

## Evaluación psicométrica de los sistemas de activación e inhibición del comportamiento en adultos mexicanos

Lorena Barranco Jiménez, Brenda Rodarte Acosta, Yolanda Medina Cuevas, y Pedro Solís-Cámara Reséndiz\*

Universidad de Guadalajara (México)

**Resumen:** Gray (1987a) propuso valorar en humanos el sistema de inhibición de comportamiento (BIS, por sus siglas en inglés) y el sistema de activación de comportamiento (BAS). El objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de las Escalas BIS/BAS (EBIS/EBAS) y del Cuestionario de Sensibilidad al Castigo y Sensibilidad a la Recompensa (CSCSR), desarrollados directamente de la teoría de la susceptibilidad al reforzamiento (Pickering, Corr, y Gray, 1999), y que no han sido aplicados a muestras latinoamericanas. Participaron 645 adultos (399 mujeres y 246 varones). El análisis factorial de las EBIS/EBAS no apoyó la estructura de cuatro factores, sino de dos factores. En contraste, el análisis factorial del CSCSR confirmó la estructura de dos factores. Comparadas con el CSCSR, las EBIS/EBAS mostraron menos consistencia interna y coeficientes de fiabilidad menores. Los resultados de validez convergente y concurrente de las dos medidas indicaron hallazgos mixtos. Sobre todo, los resultados apoyan más las propiedades psicométricas del CSCSR, que las de las EBIS/EBAS en esta muestra mexicana.

**Palabras clave:** Inhibición; activación; comportamiento; adultos; análisis factorial; psicometría.

**Title:** Psychometric evaluation of the behavioral activation and behavioral inhibition systems in Mexican adults.

**Abstract:** Gray (1987a) proposed that the behavioral inhibition (BIS) and behavioral activation systems (BAS) be assessed in humans. The objective of the present study was to test the psychometric properties of the BIS/BAS scales and the SPSRQ, which are self-report measures developed from the reinforcement sensitivity theory (Pickering, Corr, y Gray, 1999), and which have not been tested in Latin-American samples. Factor analyses of the BIS/BAS items did not supported the 4-factor structure, but a 2-factor one. On the contrary, factor analyses of the SPSRQ items supported the 2-factor structure. The BIS/BAS scales had less internal consistency, and lower reliability coefficients, compared to the SPSRQ. The results from convergent and concurrent validities showed mixed findings for both measures. Overall, the results support the psychometric properties of the SPSRQ more than those of the BIS/BAS scales in this Mexican sample.

**Key words:** Inhibition; activation; behavioural; adults; factor analyses; psychometrics.

### Introducción

En las décadas de los años 70 y 80 del siglo pasado, la investigación en múltiples laboratorios de animales se concentró en los fundamentos biológicos (neurales, hormonales, y genéticos) de la reactividad a ciertos estímulos (Gray, Owen, Davis, y Tsaltas, 1983). Esos estudios llevaron a Gray y colegas a fundamentar la existencia de varios paradigmas de comportamiento animal y a extrapolarlos a los humanos (Wilson, Barrett, y Gray, 1989). El primer sistema fue descrito como un sistema de activación o acercamiento de comportamiento (BAS), que refiere comportamientos de susceptibilidad a la recompensa. Este abarca dos aspectos: 1. El acercamiento o responsividad a las señales de recompensa, y 2. La evitación activa, o comportamiento que reduce la probabilidad de recibir castigo que podría ocurrir. El segundo sistema fue descrito como uno de inhibición (BIS), que se refiere a la inhibición de comportamientos en curso ante la presencia de castigo o la ausencia de la recompensa esperada. Este abarca dos aspectos: 1. La evitación pasiva, o la inactividad o aceptación implícita para reducir el castigo, y 2. La extinción, o no llevar a cabo los comportamientos que no sean recompensados.

En los años 80's, Gray (1987a, b) se propuso valorar en humanos estos mecanismos neurológicos, dada su posible relevancia para el estudio de las diferencias individuales en

dos estados emocionales. El modelo propuesto identificó a la susceptibilidad al castigo, o BIS, con el estado de ansiedad, y al BAS, o susceptibilidad a la recompensa, con las diferencias individuales en impulsividad. Al establecer los aspectos conductuales de la teoría, se trabajó con dos pasos. De acuerdo con Gray *et al.* (1983), el primero fue bastante sencillo y fue el de establecer que los individuos ansiosos son aquellos particularmente sensitivos a la amenaza que representan los estímulos secundarios punitivos o frustrantes. Sin embargo, el segundo paso resultó mucho más complejo; tratar de situar las dimensiones teóricas propias de la ansiedad en el espacio factorial de la personalidad.

