

VALIDEZ CRITERIAL DEL INVENTARIO DE ACTIVIDAD DE JENKINS (JAS) EN UNA MUESTRA DE VARONES CANARIOS

Antonio del Pino Pérez, M^a Teresa Gaos Meizoso y Ruth Dorta González
Universidad de La Laguna

En este trabajo se analiza la validez criterial de una versión española del JAS en que se modifica la presentada por sus autores en el manual. Con esta modificación hemos encontrado una asociación media-alta, .70, entre la valoración global del PCTA hecha por el JAS y la Entrevista Estructurada. La validez con relación al criterio de enfermedad coronaria ha quedado establecida por unos resultados que muestran claramente la distinción entre sanos y enfermos coronarios. Se encuentran resultados muy dispares al analizar la validez criterial con enfermos coronarios afectados de angina y afectados de infarto. Este resultado abre un tema de reflexión importante a la relación PCTA-EC. Otro resultado a destacar es que nuestro factor 2, Presión social y del trabajo, tal como ocurre con la escala J del JAS, no aparece como dimensión de conducta pronocoronaria. Concluimos apoyando su eliminación de cualquier medida global del PCTA que intente medir conductas pronocoronarias.

Criterion-oriented validity in a modified Spanish version of the JAS is analyzed. SI-oriented validity is evidenced by a high-medium association (.70) between SI and JAS global assessment of the TABP. Concurrent validity of the JAS regarding CHD is provided by results indicating higher and statistically significant scores among respondents with evidence of CHD than matched controls. These results are very different when we study criterion-oriented validity with CHD patients separately who suffered myocardial infarction or angina pectoris. Patients with angina clearly had higher scores than matched healthy controls but evidence for the patients with myocardial infarction is weaker. This outcome gave us an important reflect on subject. We conclude by suggesting that our factor 2, i.e. Social and Laboral Pressure be suppressed, in a global scale for the assessment of TABP because its content isn't coronary-prone.

En un artículo reciente (del Pino, Dorta y Gaos, 1993) hemos estudiado algunas propiedades psicométricas del Cuestionario de Actividad de Jenkins.

(JAS, para mantener las iniciales inglesas que han hecho fortuna en la literatura referida al tema). Los datos del trabajo referido y los de los estudios de Boyd y Begley (1987) y Edwards, Baglioni y Cooper (1990) apoyan las críticas al JAS realizadas por Fekken y Holden (1988). Estas críticas se refieren a la escasa consistencia interna de las escalas y al hecho

Correspondencia: Del Pino Pérez, Antonio
Facultad de Psicología
Universidad de La Laguna
38200 Tenerife. Spain

de que no se justifique su estructura factorial, la composición de los factores y la diferente ponderación de las puntuaciones de los ítems dentro de las distintas escalas. Por ello, en el artículo citado, aceptando la propuesta de valoración de las respuestas a los ítems hecha por Boyd y Begley, presentamos una propuesta de estructura factorial del JAS y las propiedades psicométricas correspondientes que creemos mejora la propuesta que Jenkins, Zyzanski y Rosenman (1979) hacen en el manual del JAS.

En este artículo queremos progresar en el conocimiento de las propiedades psicométricas del JAS estudiando su validez criterial.

La validez criterial del JAS se ha planteado con referencia a tres criterios básicos: a) la Entrevista Estructurada, b) tareas y conductas que ponen a prueba y muestran las dimensiones contempladas en el constructo y c) la presencia actual o futura de enfermedad coronaria (EC) en las personas que puntúan alto en el JAS.

El JAS, originalmente, se concibió como una medida objetiva que permitiera maximizar la predicción de clasificación de las personas como Tipos A o B en la Entrevista Estructurada (EE) (Jenkins, Rosenman y Friedman, 1967). Este primer objetivo en la elaboración del JAS está exigiendo que un primer aspecto a examinar en el estudio de la validez criterial del JAS sea su relación con la EE.

La validez del JAS ha sido estudiada y confirmada con más frecuencia con referencia al segundo criterio, de modo que existió una cantidad considerable de investigación disponible que muestra que el JAS es una buena medida de las características propias de los Tipos A (Glass, 1977; Carver y Glass, 1978; Matthews, 1982; Contrada, Wright y Glass, 1985 y Houston, 1986).

La validez del JAS también se ha estudiado con cierta frecuencia y confirmado

sólo parcialmente cuando se ha intentado comprobar con relación a la EC.

En este trabajo nos vamos a centrar en este último criterio de validez y en el de la correspondencia JAS-EE.

Validez criterial referida a la EE

Queremos dejar constancia aquí que es cuestionable considerar validez criterial la asociación entre el JAS y la EE. De hecho existe cierta polémica en este sentido que recoge Edwards (1991). Nuestra posición a este respecto es la de no considerar la EE, tal como mantienen O'Looney (1984) y O'Looney, Harding y Eiser (1985), el criterio de medida del constructo Patrón de Conducta Tipo A (PCTA) y menos en nuestra versión española. Nuestra posición es más matizada y no tendríamos reparo alguno en llamar validez convergente a la validez estudiada en este punto, porque la EE no es una medida del PCTA libre de error de medida.

