compuesta de matutinidad (Composite Morningness Scale, CS) de Smith, Reilly y Midkiff¹⁷, la versión reducida del MEQ de Adan y Almirall¹⁸, la Escala de matutinidad adaptada para personas con un nivel de lectura elemental (Basic Language Morningness Scale, BALM), de Brown¹⁹ y, finalmente, la Escala de preferencias (Early/Late Preferences Scale, PS) creada por Smith, Folkard, Schmieder, Parra, Spelten y Almirall²⁰.

Para el presente estudio se decidió hacer uso de la versión de la Escala de preferencias (PS) validada por Díaz, Sánchez-López y Thorne¹² porque: 1) por un lado, es una adaptación peruana, lo que la hace culturalmente más cercana a la realidad venezolana; 2) porque Perú se encuentra mucho más cercano a Venezuela en términos de husos horarios (Lima se encuentra en el UTC-5, mientras que Caracas está en el UTC-4:30, dando con esto una diferencia de 30 minutos de sol entre ciudades); y 3) porque esta escala solventa algunas restricciones existentes en otros instrumentos, como son la variabilidad en el número de opciones de respuesta y el problema de la comparación entre países y regiones con diferencias en el husos horarios, horarios de la luz solar, y diferencias culturales en los ciclos de actividad (a nivel laboral o de estudios); la primera restricción la solventa utilizando un solo formato de respuesta a lo largo de todo el instrumento, y la segunda restricción la solventa al asegurarse que ninguno de sus ítems hagan referencia a horas específicas del día, sino más bien a la valoración que la persona hace sobre su preferencia por realizar diferentes actividades, con relación a la mayoría de las personas de su misma edad o ciclo vital.

Resulta importante acotar, que si bien el presente estudio se basa en la versión validada de Díaz, Sánchez-López y Thorne¹², existe una discrepancia entre el número de ítems reportados en los análisis estadísticos del estudio (12 ítems) y el instrumento del cual se derivan tales análisis (14 ítems), el cual es presentado por los mismos autores como anexo al final de la publicación del mencionado artículo. Por lo que, en vista de tal discrepancia, se decidió utilizar la versión de 14 ítems, puesto que ella es congruente con el número de ítems utilizados por la validación de Smith et al¹⁷, así como también la nueva validación de Smith et al²⁰, y finalmente la comparación transcultural de Smith et al²¹, la cual involucró, entre otros países, una submuestra de participantes colombianos. Además, al ser esta versión la más extensa, puede, por un lado, analizarse la calidad psicométrica de un mayor número de ítems, aprovechando el máximo de información presente en el instrumento, lo cual podría suponer una mayor confiabilidad del mismo al maximizar la probabilidad de colinealidad entre los ítems²² y, por lo tanto, un mayor porcentaje de varianza explicada por parte de la estructura factorial obtenida.

En el presente estudio se decidió aumentar la extensión y heterogeneidad de la muestra de validación para ser más congruente con los criterios internacionales para la validación de constructo de instrumentos psicológicos²³, que supone una muestra superior a los 500 participantes o con el criterio de potencia estadística de la técnica de análisis factorial, la cual supone el uso de muestras igualmente superiores a este valor^{24,25}; que, por cierto, no fueron utilizadas en estudios previos de la validación hecha por Díaz y Sánchez-López²⁶, por Díaz, Sánchez-López y Thorne¹² y por Díaz y Sánchez-López².

Finalmente, y considerando que igualmente en tales estudios previos no se señaló el procedimiento por el cual se confiere el puntaje de corte para establecer la tipología matutina vs. vespertina, ni el tipo de análisis que validase la adecuación de dicho puntaje de corte, se decidió realizar dicha estimación a partir de la relación que tuviese el puntaje del test con respecto a los indicadores de bienestar psicológico de la muestra.

MATERIAL Y MÉTODO

Participantes

La selección de los participantes que conformaron la muestra de estudio se realizó con el apoyo logístico de los estudiantes de la asignatura de Psicometría correspondiente a los períodos lectivos del año 2010 - 2011, de la Escuela de Psicología de la Universidad Metropolitana (UNIMET), ubicada en Caracas, Venezuela. El muestreo utilizado fue de tipo no aleatorio y propositivo (Kerlinger y Lee²⁷), y como estrategia de maximización de la varianza primaria (Arnau,²⁸) se aseguró que la muestra fuese heterogénea y balanceada en cuanto al sexo (masculino y femenino) y al sector laboral (público

y privado). En total, se obtuvo una muestra de 521 participantes provenientes del área metropolitana de la Gran Caracas, y como tal se considera la muestra como multi-ocupacional porque los participantes se distribuyeron a lo largo de las siguientes áreas de empleo: arquitectura, biología, economía, educación, matemática y sociología (0,90 % cada una); psicología, comunicación social y/o periodismo, idiomas, nutrición y salud y profesional de las ventas (1,80 % cada una); profesional del diseño, turismo y computación y sistemas (6,31 % cada una); personal obrero y de la construcción (7,21 %); abogado e ingeniero (9,01 % cada uno); profesional de la publicidad y mercadeo (10,81 %) y, finalmente, el personal del área administrativa (36,04 %).

La muestra fue tipificada de acuerdo a su nivel socioeconómico con la versión de Fundacredesa del Grafar (Seijas²⁹), obteniéndose que el 16,31 % se agrupaba en el nivel alto, el 52,59 % en nivel medio, el 21,31 % en nivel medio-bajo, el 8,83 % fue tipificado como de clase obrera y, finalmente, el 0,77 % en la clase marginal. El restante 0,19 % no contestó la sección de estratificación social. La edad de los participantes se distribuyó entre los 18 y 73 años, con un promedio de 37 años y un coeficiente de variación media del 32,48 %.

En términos de desarrollo psicosocial (Papalia y Olds³⁰), el 0,38 % de la muestra podría catalogarse como adolescentes, el 71,98 % como adultos jóvenes, el 25,91 % como adultos medio y el restante 1,73 % como adultos tardíos. Con respecto al nivel educativo, el 1,34 % cursó estudios de primaria, el 19,58 % culminó sus estudios de secundaria, el 20,54 % tiene título como técnico superior universitario o técnico Medio, el 45,30 % posee estudios universitarios de pregrado (licenciado o ingeniero) y, finalmente, el restante 13,24 % ha culminado sus estudios de postgrado.