Se eligió el espacio bidimensional de la teoría de personalidad de Eysenck, referente a la intraversión-extraversión (I-E) y al neuroticismo (N). En su extrapolación del sistema de inhibición a la personalidad, Gray (1987a, b) indicó que los bajos niveles de ansiedad están relacionados con un BIS débil, y mucha ansiedad con un BIS fuerte. Y, extrapolando al modelo de Eysenck, la dimensión de ansiedad está anclada en un extremo por los introvertidos neuróticos (fuerte BIS), y en el otro por los extravertidos estables (BIS débil). En cuanto al sistema de acercamiento (Gray, 1994), se propuso que la dimensión de impulsividad se relacionaba con la fortaleza absoluta del BAS. Extrapolando al modelo de Eysenck, la dimensión de impulsividad está anclada en un extremo por los extravertidos neuróticos (fuerte BAS, o alta impulsividad), y en el otro por los introvertidos estables (BAS débil, o baja impulsividad).

El siguiente paso consistió en la aplicación del modelo de Gray en la investigación humana; sin embargo, la valoración del BIS y del BAS ha sido señalada como uno de los principales problemas del modelo (Caseras, Avila, y Torru-

\* Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Pedro Solís-Cámara R. Universidad de Guadalajara; Centro Universitario de la Ciénega; Laboratorio de Psicología: Investigación e Intervención. Apdo. Postal #2-322, Guadalajara (Jalisco, México).  
E-mail: [psolis@mexis.com](mailto:psolis@mexis.com)

bia, 2003). Aunque se han utilizado varias estrategias para lograr tal valoración, solo dos instrumentos han sido derivados directos de la teoría, conocida actualmente como teoría de la sensibilidad al reforzamiento (TSR; Pickering, Corr, y Gray, 1999).

Carver y White (1994) desarrollaron las Escalas para valorar BIS y BAS (EBIS/EBAS), que constan de un auto-reporte para valorar el BIS, o la susceptibilidad al castigo, con enunciados que reflejaran preocupación sobre posibles eventos negativos, o sobre la vulnerabilidad a tales eventos cuando estos sí ocurren. En otras palabras, se pretendió valorar “la propensión” a la ansiedad, más que el “estado” de ansiedad, y valorar también cómo reaccionan las personas cuando hay señales de castigo en situaciones específicas. En cuanto al auto-reporte para valorar el BAS, se crearon enunciados que indicaran cómo responden las personas ante eventos recompensantes, con el propósito de valorar metas del orden apetitivo (comida, sexo), pero también incluyó enunciados dirigidos a la búsqueda de sensaciones potencialmente recompensantes, de responsividad a la recompensa, o de reacciones rápidas para obtener lo que se desea. A partir de análisis factoriales, se obtuvieron cuatro escalas. Una unidimensional (EBIS), para valorar el BIS, y tres escalas (EBAS), para valorar el BAS: Pulsión (i.e., del inglés *drive*), que mide la fuerza que mueve al individuo a conseguir sus objetivos; Búsqueda de Placer (*fun seeking*), referente al deseo por nuevas recompensas y la disposición a acercarse a los sucesos potencialmente recompensantes al “calor del momento”; y Responsividad a la Recompensa (*reward responsiveness*), concentrada en valorar las respuestas positivas ante una recompensa o ante su posibilidad.