Cuando la validez criterial se analiza con relación a la EE, ésta viene expresada en porcentajes de acuerdo en la clasificación de las personas dentro de diversas categorías, puesto que la EE, en la práctica totalidad de los trabajos, se ha valorado clasificando a las personas en categorías. Las categorías de clasificación varían entre dos y seis como máximo. Los porcentajes de acuerdo en la clasificación de los sujetos que se publican con posterioridad al manual del JAS son similares a los que se recogen en él. Con relación al número de categorías establecidas, los resultados son bastante obvios. Si se clasifican las personas en dos categorías partiendo de la media, el porcentaje de acuerdo entre ambos instrumentos está alrededor del 75%, si se establecen cuatro categorías, el porcentaje de acuerdo descende hasta un 60% (Matthews, 1982). Si se consideran sólo los grupos

extremos, los porcentajes de acuerdo se elevan considerablemente. Los porcentajes de acuerdo dependen también de la edad y del sexo de las personas que cumplimentan los cuestionarios. Descienden en los más jóvenes y en las mujeres (Bennett y Carrol, 1989). Estos porcentajes de acuerdo en la clasificación a partir del JAS y de la EE no dan un apoyo fuerte a la validez predictiva del JAS con relación a la EE, pues, como dice Matthews, un porcentaje de correspondencia en la clasificación que oscila entre el 60 y el 70% sólo mejora al azar en un 10 ó 20%, porque aproximadamente el 50% de la población puede ser clasificada como perteneciente al Tipo A.

En nuestro caso nos interesa, especialmente, la validez criterial expresada a partir de la correlación entre las valoraciones en la EE y las puntuaciones en las escalas del JAS, porque nuestra valoración de la EE se hace a partir de unidades de medida continuas (del Pino y Gaos, 1992). Las correlaciones de Pearson entre las puntuaciones en la Escala A del JAS y las categorías en la clasificación o en las puntuaciones continuas en la EE oscilan entre .20 y .40 en las muestras de varones adultos (Chesney, Black, Chadwick y Rosenman, 1981; Matthews, Krantz, Dembroski y MacDougall, 1982). Estos valores se repiten con mujeres empleadas (Mayes, Sime y Ganster, 1984) con estudiantes universitarios varones (Matthews y otros, 1982) y con estudiantes universitarias (Musante, MacDougall, Dembroski y Van Horn, 1983). Recientes investigaciones sobre las correlaciones entre las cuatro escalas del JAS y la EE y los componentes de esta han demostrado que el JAS y la EE tienen cierta varianza común. Los trabajos de Matthews y otros (1982), Musante y otros (1983) y Anderson y Meininger (1993) aprecian que esta varianza común está especialmente asociada con el comportamiento apresurado

y con juicios de hostilidad, la competitividad y el nivel de energía. Por otro lado, la EE parece tener una varianza única asociada al estilo verbal (Matthews y otros y Musante y otros) y a las valoraciones clínicas y a la expresión de agresividad (Anderson y Meininger). Fekken y Holden (1988) atribuyen al JAS, sobre la base de los estudios de Matthews y otros y Musante y otros, una varianza única asociada con la presión del tiempo. El artículo de Mayes y otros (1984) apoya una varianza única del JAS ligada a la implicación en el trabajo. En la literatura sobre el tema existe un consenso respecto a que el JAS y la EE no miden componentes idénticos de la conducta pronocoronaria y que, por tanto, no son intercambiables (Edwards, 1991).

Validez criterial referida a la presencia de EC

Predecir que una persona va a ser clasificada como A o B en la EE es sólo un paso intermedio en el estudio de la validez criterial de JAS. El objetivo final al evaluar la Conducta Tipo A (CTA) es predecir la enfermedad coronaria. En las revisiones cuantitativas (Booth-Kewley y Friedman, 1987; Matthews, 1988; Miller, Turner, Tindale, Posavac y Dugoni, 1991) y cualitativas (Haynes y Matthews, 1988) publicadas recientemente, se está de acuerdo en que hasta 1977, año de las dos reuniones de expertos sobre el tema realizadas en Florida, existe un número considerable de estudios que encuentran relación positiva entre el PCTA o alguna de sus dimensiones y la EC considerada, tanto en el proceso ateromatósico que constituye la enfermedad, como en las manifestaciones clínicas de la misma.

Sin duda los resultados recogidos por Jenkins en el manual del JAS corresponden a este primer momento. Con posterioridad a la publicación del manual, los

resultados no son tan positivos, aunque los diseños y desarrollos de los estudios podrían explicar gran parte de los pobres resultados obtenidos en los últimos años (Booth-Kewley y Friedman, 1987; Miller y otros, 1991).

La asociación de la CTA y/o la de alguno de sus componentes y la EC depende, en gran parte, del criterio que se utilice en los estudios como signo de EC. Cuando se consideran de forma conjunta todas las categorías de manifestaciones de la EC, la asociación entre CTA y los distintos componentes de la misma y la EC es clara, salvo en la Escala J en que los sanos suelen puntuar más que los enfermos. Los resultados no son tan claros cuando se consideran por separado el infarto de miocardio o el proceso ateromatósico. En estos casos las Escalas S y J no ofrecen resultados significativos. Los resultados con enfermos que manifiestan la EC sólo como angina de pecho son muy parecidos a los obtenidos en los estudios en que se utilizan todas las categorías de manifestación de la enfermedad (Booth-Kewley y Friedman, 1987; Miller y otros, 1991).

La importancia de los diseños a la hora de encontrar resultados positivos entre las conductas valoradas por el JAS y la EC puede verse en el metaanálisis de Miller y otros (1991). El porcentaje de resultados positivos más bajo se obtiene en los estudios que utilizan pacientes de alto riesgo independientemente del diseño utilizado en el estudio. Los estudios con muestras de personas sanas y, entre ellos, los que presentan un diseño transversal son los que obtienen porcentajes más elevados de resultados positivos. Algunos autores, como Miller y otros, explican estos resultados apelando a la variabilidad de las muestras. Las muestras de sanos, y más si les comparamos con grupos de casos, presentan mucha más variabilidad que las de enfermos solos. Para otros, (Matthews, 1988), estos resultados y los que ella misma

aporta son fruto del valor precipitante que tiene la CTA en los casos de incidencia de la EC y de la ausencia de peso de la CTA en la evolución de la misma enfermedad.