Instrumentos

Escala de preferencias vespertinidad/matutinidad (PS): Se utilizó la versión de 14 ítems o Anexo B, de Díaz, Sánchez-López y Thorne¹², la cual, de acuerdo con estos autores, evalúa la preferencia del sujeto por realizar diferentes actividades cotidianas en comparación con su grupo de referencia. La escala de respuesta es de tipo Likert de 5 puntos y está construida suponiendo un continuo de preferencia que va desde lo más vespertino hasta lo más matutino, donde 1 punto indica que se prefiere hacer la actividad “mucho más tarde que la mayoría de la gente” (tendencia hacia la vespertinidad); hasta 5 puntos, lo cual indica que la persona prefiere hacer la actividad “mucho más temprano que la mayoría de la gente” (tendencia hacia la matutinidad). En cuanto a la confiabilidad reportada ($\alpha=0,829$), la misma es aceptable de acuerdo con el valor mínimo esperado ($\alpha=0,70$) reportado por Prieto y Muñiz²³, Nunnally y Bernstein³¹ y Lévy y Varela³².

En la validación de Díaz, Sánchez-López y Thorne¹², el análisis del ítem 2 (¿cuándo preferiría acostarse?) mostró un coeficiente de correlación ítem-escala inferior al criterio de 0,30 puntos, sin que ello afectase la normalidad de la distribución (Z de Kolmogorov-Smirnov = 0,75; $p=0,616$). Esta disminución en la capacidad discriminativa de dicho ítem no fue observada en la validación española de Díaz y Sánchez-López^{12,26}. Para finalizar, ambos estudios reportan la existencia de validez de constructo en la PS, al coincidir su estructura factorial con la estructura teórica de los ítems, de acuerdo con las especificaciones originales de la misma.

Escala de bienestar psicológico (EBP): Elaborada por Sánchez-Cánovas³³ en la Universidad de Valencia, España, y validada en Venezuela por Millán y D'Aubeterre³⁴. La EBP es un cuestionario de administración individual o colectiva que puede ser aplicable tanto a adolescentes como a adultos, heterosexuales y de ambos sexos; con una edad comprendida entre 17 y 90 años. La EBP evalúa el grado de felicidad y satisfacción con la vida que la persona percibe, a partir de 65 ítems distribuidos en forma diferencial en 4 subescalas: bienestar subjetivo, bienestar material, bienestar laboral y bienestar en las relaciones con la pareja. Su escala de respuesta es de gradación tipo Likert de cinco puntos, con dos sistemas de valoraciones distintas, a saber: para el caso de las subescalas de bienestar subjetivo, material y laboral, abarca desde 1 punto (nunca o casi nunca) hasta 5 puntos (siempre), y en el caso de la subescala de bienestar en las relaciones con la pareja, la valoración abarca desde 1 punto (totalmente en desacuerdo) hasta 5 puntos (totalmente de acuerdo).

La norma original de la EBP permite hacer una estimación independiente de cada una de las subescalas, a excepción de las escalas de bienestar psicológico subjetivo y de bienestar material, las cuales siempre deben aplicarse conjuntamente; también permite hacer una valoración global del grado de bienestar psicológico de una persona, a partir de un índice general que depende de la combinación de estas cuatro subescalas. Ambos índices tienen dos modelos de cálculo que dependen de si se utilizó la totalidad de los ítems de la EBP (65 ítems) y si se utilizó una versión más corta (abreviada) de ésta, compuesta por 24 ítems.

En cuanto a su confiabilidad, la versión original del instrumento de Sánchez-Cánovas³³ reporta coeficientes de consistencia interna Alfa de Cronbach (α) de 0,941 puntos para la escala combinada (65 ítems), y de 0,886 puntos para la escala ponderada (24 ítems). También se reportan coeficientes que oscilan entre 0,870 y 0,935 puntos para cada subescala.

En el caso de la validación venezolana, Millán y D'Aubeterre³⁴ señalan un coeficiente $\alpha=0,923$ para la escala combinada de 65 ítems, y $\alpha=0,866$ para la escala ponderada de 24 ítems; así como también un conjunto de

coeficientes para cada subescala, los cuales oscilan entre los 0,925 y los 0,706 puntos. Nuevamente estos resultados cumplen con el valor mínimo esperado ($\alpha=0,70$) de acuerdo con Prieto y Muñiz²³, Nunnally y Bernstein³¹ y Lévy y Varela³².

Con respecto a la validez, la estimación del coeficiente de validez concurrente reportado por la versión original del instrumento (Sánchez-Cánovas³³), indica una relación alta, positiva y significativa (0,899) con el Inventario de felicidad de Oxford de Argyle (1987, c.p., Sánchez-Cánovas³³), y moderada, significativa y positiva (0,451) con el cuestionario de Satisfacción con la vida del mismo autor. También se reportan correlaciones altas, significativas y positivas con las puntuaciones del Cuestionario de salud de Goldberg (0,623) y con la escala de Afectos positivos (0,657). En cuanto a la validez divergente, se reportan coeficientes de correlación inversa, significativa y moderada con la escala de afectos negativos (-0,471).

En la validación venezolana, Millán y D'Aubeterre³⁴ reportan correlaciones altas, significativas y positivas entre la EBP y la Escala de afectos positivos, tanto para la escala ponderada de 24 ítems (0,605), como para la escala combinada de 65 ítems (0,59). En el caso de la correlación de la EBP con la subdimensión de eficacia profesional (medida a partir del Maslach Burnout Inventory - General Survey: MBI-GS), se reportaron coeficientes moderados, significativos y positivos tanto para la escala ponderada (0,361), como para la escala combinada (0,384).

Igualmente se reportan indicadores de validez divergente entre la EBP y la manifestación de trastornos psicológicos, tanto para la escala ponderada (-0,792) como para la escala combinada (-0,59). También entre la EBP y los afectos negativos, tanto para la escala ponderada (-0,287), como para la combinada (-0,322); la subdimensión de cinismo de la MBI-GS, tanto para la escala ponderada (-0,35), como para la combinada (-0,38), y finalmente la subdimensión de desgaste emocional de la MBI-GS, tanto para la escala ponderada (-0,294) como para la combinada (-0,305).

Para finalizar, tanto en el manual original (Sánchez-Cánovas³³) como en la validación venezolana (Millán y D'Aubeterre³⁴), existe validez de constructo, al coincidir la estructura factorial de la EBP con la estructura teórica de los ítems, de acuerdo con las especificaciones originales del mismo.