Las escalas EBIS/EBAS han recibido mucho apoyo por parte de los estudiosos del área; sin embargo, es de notar que se han encontrado soluciones factoriales de las EBIS/EBAS, con 2, 3, 4, y hasta 5 factores (Campbell-Sills, Liverant, y Brown, 2004; Jorm *et al.*, 1999). Aunque se reporta que tienen adecuada fiabilidad de constructo y de medidas repetidas, los hallazgos de validez son mixtos (Harmon-Jones y Allen, 1997). Por ejemplo, Gomez y Gomez (2005) encontraron apoyo a la validez concurrente de la EBIS con el CPE, pero no para la EBAS. Además, los resultados de un estudio normativo (Jorm *et al.*, 1999), indican que de las escalas que conforman la EBAS, la de Responsividad a la Recompensa muestra varias limitaciones, como es la más baja confiabilidad, y concluyen que si las EBIS/EBAS son una medida válida de BIS y de BAS, los resultados no apoyan completamente el modelo de Gray (1987a y b). Otros autores reportan que la EBIS es consistente, pero no las escalas de EBAS (Avila y Torrubia, 2004); porque, además, las correlaciones con el cuestionario de Eysenck (EPQ-R) no son completamente las esperadas, particularmente con las escalas de EBAS (Caseras *et al.*, 2003; Gomez y Gomez, 2005). No obstante que los resultados discordantes afectan la confianza en estas escalas, éstas se consideran una de las mejores opciones para valorar el BIS y el BAS.

Por otra parte, basados en muchos años de estudios, un grupo de investigadores (e.g., Torrubia y Tobeña, 1984; Muntaner y Torrubia, 1985), desarrolló la escala de sensibilidad al castigo (SenC) y la de sensibilidad a la recompensa (SenR). Recientemente, Torrubia, Avila, Molto, y Caseras (2001), unieron ambas escalas y presentaron el Cuestionario de Sensibilidad al Castigo y Sensibilidad a la Recompensa (CSCSR), diseñado específicamente para medir diferencias individuales en la predisposición ante el BIS y el BAS, respectivamente. Torrubia *et al.* (2001), modificaron la versión de su escala SenC al trabajar en el CSCSR, incluyendo nuevos ítems para valorar las diferencias individuales en el BIS en modo de comprobación y control; es decir, con el propósito de valorar la evitación pasiva (inhibición de comportamiento) en condiciones específicas donde son posibles las consecuencias aversivas o la novedad; y que incluyesen los procesos cognitivos relacionados a la preocupación cuando se presenta la amenaza de castigo o de fracaso. También la última versión de su escala de SenR se enriqueció con ítems que variaron mucho en su contenido con la intención de muestrear temas tales como dinero, sexo, pareja, poder, etc., y enfatizando los eventos donde las personas pueden hacer algo a favor de la obtención de recompensas.

Los resultados con el CSCSR confirman los dos factores ortogonales esperados (BIS-BAS), y demuestran validez concurrente (Torrubia *et al.*, 2001). Es decir, la escala SenC no correlacionó con la escala SenR, y correlacionó negativamente con extraversión (E), positivamente con neuroticismo (N), y no con psicoticismo (Psi). La escala SenR tuvo menor confiabilidad interna que la SenC, sin embargo, se reportan las correlaciones positivas esperadas con E, N, y Psi. Estos y otros resultados llevaron a los autores a argumentar sobre la validez del SPSRQ para valorar el BIS y el BAS. Además, los resultados de un estudio más reciente con el CSCSR (Caseras *et al.*, 2003), donde se comparó la mayoría de las medidas usuales de ansiedad y de BIS, así como de impulsividad y de BAS, indican que las medidas de ansiedad y las desarrolladas para valorar directamente al BIS, valoran, por lo menos, un constructo semejante. En cambio, análisis semejantes de la impulsividad y el BAS, no indican la valoración de un constructo común.

Debido a la importancia que representa el modelo de Gray (1987a, b), o TSR (Pickering *et al.*, 1999), los autores realizamos una búsqueda de estudios sobre la valoración del BIS y el BAS en población latinoamericana, sin encontrar ninguno. Por esto, el objetivo principal de este estudio es el de analizar la estructura factorial y la confiabilidad de los auto-reportes EBIS/EBAS y CSCSR, en una muestra no clínica de adultos mexicanos. Dado que la teoría (Gray, 1987a b) postula que los sistemas neurofisiológicos que representan al BIS y al BAS son relativamente independientes, se esperaba encontrar dos dimensiones ortogonales correspondientes a las medidas de BIS y BAS, o las cuatro que proponen Carver y White (1994).

Un objetivo relacionado es el de analizar la validez convergente de las medidas; esperando correlaciones significati-

vas entre las medidas de BIS, y entre las de BAS. Un último objetivo es el de analizar la validez concurrente de las medidas BIS y BAS con el Cuestionario de Personalidad de Eysenck (CPE) para corroborar los supuestos de la TSR en relación a la teoría de Eysenck. Es de esperar que las medidas de BIS correlacionen positivamente con N y negativamente con E; mientras que las del BAS correlacionen positivamente con ambas dimensiones. Aunque las correlaciones reportadas no son muy consistentes en cuanto a la dimensión de Psi, se espera que ésta correlacione negativamente con las medidas de BIS y positivamente con las de BAS.