Método y procedimiento

Composición de la muestra y diseño

El estudio de la validez criterial en este trabajo se aborda con un diseño transversal con grupo de casos y grupo de control. El grupo de casos está compuesto por personas afectas de cardiopatía coronaria con manifestaciones clínicas de angina o infarto. El infarto está clasificado como actual, infarto agudo de miocardio, y antiguo, el producido como mínimo seis meses antes de la visita médica. El grupo de control lo forman personas sanas. El número de componentes de cada muestra está balanceado uno a uno en razón de la edad y, una vez cumplida esta condición, los componentes de las distintas muestras se han elegido en función de la pertenencia a una misma categoría profesional. Cuando el balanceo en categoría profesional no se podía efectuar en alguna de las edades se elegía a una persona perteneciente al nivel profesional más próximo. Las categorías profesionales registradas en la base de datos son: Directivos, Jefes intermedios, Trabajadores autónomos, Administrativos, Obreros manuales especializados y Obreros manuales sin especialización.

Diagnóstico

Las distintas muestras de personas sanas son submuestras de otra mayor y única compuesta por 488 varones. Las muestras de personas afectas de cardiopatía coronaria son, a su vez, submuestras de una muestra compuesta por 316 enfermos coronarios varones.

En la muestra de personas sanas se cuenta, en la mayoría de los casos, con la valoración del estado de salud facilitado por el médico de empresa o del médico de cabecera. En el resto de los casos se estima que son personas sanas puesto que ni ellos ni el cuestionario de Rose para la detección de cardiopatía isquémica informan o detectan la presencia de la EC. Este grupo está compuesto por empleados de distintas empresas de Santa Cruz de Tenerife y por personas atendidas en centros de salud de Santa Cruz de Tenerife y La Laguna.

La muestra de enfermos coronarios ha sido diagnosticada en el Hospital Universitario de Canarias. Esta muestra representa, aproximadamente, el 80% de la población de enfermos coronarios vistos en este hospital entre los años 1987-1992. En este grupo la prueba fundamental para el diagnóstico de EC es el cateterismo o estudio arteriográfico. Disponemos del diagnóstico a través de cateterismo para los casos de EC en una cantidad superior al 85%. Cuando no se dispone de diagnóstico por cateterismo, éste se funda en un diagnóstico clínico apoyado en la analítica y en registros electrocardiográficos. La valoración de los resultados de la arteriografía y el diagnóstico clínico se ha realizado, en sesiones clínicas, por profesionales del servicio de cardiología del Hospital Universitario de Canarias.

El criterio de obstrucción significativa en un vaso, y por consiguiente de EC, se establece cuando aparece una reducción del arco de luz de alguna de las arterias superior al 75%, lo que indica una reducción del diámetro de la arteria del 50%.

Instrumentos de medida

La EE utilizada en este estudio es la adaptación española de la misma publicada por del Pino y Gaos (1992). Para este trabajo, sin embargo, la EE ha sido valorada sólo en los ítems que figuran en el estudio de Matthews y otros (1982), que

aparecen factorialmente analizados en el trabajo de del Pino y Gaos (en revisión). La razón de este pequeño cambio ha sido nuestro deseo de validar nuestros resultados con relación al trabajo de Matthews y otros. La composición factorial de la EE utilizada en este trabajo se resuelve, como en el estudio de del Pino y Gaos (1992), en cuatro factores: Presión y Competitividad, Energía (Juicios Clínicos), Irascibilidad y Prisa-Impaciencia. La puntuación total en la escala es la suma de las puntuaciones en los cuatro factores y permite diferenciar claramente a los enfermos coronarios de las personas sanas.

La versión de los ítems del JAS utilizada en este trabajo es la que aparece en la edición experimental de TEA y los factores contemplados son los publicados por nosotros (del Pino, Dorta y Gaos, 1993) extraídos por el procedimiento de componentes principales y rotación varimax sobre una muestra compuesta por 488 varones sanos de edades comprendidas entre 30 y 66 años.

Administración y corrección de pruebas

La administración de pruebas a los enfermos de corazón tuvo lugar en una sala destinada a tal fin en el Hospital Universitario de Canarias y en los días inmediatamente posteriores a la hospitalización. Antes de la administración de pruebas, el cardiólogo correspondiente había informado a los pacientes de la investigación que se estaba realizando y había solicitado a los pacientes su conformidad para participar en la misma. Para cumplimentar las pruebas se consideraba necesario que la condición física de los pacientes fuera lo suficientemente buena como para contestar la batería de pruebas sin cansarse. Para los sanos, las pruebas se pasaron en el mismo centro de trabajo, en el centro de atención primaria o en el propio hogar. En todos los casos

sólo se hallaban presentes el entrevistador y el entrevistado. Dependiendo del nivel cultural de los entrevistados, estos cumplimentaban los tests solos, pero en presencia del entrevistador, o se les leían las preguntas y las alternativas de respuesta que posteriormente ellos elegían.

La corrección del JAS se realizó mediante un programa de ordenador que reproduce las transformaciones propuestas por nosotros (del Pino, Dorta y Gaos, 1993) en conformidad con las sugeridas por Boyd y Begley (1987). Se aceptó en los ítems 42 a 46 la alternativa de comportarse o considerarse igual que los demás que no aparece como alternativa en el JAS original ni en la versión de TEA utilizada por nosotros. En las aplicaciones del JAS en Europa, y éste es nuestro caso, se encuentran muchas personas que rehúsan aceptar otra alternativa que no sea la de considerarse o comportarse como los demás.

En el caso de la EE se grababan las preguntas y respuestas en un magnetófono para su posterior valoración. Los entrevi-

tadores fueron siempre mujeres, alumnas del prácticum de la especialidad del último curso de Psicología de la Universidad de La Laguna. Las valoraciones de la EE se hicieron en grupos de tres personas. La valoración se hacía por el acuerdo de dos personas como mínimo. En caso de no darse este mínimo acuerdo se volvía a oír la respuesta que había dado el entrevistado y se llegaba a un consenso posterior en la valoración de la respuesta. En el grupo de personas que valoraban la EE estuvo siempre presente el primer autor de este trabajo. La valoración del contenido de los ítems y del estilo verbal de los entrevistados se hizo a partir de una sola audición de la grabación de la entrevista.