Escala Graffar de estratificación social: Método Graffar de la Fundación Centros de Estudios Biológicos sobre Crecimiento y Desarrollo de la Población Venezolana (FUNDACREDESA). De acuerdo con la Gerencia de Estadísticas Económicas del Banco Central de Venezuela³⁵, se refiere a un índice socioeconómico mediante el uso de puntajes asociados a un conjunto de variables tales como: profesión del jefe del hogar, nivel de ins-

trucción de la madre, principal fuente de ingreso y condiciones de alojamiento. Así mismo, Seijas²⁹ señala con respecto al instrumento utilizado que la clasificación obtenida se realiza a partir de 5 estratos, a saber: Alta (nivel I), media (nivel II), media baja (nivel III), obrera (nivel IV) y marginal (nivel V).

La confiabilidad del instrumento fue realizada por Contasti³⁶ y por Laxage, Noguera y Méndez³⁷; este último utilizó el método de consistencia interna por correlación inter-ítems, obteniendo coeficientes que varían entre los 0,62 y 0,75 puntos.

Su validación se realizó de acuerdo con Mendoza³⁸ en diferentes instancias; por un lado, a partir de la prosecución de una estructura unifactorial por medio del análisis de componentes principales; la estabilidad de la segmentación en cinco clases sociales a partir del análisis de una muestra original de 3850 personas y, finalmente, por su correlación con diversas variables antropométricas y clínicas realizadas por múltiples estudios del Proyecto Venezuela elaborado por FUNDACRE-DESA.

Así mismo, López y Landaeta – Jiménez³⁹ señalan que estos estudios no se limitaron al análisis transversal de la escala, sino que continuaron con diseños longitudinales dentro del área metropolitana de Caracas. Finalmente, Aguilera⁴⁰ destaca que en la actualidad la Fundación Centro de Estudios Sobre el Crecimiento y Desarrollo de la Población Venezolana (FUNDACREDESA) tiene el requerimiento por parte del Estado venezolano de realizar una nueva evaluación psicométrica del instrumento, a fin de mantener actualizado el valor del indicador.

Procedimiento

Se conformó un cuadernillo de aplicación con los instrumentos antes señalados, en el cual se anexaba una carta de presentación explicativa del propósito del estudio y su utilidad en el estudio de las propiedades psicométricas de los test a los participantes; de manera de dar cumplimiento al Artículo 59 del Código de Ética Profesional del Psicólogo Venezolano⁴¹. Para su aplicación, se contó con el apoyo de los estudiantes de la Escuela de Psicología de la Universidad Metropolitana (UNIMET), ubicada en Caracas, Venezuela; como parte de los lineamientos de la cátedra de psicometría, para la estandarización de pruebas extranjeras a la realidad nacional; cumpliendo así con lo establecido por el modelo de aprendizaje por proyectos, que estipula el modelo educativo DIUM de dicha universidad y en consonancia con lo señalado por el Artículo 91 del Código de Ética Profesional del Psicólogo Venezolano⁴¹; relativo al estudio de las características y propiedades psicométricas del material de uso psicológico.

La información recolectada se analizó con el paquete estadístico PASW Statistics 18 (antiguo SPSS), el Mi-

crosoft Excel 2007 y el SPAD 5.5. Se realizó el análisis descriptivo de la muestra, el análisis de confiabilidad y el análisis de ítems, para luego proceder a explorar los indicadores que permitieran valorar la validez de constructo del instrumento, por medio del Análisis Factorial Exploratorio de Componentes Principales con Rotación Varimax. Se llevó igualmente a cabo la confirmación de los supuestos de normalidad, independencia y suficiencia que todo instrumento psicométrico debe poseer. Finalmente, se analizó la validez divergente de la MBIGS con respecto a la EBP.

RESULTADOS

Para iniciar el presente análisis y considerando la diferencia de 2 ítems entre la versión señalada por Díaz, Sánchez-López y Thorne², como original de Smith et al²⁰, y aquella presentada como Anexo B por ellos en el mismo documento; se llevó a cabo la valoración del aporte individual de cada ítem (tabla 1) con respecto a: rango de respuestas obtenidas, dispersión en torno a la media, aporte a la consistencia interna del instrumento total, capacidad discriminativa del ítem y aporte a la comunalidad del instrumento.

Esta información permitió la eliminación del ítem 2 por no cumplir con los criterios psicométricos de capacidad discriminativa ($r_{\text{ítem-test}} < 0,30$); por ser el ítem que menor aporte genera a la comunalidad del instrumento, y por ser el único ítem cuya extracción del instrumento aumentaría la consistencia interna del test ($\alpha_{\text{con el ítem 2}} = 0,83 < \alpha_{\text{sin el ítem 2}} = 0,834$).

Así mismo, en la figura 1 se ilustra el escaso aporte que tiene el ítem 2 en la estimación del puntaje verdadero del test (Magnuson²²), a diferencia del ítem 13, que posee la mayor capacidad discriminativa dentro del instrumento. La ineficacia del ítem 2 radica en que solapa la estimación del parámetro correspondiente para cada opción o alternativa de respuesta, en el caso de las opciones 1, 2, 3 y 4, dificultando la capacidad discriminativa del ítem y no soportando el supuesto de progresión lineal de la respuesta, que todo instrumento de medida debe poseer.

Con respecto a la validación de constructo se observa en la figura 2 que la estructura subyacente a la EP responde a un modelo bifactorial, tal como lo señala la teoría de la misma¹², y ello es así dado el criterio del Scree Test de Cattell²⁵, también conocido como el criterio del codo⁴², el cual señala que la estructura factorial más parsimoniosa es aquella en donde se ubica el punto de inflexión o asíntota sobre la acumulación de los autovalores obtenidos. Así mismo, tanto en la tabla 2 como en las figuras 3 y 4, se ratifica la pertinencia de la eliminación del ítem 2 del instrumento; esta vez por motivos de coherencia semántica entre el contenido del ítem y su relación con los otros ítems, con los cuales se agrupa dentro de la estructura factorial subyacente al

test, y porque al eliminar el ítem, el porcentaje de varianza explicada por el modelo bifactorial asciende de 41,08 % a 43,58 %; más cercano al 43,6 % reportado por Díaz, Sánchez – López y Thorne ¹², y al 45 % reportado por Díaz, Sánchez – López ² en la validación peruana. En tal sentido, se evidencia en estos apartados

que si se mantuviese al ítem 2 dentro del instrumento, cargaría dentro del factor 1, el cual abarca al resto de los ítems relacionados con la dimensión de *esfuerzo*, cuando en realidad debería pertenecer al factor 2, ya que es en éste en donde se agrupan los ítems referidos a la dimensión de *horarios*.