## Método

Se trata de un estudio factorial y psicométrico, de corte transversal, con una muestra de conveniencia.

### Participantes

La muestra se seleccionó en una ciudad de un millón de habitantes de México; la selección incluyó diversas instituciones laborales, universidades, y otras instancias educativas. Se calculó el tamaño mínimo de la muestra en base al cuestionario con mayor número de ítems (i.e., CSCSR con 48) multiplicados por 10, según sugiere Nunnally (1987) para estudios factoriales. Participaron voluntariamente un total de 645 personas, 399 (61.9%) eran mujeres y 246 (38.1%) hombres, con edades medias de 29.9 (11.3%) y 27.7 (10.4) años respectivamente. Para ofrecer una idea de las características de la muestra, se presentan algunas agrupaciones de la misma: Por grupos de edad y género había 105 participantes con edades entre 16 y 18 años, de los cuales 65 eran mujeres (61.9%) y 40 hombres (38.1%); 219 con edades entre 19 y 26 años, con 123 mujeres (56.2%) y 96 hombres (43.8%); 200 con edades entre 27 y 40 años, con 130 mujeres (65%) y 70 hombres (35%); y 121 con edades entre 41 y 62 años, con 81 mujeres (66.9%) y 40 hombres (33.1%). Por escolaridad en cuatro niveles: 56 (8.7%) con estudios hasta nivel secundaria, 246 (38.1%) con estudios de preparatoria, 300 (46.5%) con estudios universitarios y/o de posgrado, y 43 (6.7%) en otros estudios o no especificaron. Y por ocupaciones la muestra se agrupó: con 63 (9.8%) en actividades fabriles y/o técnicas, con 165 (25.6%) en actividades profesionales, con 165 (25.6%) en servicios, con 204 (31.6%) sólo estudiando, y con 48 (7.4%) en otras actividades.

### Instrumentos

Cuestionario de información general. Las preguntas incluían edad, sexo, estado civil, escolaridad, y ocupación de los participantes.

Cuestionario de Personalidad de Eysenck, (CPE). En su versión adaptada en Puerto Rico (Eysenck y Porrata, 1984), es un instrumento que consta de 89 de los 101 ítems de la versión inglesa (Eysenck y Eysenck, 1975), y que tomó en

cuenta la traducción hecha en España (Eysenck y Seisdedor, 1978). La adaptación del CPE se realizó con una muestra de más de 1000 adultos, con distribución semejante por género, y con una edad promedio cercana a los 28 años. El CPE mide: Extraversión (E, con 20 ítems), Neuroticismo (N, con 21 ítems), Psicoticismo (Psi, con 24 ítems), y Fingimiento (Fi, con 24 ítems). Se responde ante dos opciones (sí/no). Cada escala se califica sumando todas las respuestas "sí". La versión puertorriqueña mostró en promedio niveles *alfa* cercanos a .80, o más, y semejantes por género. La excepción fue la escala Psi que mostró niveles menores a .70. Estas consistencias internas son semejantes a las reportadas en la revisión de la versión inglesa de 100 ítems (EPQ-R) que indican un rango de 0.66 para Psi en hombres, hasta .86 para N en ambos sexos (Eysenck y Eysenck, 1994).

Escalas BIS/BAS (EBIS/EBAS), traducidas al castellano del original en inglés (BIS/BAS Scales; Carver y White, 1994), y de nuevo al inglés para asegurar su exactitud. Consta de 24 ítems (4 de relleno: 1, 6, 11, 17). La EBIS se compone de 7 ítems (2, 8, 13, 16, 19, 22, 24), que miden los motivos de evitación o alejamiento de algo desagradable. Las escalas de EBAS incluyen a: Pulsión (P), con 4 ítems (3, 9, 12, 21), que miden la fuerza que mueve al individuo a conseguir sus objetivos. Búsqueda de diversión, placer, o sensaciones (BDP), con 4 ítems (5, 10, 15, 20), que miden las acciones encaminadas a la satisfacción personal. Y Responsividad a la recompensa (RR), con 5 ítems (4, 7, 14, 18, 23), que miden las conductas específicas que llevan a obtener una recompensa. Las EBIS/EBAS se contestan en una escala Likert de cuatro puntos, que van desde "para mí es muy cierto" hasta "para mí es muy falso". Dos ítems se invierten (2 y 22). La suma de las respuestas en cada escala corresponde a la puntuación propia de esa escala. Algunos autores suman los totales de las escalas de la EBAS para obtener una única puntuación. Los coeficientes *alfa* para RR, P, y BDP, son .73, .76 y .66, respectivamente, y para la EBIS es .74. (Carver y White, 1994).