Resultados

Validez del JAS con la entrevista estructurada como criterio

En una primera aproximación al grado de correspondencia entre los factores del

Tabla 1
Correlaciones entre los factores del J.A.S. y de la entrevista estructurada

| | F1EE | F2EE | F3EE | F4EE | TEE |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|
| F1JE | .543** | .357** | .502** | .512** | .683** |
| F2JE | .390** | .035 | .046 | .035 | .231** |
| F3JE | .452** | .217** | .198** | .273** | .427** |
| E.T. | .658** | .319** | .413** | .439** | .679** |

Significación: ** $p=.001$ para pruebas de una cola.

Entre esta Estructurada

F1EE= Competitividad-Presión Laboral y Temporal.

F2EE= Energía. F3EE= Irascibilidad. F4EE= Impaciencia.

TEE= Total Entrevista Estructurada.

JAS

F1JE=Rapidez-Energía-Impulsividad. F2JE=Presión social y del trabajo.
F3JE=Perseverancia-Competitividad.

E.T.=Escala Total.

JAS y de la EE se realizaron análisis de correlación de Pearson sobre las respuestas de 492 varones, de los que 246 eran sanos y otros tantos enfermos coronarios. Los resultados de estos análisis univariados se presentan en la TABLA 1.

Una observación de la TABLA 1 permite ver que existen dos factores, el 1 del JAS y el 1 de la EE, que presentan coeficientes de correlación moderados con todos los demás factores mientras que el factor 2 del JAS y el 2 de la EE presentan correlaciones bajas o muy bajas con todos los demás factores, si exceptuamos los factores 1 del JAS y el 1 de la EE. A continuación analizamos las ecuaciones de regresión que mejor predicen las puntuaciones en cada uno de los factores de la EE. Utilizamos en este análisis el método paso a paso. Entre los resultados de este análisis llama la atención que en las ecuaciones de regresión sobre los factores 2, 3 y 4 de la EE, el factor 1 del JAS entra en la ecuación como variable única. En estas ecuaciones, el factor 1 del JAS explica el 12.44, 24.91 y 25.99%, respectivamente, de la variabilidad del criterio. En la ecuación de regresión sobre el factor 1 de la EE entran a formar parte de la misma los tres factores del JAS. La R^2 inicial es de .29, al entrar en la ecuación el factor 2 la R^2 es de .39 y cuando entra el factor 3 de .43. La inclusión del factor 2 en la ecuación incrementa un 10% el porcentaje inicial de varianza explicada, mientras que la entrada en la ecuación del factor 3 sólo la aumenta en un 4%.

También analizamos la correspondencia de los dos instrumentos de medida de la CTA mediante la correlación canónica del paquete BMDP que permite una consideración más global de la correspondencia entre ambos instrumentos. La prueba de Bartlett indica que, al nivel de confianza del .01, son necesarias dos variables canónicas para expresar la

dependencia entre los dos conjuntos de variables. La primera fue de .72 y explica el 52% de la varianza. La segunda fue de .40 y explica el 16% de la varianza. Incluidas las tres correlaciones canónicas resulta un $\text{Chi}^2(12)=235.34$, $p<.001$. Después de la primera correlación canónica el $\text{Chi}^2(6)=46.18$, $p=.001$. Las variables más relevantes en la primera variable canónica, atendiendo a los pesos de las mismas, son por parte del JAS el factor 1 (.95) y el factor 3 (.62) y por parte de la EE el factor 1 (.88) y los factores 4 (.69) y 3 (.65). El significado psicológico de la segunda correlación canónica es difícil de encontrar, lo más significativo de ella es que el mayor peso en la misma lo tiene el factor 2 del JAS (.66).

Validez del JAS con el estado de salud como criterio

El estado de salud o enfermedad coronaria es el criterio último que se pretende predecir cuando se analiza la validez criterial del JAS. Los resultados dispares obtenidos en función de la muestra de enfermos coronarios estudiados nos lleva a analizar la validez para tres grupos de enfermos coronarios por separado.

VALIDEZ CRITERIAL REFERIDA A TODO TIPO DE ENFERMEDAD CORONARIA

Se utiliza en este análisis un MANOVA en que se toman de forma conjunta los tres factores del JAS considerados como variables dependientes y como variables independientes tres factores (salud, edad y condición laboral) divididos en dos categorías cada uno de ellos (enfermos-sanos, jóvenes-mayores y trabajadores con responsabilidad propia-trabajadores dependientes), por lo que resulta un diseño de tres vías de $2 \times 2 \times 2$. Contábamos con una muestra compuesta por 246 varones