Tabla 1
Análisis de ítems

Ítem	Mínimo	Máximo	Media	CV _{media} (%)	Comunalidad: extracción	Capacidad discriminativa	Aporte al Alfa de Cronbach
p1	1	5	2,89	40	0,563	0,560	0,812
p2	1	5	3,03	33	0,170	0,237	0,834
p3	1	5	3,38	29	0,364	0,423	0,822
p4	1	5	3,39	33	0,390	0,508	0,816
p5	1	5	2,08	54	0,436	0,337	0,829
p6	1	5	3,48	33	0,466	0,465	0,820
p7	1	5	2,88	35	0,199	0,357	0,826
p8	1	5	3,08	27	0,365	0,418	0,823
p9	1	5	3,04	24	0,211	0,314	0,828
p10	1	5	3,08	35	0,582	0,601	0,810
p11	1	5	3,38	33	0,289	0,437	0,822
p12	1	5	3,50	29	0,514	0,531	0,815
p13	1	5	3,39	32	0,613	0,634	0,807
p14	1	5	3,37	32	0,591	0,624	0,808

Figura 1
Barras de error Item - Test

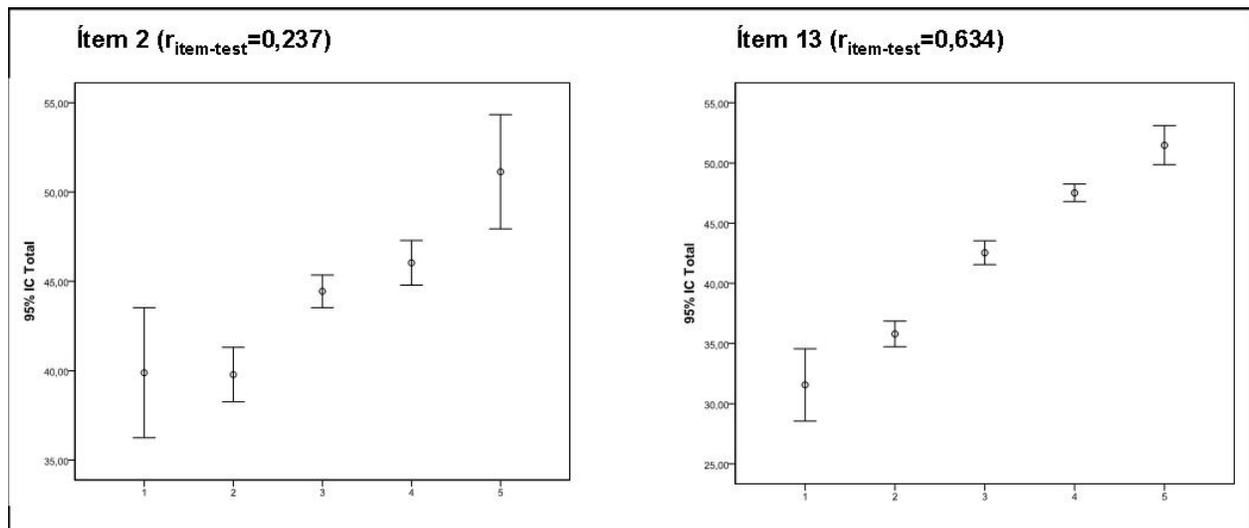


Figura 2
Gráfico de sedimentación

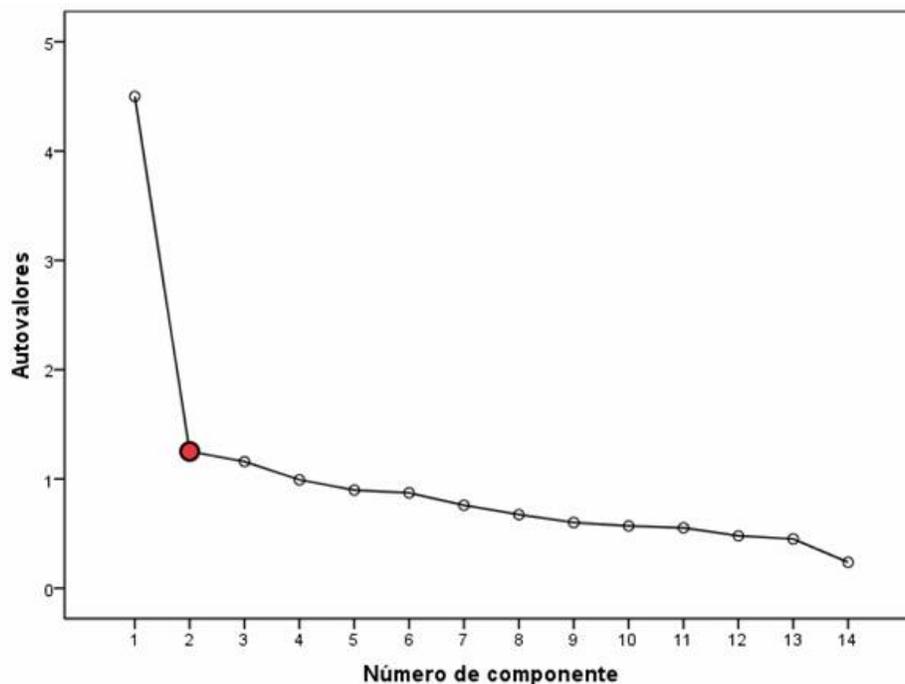


Tabla 2
Análisis de ítems

Nº	Corrida nº 1 (Con el ítem 2)		Corrida nº 2 (Sin el ítem 2)		Afirmación	Dimensión de evaluación
	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2		
p13	0,708	0,333	0,784		En general, ¿cuándo te sientes más activo(a)?	Esfuerzo
p14	0,692	0,334	0,761		En general, ¿cuándo te encuentras en tu mejor momento?	
p12	0,687		0,712		¿Cuándo preferiría tener una entrevista importante en la cual necesitaría estar en su mejor momento?	
p6	0,672		0,660		¿Cuándo preferiría hacer algún trabajo mental difícil que necesita una completa concentración?	
p3	0,591		0,547		¿Cuándo preferiría hacer un examen importante de 3 horas?	
p2	0,412				¿Cuándo preferiría acostarse?	
p11	0,395	0,365	0,473		¿Cuándo preferiría hacer ejercicio físico o deporte fuerte?	
p1		0,720		0,677	¿Cuándo preferiría levantarse?	
p10		0,713	0,353	0,665	¿Cuándo preferiría comenzar a trabajar cada día?	
p5		0,658		0,599	¿Cuándo preferiría levantarse si tuviera un día libre y nada que hacer?	
p8		0,589		0,633	¿Cuándo preferiría desayunar?	Horarios
p4	0,341	0,523	0,349	0,533	¿Cuándo preferiría levantarse si tuviera un día completo de trabajo por hacer (8 horas)?	
p9		0,445		0,538	¿Cuándo preferiría comer?	
p7		0,350	0,324	0,300	¿Cuándo preferiría quedar con algún amigo (o realizar alguna actividad social) en un día libre?	