Cuestionario de Sensibilidad al Castigo y Sensibilidad a la Recompensa (CSCSR). Se utilizó la versión en castellano (R. Torrubia, comunicación personal, 19 de abril de 2005), de la versión en inglés publicada por los autores (Torrubia *et al.*, 2001). Es un auto-reporte de 48 ítems, que se responde ante dos opciones (sí/no), y es aplicable a personas de 16 años de edad en adelante. Se compone de dos escalas: Sensibilidad al Castigo, (SenC: 24 ítems): 1, 3, 5, 7, 9, 11, 13, 15, 17, 19, 21, 23, 25, 27, 29, 31, 33, 35, 37, 39, 41, 43, 45, 47, como medida de BIS, y Sensibilidad a la Recompensa (SenR: 24 ítems): 2, 4, 6, 8, 10, 12, 14, 16, 18, 20, 22, 24, 26, 28, 30, 32, 34, 36, 38, 40, 42, 44, 46, 48, como medida de BAS. Cada escala se califica sumando todas las respuestas "sí". Los coeficientes *alfa* para la escala SenC fluctúan entre .82 y .83, y para SenR entre .70 y .80, y son semejantes por género (Casera *et al.*, 2003; Torrubia *et al.*, 2001).

## Procedimientos

El 95% de los cuestionarios fue contestado por los(las) participantes en universidades o en centros de trabajo, el resto fueron contestados en el hogar. En las aplicaciones se aclararon dudas y se supervisó que se respondiera de manera confidencial. La aplicación del cuadernillo duraba aproximadamente 30 minutos; el formato se diseñó para que el sujeto pudiera leer las instrucciones sin ayuda. El orden de presentación fue: información general, CPE, CSCSR, y EBIS/EBAS.

## Resultados

En la Tabla 1 se presentan datos descriptivos de los instrumentos y sus diferencias por género. Las mujeres tuvieron calificación más alta en EBIS, y en N. Los hombres en las escalas P, BDP, SenR, y Psi. La escala RR mostró asimetría negativa y curtosis positiva en varones; la escala Fi mostró, en ambos géneros, asimetría y curtosis positivas.

**Tabla 1:** Información descriptiva de las medidas del estudio y pruebas t de las diferencias por género.

	Mujeres (n = 399)				Hombres (n = 246)				t
	M	DE	S	C	M	DE	S	C	
<i>EBIS/EBAS</i>									
EBIS	19.2	3.47	-0.13	-0.33	18.3	3.15	-0.47	0.39	3.28**
EBAS-RR	17.6	1.75	-0.67	0.61	17.5	2.18	-1.35	2.84	0.81
EBAS-P	12.1	2.42	-0.44	-0.10	12.5	2.39	-0.64	0.03	2.29*
EBAS-BDP	11.6	2.48	-0.40	-0.41	12.2	2.71	-0.61	0.01	2.75**
<i>CSCSR</i>									
SenC	9.61	5.95	0.27	-1.01	9.87	5.50	0.10	-0.93	0.56
SenR	10.3	4.49	0.10	-0.64	12.8	4.48	-0.06	-0.53	6.69***
<i>CPE</i>									
E	13.6	3.48	-0.69	0.20	13.8	3.71	-0.74	0.00	0.80
N	9.50	5.13	0.10	-0.65	8.32	4.84	0.14	-0.63	2.90**
Psi	3.90	2.73	0.06	-0.90	4.63	2.99	0.34	-0.49	3.16**
Fi	12.3	4.25	1.24	2.33	12.6	4.02	1.23	2.04	0.75

*Nota:* S = asimetría, C = curtosis. EBIS = escala de inhibición de comportamiento, EBAS = escalas de activación de comportamiento: RR = responsividad a la recompensa, P = pulsión, BDP = búsqueda de diversión/placer. SenC = escala de sensibilidad al castigo, SenR = escala de sensibilidad a la recompensa. E = extraversión, N = neuroticismo, Psi = psicoticismo, Fi = fingimiento.