Tabla 2
Estadísticos descriptivos de los grupos de análisis de varianza

| G | n | ESCALAS | | | | | | | |
|--------------------------------|-----|---------|------|-------|------|-------|------|----------|-------|
| | | F 1 | | F 2 | | F 3 | | E. TOTAL | |
| | | X | D.T. | X | D.T. | X | D.T. | X | D.T. |
| DIAGNOSTICO | | | | | | | | | |
| 1 | 196 | 21.81 | 7.90 | 10.92 | 4.65 | 19.75 | 3.53 | 52.14 | 12.10 |
| 2 | 205 | 18.91 | 6.62 | 11.35 | 4.54 | 18.44 | 3.49 | 48.75 | 10.78 |
| PROFESION | | | | | | | | | |
| 1 | 130 | 21.58 | 7.35 | 13.85 | 4.45 | 19.60 | 3.28 | 54.72 | 10.77 |
| 2 | 271 | 19.80 | 7.37 | 9.80 | 4.00 | 18.86 | 3.67 | 48.44 | 11.36 |
| EDAD | | | | | | | | | |
| 1 | 199 | 21.03 | 7.47 | 12.44 | 4.56 | 19.22 | 3.60 | 52.27 | 11.59 |
| 2 | 202 | 19.74 | 7.42 | 9.82 | 4.24 | 18.97 | 3.65 | 48.71 | 11.52 |
| DIAGNOSTICO X PROFESION X EDAD | | | | | | | | | |
| 1 | 34 | 23.29 | 8.48 | 15.32 | 4.53 | 20.24 | 3.61 | 58.79 | 12.10 |
| 2 | 31 | 22.26 | 8.00 | 12.48 | 4.35 | 20.12 | 3.16 | 54.81 | 12.03 |
| 3 | 64 | 21.32 | 8.02 | 10.24 | 3.88 | 19.96 | 3.23 | 51.05 | 11.85 |
| 4 | 67 | 20.85 | 7.95 | 8.53 | 3.56 | 19.26 | 4.02 | 49.18 | 11.60 |
| 5 | 31 | 20.22 | 5.88 | 14.88 | 5.62 | 19.36 | 2.69 | 54.06 | 8.60 |
| 6 | 34 | 19.82 | 7.02 | 12.55 | 4.04 | 18.67 | 3.54 | 51.15 | 10.01 |
| 7 | 70 | 19.45 | 6.48 | 11.82 | 3.84 | 17.92 | 3.94 | 49.41 | 11.09 |
| 8 | 70 | 17.46 | 6.90 | 8.51 | 3.72 | 18.28 | 3.38 | 44.37 | 10.40 |

DIAGNOSTICO: 1) Enfermos Coronarios (EC). 2) Sanos (S).

PROFESION: 1) Responsabilidad laboral (RL). 2) Trabajo dependiente (TD).

EDAD: 1) 31 a 51 años (J). 2) 53 a 66 años (M).

DIAGNOSTICO X PROFESION X EDAD: 1) EC, J y RL. / 2) EC, M y RL. / 3) EC, J y TD. / 4) EC, M y TD. / 5) S, J y RL. / 6) S, M y RL. / 7) S, J y TD. / 8) S, M y TD.

G = Grupo. n = número de personas en los análisis realizados.

sanos y otros tantos enfermos coronarios equiparados en edad que habían sido diagnosticados como afectados de angina (95), infarto antiguo (59), infarto actual (37), angina más infarto actual (9), angina más infarto antiguo (11) y otros (35). La media de edad de ambos grupos es de 53.55 y la desviación típica de 6.89.

Los estadísticos descriptivos de los grupos que se forman en nuestros análisis

aparecen en la TABLA 2. Para que coincidieran los Ns de los grupos en razón del diagnóstico y de la edad, se eliminaron tanto los enfermos como los sanos de 52 años, por lo que los análisis se hacen sobre 464 personas de las que 232 son sanas y otras tantas enfermos coronarios.

Los resultados del MANOVA no ofrecen ninguna interacción estadísticamente significativa. Sí se aprecian efectos principa-

les significativos en cada uno de los factores a partir del test de Hotelling. Los estadísticos de los efectos univariados sobre cada una de las variables dependientes con probabilidad inferior a .05 son: para el diagnóstico, factor 1, $F(1,393)=11.64$ ($p=.001$) y factor 3 ($1,393$)= 11.46 ($p=.001$); para la profesión, factor 1, $F(1,393)=4.25$ ($p=.04$), factor 2, $F(1,393)=80.85$ ($p<.001$) y factor 3, $F(1,393)=3.78$ ($p=.05$); para la edad, factor 2, $F(1,393)=29.72$ ($p<.001$).

La Escala Total del JAS se analizó por separado mediante un ANOVA también de $2 \times 2 \times 2$ ya que sus puntuaciones son linealmente dependientes de las puntuaciones en los factores del JAS. Resultaron significativos sólo los efectos principales, $F(1,393)=10.25$ ($p=.001$) para el diagnóstico, $F(1,393)=27.42$ ($p<.001$) para la profesión y $F(1,393)=9.99$ ($p=.002$) para la edad.

Como podemos ver en la TABLA 2, en todos los casos en que se dan diferencias significativas en la Escala Total éstas van en la dirección hipotetizada como más probable. Puntúan más los enfermos coronarios, las personas que afrontan más responsabilidad en el trabajo y las personas más jóvenes. Los resultados en los factores del JAS nos permiten matizar las diferencias entre grupos. Los factores 1 (Rapidez-Energía-Impulsividad) y 3 (Perseverancia-Competitividad) son propios de los enfermos coronarios y de las personas que desarrollan un trabajo que comporta cierta responsabilidad. El factor 2 (Presión del Tiempo y del Trabajo) define a las personas jóvenes que tienen responsabilidad laboral (directivos, jefes intermedios y trabajadores autónomos).

VALIDEZ CRITERIAL REFERIDA A LA ENFERMEDAD CORONARIA MANIFESTADA COMO ANGINA O INFARTO

Abordamos en este apartado el estudio de la validez diferencial del JAS

mediante análisis discriminante. Los datos recogidos en la revisión inicial del tema apoyan una mejor diferenciación entre sanos y enfermos coronarios cuando éstos han padecido angina que cuando han padecido infarto.

Las muestras contempladas en los análisis discriminantes están formadas por 111 enfermos afectos de angina cuya media de edad es de 53.55 años y la desviación típica de 6.89. El grupo compuesto por enfermos que han sufrido un infarto lo forman 116 personas y los valores de la media y de la desviación típica son 51.64 y 8.13, respectivamente. Lógicamente las medias y desviaciones típicas de los grupos de control son las mismas, porque los sanos que los integran están equiparados en edad uno a uno con los enfermos.

Las variables predictoras que se introducen en los análisis discriminantes paso a paso son los tres factores del JAS y la profesión.