Figura 3
Gráfico de componentes en espacio rotado

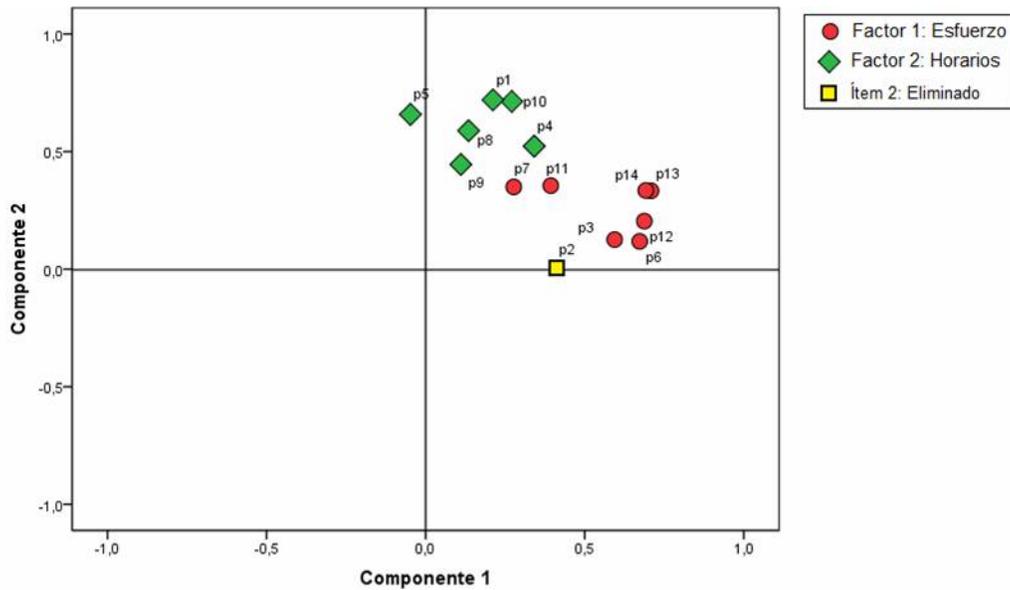
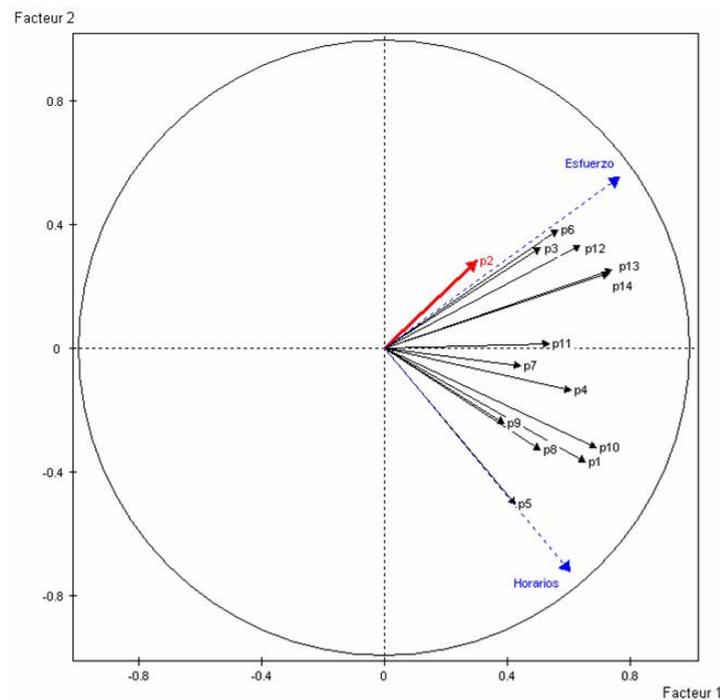


Figura 4
Gráfico de componentes en espacio rotado (vector)



En la tabla 3 se observa, por un lado, la adecuación de la consistencia interna tanto del test en general, como también de cada uno de sus dos factores obtenidos ($\alpha \geq 0,70$). Así mismo, también se observa que de las múltiples estrategias de cálculo del puntaje total en el test, el que cumple con el supuesto de normalidad es la estrate-

gia de cálculo que supone la suma simple de los puntajes obtenidos tanto para el factor 1 (esfuerzo), como para el factor 2 (horarios), mediante el uso de la ecuación de regresión utilizando los coeficientes estimados para la estructura bifactorial obtenida, eliminando al ítem 2 del test (tabla 4).

Tabla 3
Estadísticos de confiabilidad y normalidad

	Alfa de Cronbach	Nº de elementos	Kolmogorov-Smirnov		
			Estadístico	gl	Sig.
Todos los ítems	0,830	14	0,058	519	0,000
Todos los ítems menos el 2	0,834	13	0,052	519	0,002
Esfuerzo	0,775	7	0,048	519	0,007
Horarios	0,727	6	0,041	519	0,038
Puntaje total ponderado	0,834	13	0,034	519	0,200

Tabla 4
Matriz de coeficientes para el cálculo de las puntuaciones en los factores esfuerzo y horario

Ítem	Componente	
	Factor 1: Esfuerzo	Factor 2: Horarios
p1	-0,058	0,302
p3	0,218	-0,084
p4	0,009	0,204
p5	-0,143	0,323
p6	0,282	-0,140
p7	0,065	0,078
p8	-0,118	0,321
p9	-0,130	0,292
p10	-0,027	0,278
p11	0,139	0,024
p12	0,292	-0,126
p13	0,301	-0,099
p14	0,288	-0,088

Es importante señalar que esta estructura bifactorial obtenida cumple adicionalmente con el supuesto de suficiencia e independencia registrados por medio de la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,853) y la prueba de esfericidad de Bartlett (Sig. = 0,000), respectivamente, ya que en el caso de la primera medida, el puntaje obtenido es superior al criterio de 0,50 puntos, y en el caso de la segunda medida, el puntaje obtenido es inferior al criterio de 0,05 puntos⁴³.