\*p < .05; \*\*p < .01; \*\*\*p < .001

## Análisis factoriales

Para los análisis de componentes principales de EBIS/EBAS, se obtuvieron los valores de la adecuación muestral, Kaiser-Meyer-Olkin, que en todos los casos fueron superiores a 0.76, y los de esfericidad de Bartlett que siempre fueron significativos ( $p < .001$ ), indicando que se trataba de una muestra adecuada para los análisis. Se obtuvieron 7 factores con autovalores mayores de uno, que explicaban el 58.3% de la varianza; sin embargo, la gráfica de sedimentación indicó que tres factores serían suficientes. Se realizaron varios análisis, forzados a tres factores, con rotación ortogonal (Varimax) y con oblicua (Promax), siendo este último el procedimiento seguido por Carver y White (1994), y en ambos casos la estructura factorial fue muy semejante, pero compleja (5 ítems con cargas semejantes ( $\geq 0.30$ ) en dos factores y 4 ítems EBIS con cargas negativas en los factores de EBAS). Puesto que Carver y White (1994) indicaron que la solución de cuatro factores era la adecuada, los análisis se forzaron de esa manera, pero la solución fue compleja nuevamente (8 ítems con problemas). Por otra parte, la teoría de Gray (1987a b) señala dos factores como adecuados; por esto forzamos la solución de esa manera. La estructura resultante fue más clara, pero indicó que los ítems EBIS 2 y 22,

tenían cargas menores a 0.20 y/o negativas en ambos factores, y los de RR18 y BDP15 con cargas mayores ( $\geq 0.30$ ) en el factor de EBIS o en ambos factores. Además, siete ítems (35%) mostraron baja comunalidad ( $h^2 \leq 0.20$ ). Los cuatro ítems señalados antes, fueron eliminados y se repitió el análisis con rotación oblicua; los dos autovalores (3.35 y 1.83) explicaban el 20.9% y el 11.4% (32.4% total) de la varianza. En la Tabla 2 se observa la solución, donde todas las cargas fueron mayores a 0.30 en su factor; se puede notar también que el ítem RR23 muestra carga sustancial en el factor correspondiente a EBIS, sin embargo la carga en el factor de EBAS es mayor por 10 puntos y debido a ello se conservó. En este análisis solo cuatro ítems (25%) mostraron baja comunalidad ( $h^2 \leq 0.20$ ). La correlación entre los dos factores fue de 0.22 ( $p < .001$ ). Para los siguientes análisis se utilizaron las versiones modificadas de EBIS/EBAS, y con EBAS se utilizó la calificación total y no las de RR, P, y BDP.

Como análisis adicional de validez de constructo, se obtuvieron las correlaciones ítem-constructo para EBIS, que iban de 0.59 a 0.69; para EBAS iban de 0.28 a 0.65. Solo cuatro ítems EBAS mostraron correlaciones bajas ( $< 0.50$ ). Para corroborar si los ítems de cada constructo del instrumento "medían" el mismo fenómeno, se correlacionaron

todos los ítems entre sí. Para EBIS, las correlaciones iban desde 0.13 hasta 0.38, con 6 correlaciones entre 0.10 y 0.29, y 4 correlaciones entre 0.30 y 0.38. Para EBAS, las correlaciones iban desde 0.02 hasta 0.43, con 34 correlaciones entre 0.10 y 0.29, y 9 correlaciones entre 0.30 y 0.43; de las 55 correlaciones, 12 fueron de cero.

Para conocer la fiabilidad se obtuvo el *alfa* de Cronbach, donde el coeficiente de la versión completa de EBIS fue .53 y la eliminación de los dos ítems elevó la fiabilidad a .63; la

fiabilidad fue la misma (.72) con o sin los ítems retirados para la EBAS total, y superior a las obtenidas con todos los ítems y por escalas de la EBAS (RR = 0.34, P = .61, BDP = 0.63). En ningún caso la eliminación adicional de ítems mejoraba la fiabilidad de las escalas. Las medias aritméticas para mujeres y hombres en la versión modificada de EBIS fueron 14.7 (DE = 2.91) y 14.1 (DE = 3.03), y esta diferencia fue significativa ( $t_{(643)} = 2.13, p < .05$ ); para la EBAS total fueron semejantes (M = 35.8, DE = 4.39; M = 36.3, DE = 5.00).