El análisis realizado en el grupo formado por sanos y enfermos coronarios que han padecido angina ofrece diferencias significativas en los análisis univariados en el factor 1, $F=18.57$ ($p<.001$), y en el factor 3, $F=10.39$ ($p=.001$) y resulta una función discriminante significativa al .001 compuesta por las variables factor 1, factor 3 y profesión. Esta función clasifica correctamente al 63.11% de los sujetos.

El análisis realizado en el grupo formado por sanos y enfermos que han padecido infarto no ofrece ninguna función discriminante significativa. Los análisis univariados sólo presentan una diferencia marginalmente significativa entre grupos a partir del factor 3, $F=2.88$ ($p=.09$).

Discusión

La discusión de los resultados que vamos a abordar necesita, creemos, unas precisiones previas que centren nuestros comentarios y conclusiones.

En los últimos años se manifiesta una tendencia clara a abandonar la consideración global del PCTA debido a que de esta forma se obtienen resultados menos claros que cuando se atiende a sus componentes (Rosenman, Swan y Carmelli, 1988). Nosotros participamos en parte de esta tendencia y abogamos por usar los instrumentos de medida del PCTA contemplando de forma aislada sus componentes, pero sin renunciar a presentar un índice de valoración global del mismo.

Otra precisión previa es la referida a la concepción del PCTA y a las propuestas de superarlo por parte de algunos autores como ya hemos expuesto en otro lugar (del Pino, en prensa). Dentro de estas posiciones nos identificamos con la de quienes pretenden superar el constructo PCTA y en sus investigaciones apelan a un conjunto abierto de conductas que denominan conductas pronocoronarias (Dembroski, Weis, Shields, Haynes y Feinleib, 1978; Siegman y Dembroski, 1989). Esta postura creemos que no es opuesta a la posición de Friedman que, a nuestro juicio, siempre ha entendido el PCTA como un conjunto abierto compuesto por conductas pronocoronarias. Cuestión diferente es que desde el primer momento Friedman y su equipo fueran capaces de detectar y proponer las conductas que mejor predecían o correlacionaban con la EC. De hecho, Friedman (1989) considera un error la construcción del JAS, aunque participe en ella (Jenkins y otros, 1967), porque el JAS no recoge en su contenido la hostilidad, una dimensión claramente pronocoronaria.

Hechas estas precisiones pasamos a comentar los resultados. Las correlaciones entre las aproximaciones globales al PCTA apresado por cada instrumento, tanto cuando se realiza mediante la correlación canónica como cuando se hace mediante la correlación de Pearson considerando como Escala Total la suma

de las puntuaciones en todos los factores, ponen de manifiesto una correspondencia media-alta entre los mismos. Este resultado permite afirmar que ambos instrumentos miden un mismo constructo sobre la base de los factores 1, 3 y 4 de la EE. Pero lo hacen con matices diferenciados, como queda patente en los análisis realizados a partir de los distintos factores. Los análisis de regresión múltiple dejan claro que el factor 1 del JAS es el que mayor varianza explica en todos los casos. Este resultado unido a las bajas correlaciones que presentan los demás factores entre sí nos indica, primero, que el factor 1 del JAS no es unidimensional como ya pusimos de manifiesto (del Pino, Dorta, y Gaos, 1993) y, segundo, que los contenidos de la EE no están bien representados en el JAS. Este es el caso, por ejemplo, del factor 2 de la EE que mide un comportamiento enérgico y hostil durante la entrevista y del que el factor 1 sólo explica el 12.44% de la varianza. El factor 2 del JAS, por otro lado, es el que ha presentado las correlaciones más bajas con cualquiera de los factores de la EE y es el más representativo en la segunda variable canónica. Este dato, bastante frecuente en la literatura (Mayes y otros, 1984; Byrne, Rosenman, Schiller y Chesney, 1985), nos indica que el contenido del factor 2 es el que menos relación tiene con los factores de la EE, aunque explique un 10% de la varianza del factor 1 de la EE. También es el menos específico de ese instrumento de valoración del PCTA. Anderson y Meinger (1993) se refieren a este resultado como varianza única del JAS. Efectivamente, los valores bajos de las correlaciones indican que este factor recoge un contenido especialmente representado en el JAS, pero que, como hemos visto en los distintos análisis, no hemos visto en los distintos análisis, no apresados componentes centrales de un patrón de conductas pronocoronarias.

El análisis de la validez del JAS con relación a los grupos criterio de sanos y enfermos ofrece cuatro resultados que merecen una consideración: la clara diferenciación entre sanos y todo tipo de enfermos coronarios, la no discriminación entre ninguno de los grupos de enfermos y sanos a partir del factor 2 del JAS, la validez diferencial del JAS en función de las muestras de enfermos coronarios que se utilicen en los estudios y la importancia del factor profesión a la hora de explicar las puntuaciones en el JAS.

La clara diferenciación entre sanos y enfermos coronarios de todo tipo es un resultado que avala la validez criterial de la Escala Total del JAS y de los factores 1 y 3. La no diferenciación entre sanos y enfermos coronarios de distinto tipo a partir del factor 2 del JAS propuesto por nosotros es el mismo resultado que se da con la escala J del JAS. Este es el resultado que también aparece en los metaanálisis existentes (Booth-Kewley y Friedman, 1987). La escala J, como nuestro factor 2, mide una dedicación al trabajo propia de las personas más jóvenes que todavía están en condiciones de progresar socialmente por su entrega al trabajo, pero no una conducta que derive en EC o que permita diferenciar entre sanos y enfermos. La escala J y nuestro factor 2 deben, pues, ser excluidos de los componentes de una escala global que pretenda medir conductas pronocoronarias. Puede considerarse sólo como una condición o situación que favorece la manifestación de la CTA.