Con respecto al caso específico de la eliminación del ítem 2, al compararse estos resultados con los obtenidos por Díaz, Sánchez-López y Thorne¹², se observa que al igual que en el presente estudio, este ítem no cumplía con el supuesto de capacidad discriminativa ($r_{\text{ítem-test}} = 0,21$) y tampoco generaba un adecuado aporte a la consistencia interna del instrumento ($\alpha_{\text{sin el ítem}} = 0,836 > \alpha_{\text{con el ítem}} = 0,829$), pero a diferencia del presente estudio, en el otro, su presencia no atentó contra la normalidad del instrumento (Sig. Kolmogorov - Smirnov = 0,616); lo cual podría explicarse por el mayor tamaño y heterogeneidad

de la muestra del presente estudio, lo que permitió observar este comportamiento particular del ítem.

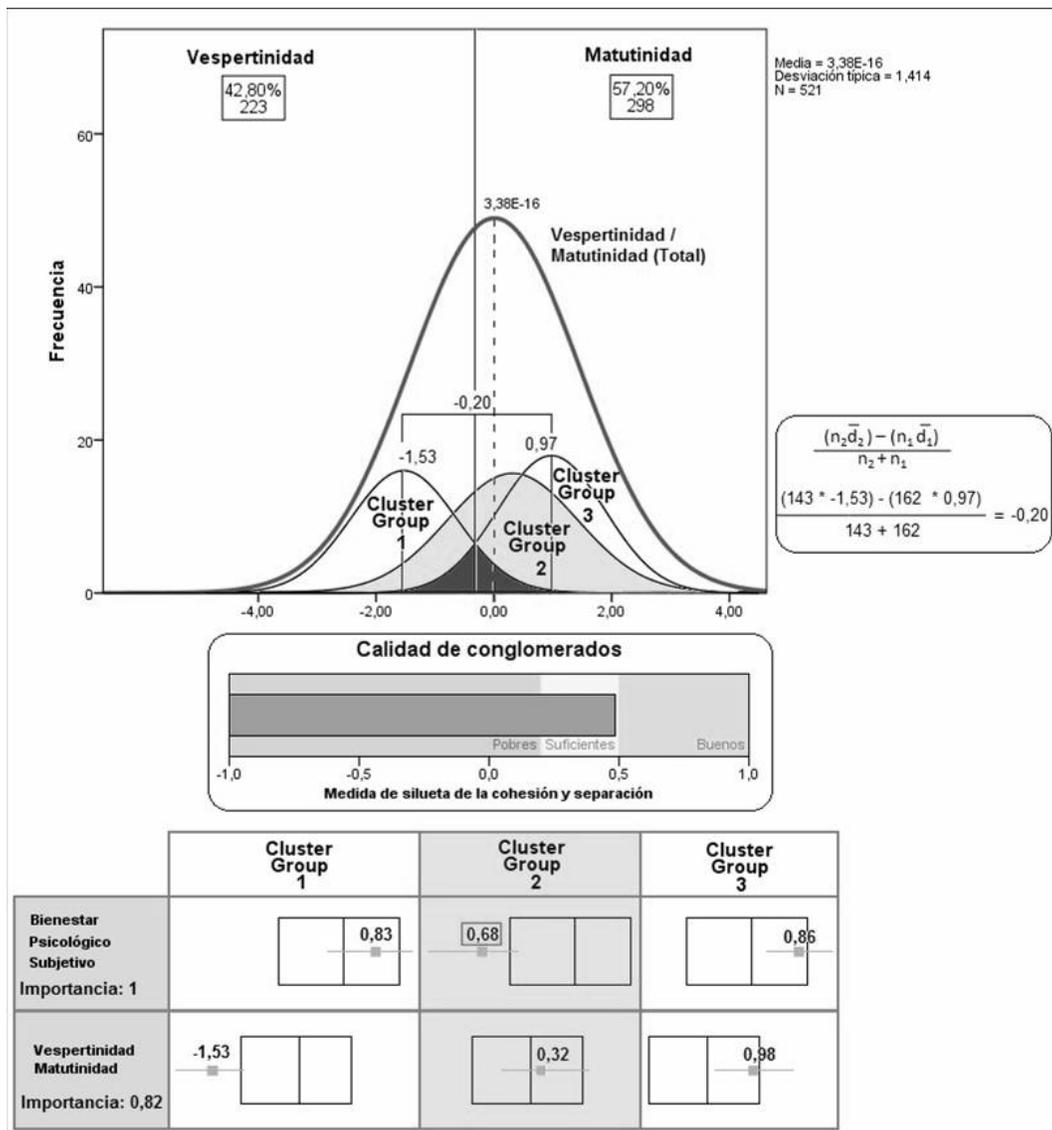
Así mismo, en la figura 5, por un lado, se ilustra el carácter normal de la distribución de puntajes obtenidos en la EP sin el ítem 2, ya demostrado anteriormente con el cálculo del Kolmogorov-Smirnov; lo cual revela una faceta no señalada anteriormente para la EP; es decir, su utilidad como un indicador de nivel cuantitativo, escala de intervalo, de tipo continuo de la tendencia hacia la matutinidad o vespertinidad de la persona evaluada; adicionalmente a su uso como un indicador de una tipología de matutinidad-vespertinidad, lo cual supondría un indicador de nivel cualitativo o categórico, de escala nominal y de tipo dicotómico.

Por otro lado, y en consecuencia de la ausencia de un criterio específico para el cálculo de la tipología vespertino vs. matutino de la EP por parte de Díaz, Sánchez-López y Thorne¹², en éste se consideraron oportunas 2 opciones de cálculo, a saber: 1) utilizar la media de la distribución Z obtenida, o 2) calcular el puntaje de corte a partir de un criterio externo al instrumento en sí mis-

mo, dando cumplimiento así con su propiedad de indicador y asegurando su validez tanto teórica como empírica, ya que depende no de la imposición teórica del

analista, sino del propio patrón de respuestas de los participantes en la muestra de validación del estudio.