**Tabla 2:** Resultado del análisis de componentes principales de las escalas EBIS/EBAS.

Items	Factores	
	EBIS	EBAS
13. Me siento algo preocupado(a) o molesto(a) cuando creo o se que alguien está enojado(a) conmigo	<b>0.70</b>	0.18
8. Las críticas o los regaños me hieren bastante	<b>0.69</b>	0.04
24. Me preocupa cometer errores	<b>0.67</b>	0.15
19. Me siento preocupado(a) cuando creo que me he desempeñado pobremente en algo importante	<b>0.54</b>	0.18
16. Si creo que algo desagradable está por pasar, por lo general me pongo algo histérico(a)	<b>0.54</b>	0.12
P9. Usualmente hago hasta lo imposible para obtener lo que quiero	0.18	<b>0.67</b>
P12. Si veo la oportunidad de obtener algo que quiero me muevo de inmediato hacia ello	0.04	<b>0.64</b>
P21. Cuando voy tras algo nada me detiene	0.05	<b>0.63</b>
P3. Me desví de mi camino para obtener lo que quiero	0.12	<b>0.33</b>
RR14. Cuando veo la oportunidad de algo que me gusta inmediatamente me siento entusiasmado(a)	0.15	<b>0.61</b>
RR7. Cuando obtengo algo que quiero me siento entusiasmado(a) y lleno(a) de energía	0.11	<b>0.39</b>
RR23. Me entusiasmaría ganar un concurso	0.29	<b>0.39</b>
RR4. Cuando estoy haciendo algo bien me encanta seguir haciéndolo	0.00	<b>0.33</b>
BDP5. Siempre estoy dispuesto(a) a probar algo nuevo si creo que es divertido	0.12	<b>0.57</b>
BDP10. A menudo haré cosas nada más por la sencilla razón de que pueden ser divertidas	0.14	<b>0.50</b>
BDP20. Anhelos excitaciones y nuevas sensaciones	0.17	<b>0.55</b>

*Nota:* EBIS = escala de inhibición de comportamiento, BAS = escalas de activación de comportamiento: RR responsividad a la recompensa, P = pulsión, BDP = búsqueda de diversión/placer.

Para el análisis del CSCSR, se obtuvieron los valores de la adecuación muestral, Kaiser-Meyer-Olkin, que siempre fueron mayores a 0.88, y los de esfericidad de Bartlett que siempre fueron significativos ( $p < 0.001$ ), indicando que se trataba de una muestra adecuada para el análisis. El análisis de componentes principales produjo 12 factores con autovalores mayores de uno que explicaban el 55.4% de la varianza, pero los dos primeros autovalores (7.31 y 3.92) explicaban el 15.2% y el 8.16%; es decir, casi la mitad (23.3%) de la varianza explicada por los 12 factores. Las soluciones de los análisis fueron semejantes tanto con rotación ortogonal como no ortogonal. La observación de la gráfica de sedimentación indicó que probablemente dos factores serían adecuados y, tanto la teoría como los autores de la escala, propusieron que la solución factorial adecuada correspondería a dos (Torrubia *et al.*, 2001). Debido a esto se realizó un análisis de componentes principales con rotación Promax, forzado a dos factores. El análisis indicó que cuatro ítems (16, 28, 36 y 40) de la escala SenR presentaban cargas de 0.30 en ambos factores, y dos ítems (32 y 34) presentaban cargas menores de 0.15 en ambos factores. Además, 20 ítems (42%) mostraron baja comunalidad ( $h^2 \leq 0.20$ ). Se repitió el análisis retirando tales ítems, donde los dos autovalores (6.83 y 3.80) explicaban el 16.3% y el 9.06% (25.3% total) de la varianza. Como se puede observar en la Tabla 3, todas las cargas factoriales fueron cercanas o mayores que 0.30 en su factor. Los

ítems con mayor carga factorial en el factor de SenC fueron 47, 39, y 19; y para el factor de SenR fueron 46, 38, y 10. Y solo 14 ítems (33%) mostraron baja comunalidad ( $h^2 \leq 0.20$ ). La correlación entre las dos escalas fue de 0.18. En los siguientes análisis se conservó la versión original de SenC y la modificada de SenR.