Los resultados obtenidos con los enfermos afectos de angina en los factores 1, Rapidez-Energía-Impulsividad, y 3, Perseverancia-Competitividad, muestran diferencias significativas entre grupos que se corresponden exactamente con la hipótesis más probable: los enfermos coronarios puntúan más alto en ellos que las personas sanas. En el caso de los

enfermos afectos de infarto sólo aparece una diferencia marginal entre grupos en el factor 3. Este resultado parece importante porque nos está diciendo que el JAS discrimina entre sanos y enfermos coronarios cuando la enfermedad se manifiesta como angina y no cuando se manifiesta como infarto. Lo específico no parece ser la enfermedad coronaria, sino su forma de manifestarse.

La primera hipótesis que barajamos para explicar estos resultados fue que, al estar compuesto el grupo de enfermos afectos de infarto por enfermos con infarto antiguo e infarto actual, los componentes del grupo que habían padecido este episodio hacía seis meses o más, infarto antiguo, hubieran modificado su estilo de vida y presentaran menos puntuación en los factores del JAS que los que habían sufrido un infarto recientemente. Esto no se cumple. Las personas que presentan infarto antiguo muestran puntuaciones ligeramente más altas en los factores del JAS que los enfermos que muestran un infarto actual, aunque la diferencia entre ellos no sea estadísticamente significativa.

La segunda hipótesis que elaboramos fue que las personas que padecen de angina sean personas más ansiosas que las que padecen de infarto. De la comparación en ansiedad mediante el Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo de Spielberger, Gorsuch y Lushene en la adaptación española de TEA (1988), resulta una mayor puntuación en ambos tipos de ansiedad en las personas que han padecido angina (medias del grupo con angina en ansiedad estado y rasgo 19.38 y 23.42; media del grupo con infarto 17.46 y 21.56). Esta diferencia no es, sin embargo, estadísticamente significativa, pero apunta en esa dirección. Como sabemos, por otro lado, que el JAS no correlaciona con la ansiedad (Matthews, 1982; Edwards y Baglioni, 1991), la explicación a nuestros resultados podría

estar ligada al modelo de relación personalidad-enfermedad que Suls y Rittenhouse (1990) llaman 'Precipitante de conductas peligrosas'. Este modelo estima que la relación CTA-EC se establece sobre la base de que los tipos A desarrollan más conductas peligrosas para su salud. Entre estas conductas se encuentran el negar los primeros signos de ataques al corazón incrementando, de esta forma, su probabilidad de muerte ante estos ataques. De acuerdo con este modelo, las personas afectas de angina muestran con más claridad conductas pronocoronarias porque su mayor grado de ansiedad les lleva a una mayor preocupación por su salud y, en consecuencia, a sobrevivir más. Los enfermos que han experimentado un infarto muestran menos conductas pronocoronarias, porque los miembros de este grupo más significativos por su conducta pronocoronaria habrían fallecido en mayor número por haberse preocupado menos de cuidar de su salud. Creemos que esta es una explicación posible, pero también pensamos que el tema puede ser más complejo y que queda una cuestión importante abierta a la investigación en este resultado que se ha producido en nuestro trabajo.

La notoria importancia del factor, nivel profesional, para explicar la presencia de los componentes del PCTA es coherente con la concepción del PCTA como un complejo acción-emoción que se muestra ante situaciones que suponen

retos y desafíos. Parece claro que las situaciones por las que pasan los trabajadores autónomos y los directivos con personal a su cargo generan más situaciones de este tipo que las que se producen en el caso de los trabajadores dependientes.

Concluimos diciendo que el JAS sólo contiene dos dimensiones que permiten diferenciar entre sanos y enfermos coronarios, sobre todo si éstos han padecido angina. Por tanto, y en consonancia con la posición teórica adoptada por nosotros al comienzo de esta discusión, proponemos como Escala Total de CTA o medida global de conductas pronocoronarias a partir del JAS a la formada por los dos factores que apresan diferencias entre grupos, Rapidez-Energía-Impulsividad y Perseverancia-Competitividad. Creemos que nuestro factor 2 o la Escala J del JAS no encuentran apoyo en la literatura para que se sigan considerando componentes de un patrón de conductas pronocoronarias. Sólo tendrían sentido como escalas que revelan situaciones elicitoras del PCTA.

Creemos que esta propuesta nuestra está más justificada que la que se hace en el manual del JAS, en el que, después de hacer una propuesta de la composición factorial de los ítems incluidos en el Inventario, se presenta como medida de la CTA una escala de extracción clínica sin ninguna relación con los análisis factoriales, procedimiento que llama la atención de todos los críticos (Fekken y Holden, 1988; Edwards, 1991).

Referencias

- Anderson, J.R. y Meininger, J.C. (1993): Component analysis of the Structured Interview for assessment of Type A Behavior in employed women. *Journal of Behavioral Medicine*, 16, 371-385.
- Bennett, P. y Carroll, D. (1989): The assessment of type A behaviour: A critique. *Psychology and Health*, 3, 183-194.
- Booth-Kewley, S. y Friedman, H.S. (1987): Psychological predictors of heart disease: A