Figura 5
Criterio de corte para la tipología vespertino vs. matutino



Se decidió utilizar entonces el segundo criterio mediante la aplicación de un análisis por conglomerados (Cluster Analysis), utilizando para ello tanto la distribución de puntajes de la EP, como el puntaje obtenido por los participantes en la escala de Bienestar psicológico subjetivo de Sánchez-Cánovas³³, validada en Venezuela por Millán y D'Aubeterre³⁴. Se identificaron entonces 3 grandes grupos, con una suficiente calidad en la discriminación de los grupos, de acuerdo con la medida de silueta de la cohesión y separación entre los conglomerados (SPSS⁴⁴).

De estos grupos se extrajo del cálculo al cluster 2, por estar compuesto por personas con bajo puntaje de bienestar psicológico subjetivo (promedio = 0,68 puntos), lo cual es contrario al carácter positivo de la medida de la EP.

Se consideró prudente utilizar únicamente como base para el cálculo del punto de corte, los puntajes obtenidos para el cluster 1 (caracterizados por tener una mayor tendencia hacia la vespertinidad, ya que su promedio es de -1,53 puntos), y el cluster 3 (caracterizados por tener

una mayor tendencia hacia la matutinidad, ya que su promedio es de 0,86 puntos).

La fórmula utilizada es la misma que se trabaja para calcular el puntaje de corte en el análisis discriminante de 2 grupos, cuando se considera el tamaño diferencial de los grupos iniciales (Hair et al, 1999); encontrándose entonces que el mismo es de -0,20 puntos cuando se utiliza la distribución tipificada de la PS. En tal sentido y al utilizar este puntaje de corte, la muestra utilizada supone un 42,80 % de personas con tendencia a la tipología vespertina y el restante 57,20 % perteneciente a la tipología matutina. Tal como se observa en la figura 5, este puntaje supondría el punto de corte con el menor solapamiento entre las personas con alto grado de bienestar psicológico subjetivo y una alta tendencia a la vespertinidad (cluster 1) y las personas con alto grado de bienestar psicológico subjetivo y una alta tendencia a la matutinidad (cluster 2).

DISCUSIÓN

Luego del conjunto de análisis anteriores, se concluye que el Anexo B de la PS validada por Díaz, Sánchez-López y Thorne¹², posee indicadores suficientes para considerarla confiable y válida (en lo que respecta al constructo) para analizar la cronopsicología de participantes venezolanos residentes en la ciudad de la Gran Caracas; aunque se sugiere la eliminación del ítem 2 - *¿Cuándo preferiría acostarse?*-, por no responder a los criterios psicométricos con los cuales fue analizado el instrumento. Así mismo, la discrepancia en el comportamiento de este ítem con los estudios previos de Díaz y Sánchez - López², Díaz y Sánchez-López²⁶ y de Díaz, Sánchez-López y Thorne¹², pudiesen depender de la homogeneidad y/o tamaño insuficiente de las muestras que éstos estudio previos utilizaron, ya que en términos generales, cuando las muestras no superan el tamaño mínimo exigido para estudios de contingencia (Prieto y Muñiz²³, el ítem minimiza su posibilidad para expresar el verdadero valor de su capacidad discriminativa (correlación ítem-test); aunque no se descarta del todo la posibilidad de una diferencia cultural específica de la muestra de participantes de Caracas, Venezuela. En cualquiera de ambos casos resulta igualmente pertinente la eliminación del ítem en cuestión, cuando se trate de la evaluación con este instrumento dentro del contexto venezolano. Así mismo, resalta que el uso de una versión de la PS conformada por 13 ítems, mantiene un coeficiente Alpha de Cronbach, una forma normal en la distribución y un porcentaje de varianza explicada a partir de una estructura bifactorial, muy similar a las versión validada por Díaz, Sánchez - López y Thorne¹², lo cual revela la similitud en cuanto a la precisión en ambas versiones.

Finalmente, la propuesta de un puntaje de corte para ambos cronotipos psicológicos, a partir de información

empírica obtenida a través del correlato entre la PS y la EBP, revela un aspecto no reportado en los estudios previos y que reafirma la adecuada calibración del instrumento para detectar no solamente diferencias individuales relativas a la preferencia hacia un funcionamiento físico y psicológico durante cierto período del día, sino también la posibilidad de que éste esté asociado a un mejor funcionamiento psicológico (bienestar) de la persona durante este período del día.

BIBLIOGRAFÍA

1. Adan A. La cronopsicología, su estado actual: una revisión. *Revista Latinoamericana de Psicología*. 1995;27(3):391-428.
2. Díaz J, Sánchez-López M. Propiedades psicométricas de la Escala de Preferencias y la Escala Compuesta de Matutinidad. *Psicothema*. 2005;17(3):471-7.
3. Adan A, Guardia J. Efectos de la hora del día y la personalidad en la activación auto-evaluada. *Psicothema*. 1997;9(1):133-143.
4. Dresch V, Sánchez M, Aparicio M. Diferencias de personalidad entre matutinos y vespertinos. *Revista Latinoamericana de Psicología*. 2005;37(3):509-22.
5. Díaz J, Aparicio M. Relaciones entre matutinidad - vespertinidad y estilos de personalidad. *Anales de Psicología*. 2003;19(1):247-56.
6. Larsen R. Individual differences in circadian activity rhythm and personality. *Personality and Individual Differences*. 1985;6(1):305-11.
7. Adan A. The influence of age, work schedule and personality on morningness dimension. *International Journal of Psychophysiology*. 1992;12(1):95-9.
8. Adan A. Diferencias individuales en las variaciones diurnas fisiológicas y comportamentales. *Revista Latinoamericana de Psicología*. 1997;29(1):81-114.
9. Neubauer A. Psychometric comparison of two circadian rhythm questionnaires and their relationship with personality. *Personality and Individual Differences*. 1992;13(1):125-31.
10. Navarro H. (Ministro del Poder Popular para la Ciencia y la Tecnología de la República Bolivariana de Venezuela). 19 Dic 2007. Aló Presidente: Programa N° 290. [Transmisión por cadena de televisión]. Caracas, Venezuela: Venezolana de Televisión. Dirección General de Prensa Presidencial, adscrito al Ministerio del Poder Popular para la Comunicación y la Información [citado: 27 Dic 2010]. Disponible en: http://www.minci.gob.ve/doc/nro_290_alo_presidente_19a.doc.
11. Kerkhof G. Inter-individual differences in the human circadian system: A review. *Biological Psychology*. 1985;20(1):83-112.

12. Díaz J, Sánchez-López M, Thorne C. La Escala de Preferencias y la Escala Compuesta de Matutinidad en Universitarios Peruanos. *Revista Interamericana de Psicología*. 2005;39(2):203-10.
13. Horne JA, Östberg O. A self-assessment questionnaire to determine morningness-eveningness in human circadian rhythms. *International Journal of Chronobiology*. 1976;4:97-110.
14. Folkard S, Monk TH, Lobban MC. Toward a predictive test of adjustment to shiftwork. *Ergonomics*. 1979;22: 79-91.
15. Torsvall L, Åkerstedt T. A diurnal type scale. *Scandinavian Journal of Work and Environmental Health*. 1980;6:283-90.
16. Moog R. Morning-evening types and shiftwork: A questionnaire study. En: Reinberg A, Vieux N, Andlauer P, eds. *Night and shiftwork: Biological and social aspects*. Oxford, UK: Pergamon; 1981. p. 481-8.
17. Smith C, Reilly C, Midkiff K. Evaluation of three circadian rhythm questionnaires with suggestions for an improved of morningness. *Journal of Applied Psychology*. 1989;74:728-38.
18. Adan A, Almirall H. Horne and östberg morningness-eveningness questionnaire: A reduced scale. *Personality and Individual Differences*. 1991;12 (3):241-53.
19. Brown FM. Psychometric equivalence of an improved Basic Language Morningness (BALM) Scale using industrial population within comparisons. *Ergonomics*. 1993;36(13):191-7.
20. Smith C, Folkard S, Schmieder R, Parra L, Spelten E, Almirall H. The preferences scale: Multinational assessment of a new measure of morningness. 37th Annual Meeting of the Human Factors and Ergonomics Society. Seattle, USA: Human Factors and Ergonomics Society (HFES). Sheraton Seattle Hotel y Towers/Washington State Convention Center, October 11-15, 1993.
21. Smith C, Folkard S, Schmieder R, Parra L, Spelten E, Almirall H, Sen R, Sahu S, Pérez L, Tisak J. Investigation of morning-evening orientations in six countries using the preferences scale. *Personality and Individual Differences*. 2002;32(1):949-68.
22. Magnuson D. *Teoría de los test*. 5ª reimpresión. México: Trillas; 2005.
23. Prieto G, Muñoz J. Un modelo para evaluar la calidad de los test utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*. 2000;77(1):65 – 75.
24. Hair J, Anderson R, Tatham R, Black W. *Análisis Multivariante*. Madrid, España: Prentice Hall; 1999.
25. Peña G. *Estadística inferencial: Una introducción para las ciencias del comportamiento*. Caracas, Venezuela: Ediciones UCAB, Universidad Católica Andrés Bello; 1999.
26. Díaz J, Sánchez-López M. Composite and Preferences Scales of Morningness: Reliability and Factor Invariance in Adult and University Samples. *The Spanish Journal of Psychology*. 2004;7(2):93-100.
27. Kerlinger F, Lee H. *Investigación del comportamiento: Métodos de investigación en ciencias sociales*. México: McGraw Hill Interamericana; 2002.
28. Arnau J. *Psicología Experimental: Un enfoque metodológico*. 1ª reimpresión. México: Trillas; 1979.
29. Seijas F. *Investigación electoral: Encuestas electorales*. 2ª ed. revisada y ampliada. Caracas: Ediciones del Rectorado – UCV; 2003.
30. Papalia D, Olds S. *Psicología*. Madrid, España: McGraw Hill; 1998.
31. Nunnally, Bernstein. *Teoría psicométrica*. 3ª ed. México: McGraw Hill; 1995.
32. Lévy JP, Varela J. *Análisis multivariante para las ciencias sociales*. Madrid: España, Pearson – Prentice Hall; 2003.
33. Sánchez-Cánovas J. *Manual Escala de Bienestar Psicológico*. 2ª ed. Madrid: TEA Ediciones, S.A.; 2007.
34. Millán A, D'Aubeterre ME. Validación de la Escala de Bienestar Psicológico en una muestra multiocupacional venezolana. *Revista CES Psicología*. 2011;4(1):52-71.
35. Banco Central de Venezuela. III Encuesta Nacional de Presupuestos Familiares. Caracas: Gerencia de Estadísticas Económicas; 2007.
36. Contasti M, Graffar – Méndez Castellano. Estructura y Validez. En: Méndez H, Méndez H, eds. *Sociedad y Estratificación. Método Graffar Méndez Castellano*. Caracas: Fundacredesa; 1975. p. 481-8.
37. Laxage G, Noguera G, Méndez H. Investigación sobre la consistencia de las variables utilizadas en el método Graffar modificado. *Archivos Venezolanos de Puericultura y Pediatría*. 1986;49(1):105-55.
38. Mendoza N. Efectos de un programa social sobre el desarrollo social, estilos de vida y calidad de vida, relacionada con la salud en población rural venezolana: Validación transcultural del medida de salud SF-36 en población rural de Venezuela. Tesis Doctoral, Universidad de Alicante. 2007. Disponible en: <http://www.lluisvives.com/servlet/SirveObras/45705174320147210732679/031084.pdf>.
39. López M, Landaeta – Jiménez M. La antropometría en el estudio del crecimiento y desarrollo físico: Experiencia venezolana. *Revista Española de Nutrición Comunitaria*. 2003; 9(3):128-36.
40. Aguilera W. Evaluación del índice Graffar - Méndez - Castellano mediante el uso de técnicas psicométricas en el marco del SENACREDH. *Revista de la Sociedad Médico Quirúrgica del Hospital de Emergencia Pérez de León*. 2009;40(1):99-101.

41. Código de ética profesional del psicólogo venezolano. (1981, 28 de marzo). II Asamblea Nacional Ordinaria de la Federación de Psicólogos de Venezuela, Marzo 29, 1981.
 42. Hurtado J. Metodología de la investigación: Guía para la comprensión holística de la ciencia. 4ª ed. Caracas: Ediciones Quirón; 2010.
 43. Pardo A, Ruiz M. Spss 13: Guía para el análisis de datos. Madrid: McGraw Hill; 2005.
 44. SPSS Inc. PASW® Direct Marketing18. Chicago: SPSS Inc.; 2007.
-

Recibido: 27 de julio de 2011

Aprobado: 18 de abril de 2012