- quantitative review. *Psychological Bulletin*, 101, 343-362.
- Boyd, D.P. y Begley, T. (1987): Assessing the Type A behavior pattern with the Jenkins Activity Survey. *British Journal of Medical Psychology*, 60, 155-161.
- Byrne, D.G., Rosenman, R.H., Schiller, E. y Chesney, M.A. (1985): Consistency and variation among instruments purporting to measure the Type A Behavior Pattern. *Psychosomatic Medicine*, 47, 242-261.
- Carver, C.S. y Glass, D.C. (1978): Coronary-prone behavior pattern and interpersonal aggression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36, 361-366.
- Chesney, M.A., Black, G. W., Chadwick, J.H. y Rosenman, R.H. (1981): Psychological correlates of the Type A Behavior Pattern. *Journal of Behavioral Medicine*, 4, 217-229.
- Contrada, R.J., Wright, R.A. y Glass, D.C. (1985): Psychophysiologic correlates of Type A behavior: Comments on Houston (1983) and Holmes (1983). *Journal of Research in Personality*, 19, 12-30.
- Dembroski, J.M., Weiss, S.M., Shields, J.L., Haynes, S. y Feinleib, M. (Eds) (1978): *Coronary-prone Behavior*. Springer-Verlag, New York.
- Edwards, J.R. (1991): The measurement of Type A Behavior Pattern: An assessment of criterion-oriented validity, content validity and construct validity. En C.L. Cooper y R. Payne (Eds.): *Personality and Stress: Individual differences in the stress process*, John Wiley y Sons, New York, pp. 151-180.
- Edwards, J.R. y Baglioni, A.J. (1991): The relationship between Type A Behavior Pattern and mental and physical symptoms: A comparison of global and component measures. *Journal of Applied Psychology*, 76, 276-290.
- Edwards, J.R., Baglioni, A.J. y Cooper, C.L. (1990): Examining the relationships among self-reports measures of Type A Behavior Pattern: The effects of dimensionality, measurement error and differences in underlying constructs. *Journal of Applied Psychology*, 75, 440-454.
- Fekken, G.C. y Holden, R.R. (1988): Jenkins Activity Survey. En D.J. Keyser y R.C. Sweetland (Eds). *Test Critiques* (vol 7). The psychological corporation, San Antonio, TX, pp. 264-276.
- Friedman, M. (1989): Diagnosis and treatment of Type A Behavior as a medical disorder. *Primary Cardiology*, 15, 68-77.
- Glass, D.C. (1977): *Behavior Patterns, Stress, and Coronary Disease*. Lawrence Erlbaum, Hillsdale, NJ.
- Haynes, S.G y Matthews, K.A. (1988): The association of type A behavior with cardiovascular disease. Update and critical review. En B.K. Houston y C.R. Snyder (Eds): *Type A Behavior Pattern. Research, Theory and Intervention*. John Wiley and Sons.
- Houston, B.K. (1986). Psychological variables and cardiovascular and neuroendocrine reactivity. En K.A. Matthews, S.M. Weiss, T. Detre, T.M. Dembroski, B. Falkner, S.B. Manuck y R.B. Williams (Eds.). *Handbook of Stress, Reactivity and Cardiovascular disease*. Willey, New York, pp. 207-229.
- Jenkins, C.D., Rosenman, R.H. y Friedman, M. (1967): Development of an objective psychological test for the determination of the coronary-prone patterns in employed men. *Journal of Chronic Disease*, 20, 371-379.
- Jenkins, C.D., Zyzanski, S.J. y Rosenman, R.H. (1979): *Jenkins Activity Survey Manual*. Psychological Corporation, New York.
- Matthews, K.A. (1982): Psychological perspectives on the Type A Behavior Pattern. *Psychological Bulletin*, 91, 293-323.
- Matthews, K.A. (1988): Coronary heart disease and Type A Behaviors: Update on and alternative to the Booth-Kewley and Friedman (1987) quantitative review. *Psychological Bulletin*, 104, 373-380.
- Matthews, K.A., Krantz, D.S., Dembroski, T.M. y MacDougall, J. M. (1982): Unique and common variance in Structured Interview and J.A.S. measures of the Type A Behavior Pattern. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 303-313.
- Mayes, B.T., Sime, W.E. y Ganster, D.C. (1984): Convergent validity of Type A behavioral pattern scales and their ability to predict physiological responsiveness in a sample of female public employers. *Journal of Behavioral Medicine*, 7, 83-108.
- Miller, T.Q., Turner, C.W., Tindale, R.S., Posavac, E.J. y Dugoni, B.L. (1991): Reasons for the trend toward null findings in research

- on Type A Behavior. *Psychological Bulletin*, 110, 469-485.
- Musante, L., MacDougall, J.M., Dembroski, T.M. y Van Horn, A.E. (1983): Component analysis of the Type A coronary-prone behavior pattern in male and female college students. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45, 1104-1117.
- O'Looney, B.A. (1984): The assessment of Type A Behavior and the prediction of coronary heart disease: A review. *Current Psychological Research and Reviews*, Winter, 63-84.
- O'Looney, B.A., Harding, C.M. y Eiser, J.R. (1985): A psychometric investigation of two measures of Type A behavior in a British sample. *Journal of Chronic Diseases*, 38, 841-848.
- Del Pino, A. (En prensa). Validez del constructo Conducta Tipo A.
- Del Pino, A. y Gaos, M.T. (1992): La validez de la Entrevista Estructurada para la evaluación del Patrón de Conducta Tipo A. *Boletín de Psicología*, 35, 25-48.
- Del Pino, A. y Gaos, M.T. (En revisión): Type A Behavior Pattern and its components in a spanish version of Structured Interview: Further relationships to coronary heart disease.
- Del Pino, A.; Dorta, R. y Gaos, M.T. (1993): El inventario de actividad de Jenkins (JAS). I. Análisis descriptivo y factorial. *Boletín de Psicología*, vol. 41, 57-90.
- Rosenman, R.H., Swan, G.E. y Carmelli, D. (1988): Definition, assessment and evolution of the Type A Behavior Pattern. En B. K. Houston y C. R. Snyder (Eds.): *Type A Behavior Pattern: Currents trends and future directions*. Wiley, New York, pp. 8-31.
- Siegmán, A.W. y Dembroski, T.M. (Eds.) (1989): *In search of coronary-prone behavior: Beyond Type A*. Erlbaum, Hillsdale, N.Y.
- Spielberger, C.D.; Gorsuch, R.L. y Lushene, R. E. (1988): *Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo*. Manual. Adaptación española. TEA, Madrid.
- Suls, J. y Rittehouse, J.D. (1990): Models of linkages between personality and disease. En H.S. Friedman: *Personality and Disease*. Wiley, New York (pp. 38-64).