Con respecto a la validez de constructo, se obtuvieron las correlaciones ítem-constructo para SenC, que iban de 0.36 a 0.63; para SenR iban de 0.22 a 0.49. Diez ítems SenC y 11 ítems SenR mostraron correlaciones bajas ( $< 0.50$ ). Para corroborar si los ítems de cada constructo del instrumento medían el mismo fenómeno, se correlacionaron todos los ítems entre sí. Para SenC, las correlaciones iban desde 0.07 hasta 0.50, con 228 correlaciones entre 0.10 y 0.29, y 40 correlaciones entre 0.30 y 0.50; de 276 correlaciones, 8 fueron de cero. Para SenR, las correlaciones iban desde 0.02 hasta 0.47, con 121 correlaciones entre 0.10 y 0.29, y 7 correlaciones entre 0.30 y 0.46; de 153 correlaciones, 25 fueron de cero. En cuanto a la fiabilidad, la escala de SenC mostro un coeficiente de 0.87; la SenR mostro el mismo coeficiente, de 0.79, con o sin los ítems que retiramos. Las medias aritméticas para mujeres y hombres en la versión modificada de SenR, fueron: 7.20 (DE = 3.73) y 9.49 (DE = 3.77), respectivamente, y la diferencia fue significativa ( $t_{(643)} = 7.53, p < 0.001$ ).

**Tabla 3:** Resultado del análisis de componentes principales de los ítems del SPSRQ.

Ítems	Factores	
	SenC	SenR
47. ¿A menudo, deja de hacer cosas que le gustan para no hacer el ridículo?	<b>0.65</b>	0.13
19. Siempre que puede, ¿evita hacer demostración de sus habilidades por miedo al ridículo?	<b>0.64</b>	-0.01
39. Comparándose con la gente que conoce, ¿tiene miedo de muchas cosas?	<b>0.63</b>	0.16
31. ¿Se preocupa muchas veces por las cosas que hace o que dice?	<b>0.59</b>	0.18
43. ¿A menudo deja de hacer cosas que le agradecerían por no recibir el desprecio o la desaprobación de los demás?	<b>0.58</b>	0.22
37. ¿Muchas veces, piensa que podría hacer muchas más cosas si no fuera por su inseguridad o miedo?	<b>0.58</b>	0.14
17. ¿Es usted una persona vergonzosa?	<b>0.57</b>	0.02
41. ¿Frecuentemente hay cosas que le preocupan y que le hacen bajar su rendimiento en las actividades intelectuales?	<b>0.55</b>	0.22
15. ¿Las situaciones difíciles le dejan fácilmente sin capacidad de reacción?	<b>0.54</b>	0.06
5. ¿Las situaciones nuevas o inusuales le producen miedo a menudo?	<b>0.53</b>	0.03
35. Siempre que puede, ¿evita hablar en público?	<b>0.53</b>	-0.09
33. ¿Le resultaría difícil pedir aumento de sueldo a sus superiores?	<b>0.52</b>	-0.04
21. Cuando está con un grupo de personas, ¿le cuesta escoger un tema adecuado de conversación?	<b>0.50</b>	0.10
7. ¿Le cuesta llamar por teléfono a personas que no conoce?	<b>0.49</b>	0.04
25. ¿Se lo piensa mucho antes de reclamar, si en un restaurante le dan comida en malas condiciones?	<b>0.47</b>	0.09
9. ¿A menudo prefiere renunciar a sus derechos antes que enfrentarse con alguna persona u organismo?	<b>0.45</b>	0.15
45. ¿Generalmente está más pendiente de las amenazas que de las cosas agradables de la vida?	<b>0.44</b>	0.28
23. ¿A menudo le cuesta conciliar el sueño pensando en las cosas que ha hecho o que ha de hacer?	<b>0.43</b>	0.17
29. ¿Siempre que puede, evita ir a lugares desconocidos?	<b>0.42</b>	-0.02
1. ¿A menudo deja de hacer cosas por miedo a que puedan ser ilegales?	<b>0.41</b>	0.01
11. De pequeño, ¿le preocupaba mucho que le pudiesen castigar en casa o en la escuela?	<b>0.39</b>	0.23
13. En las tareas para las que no está preparado, ¿valora mucho la posibilidad de fracasar?	<b>0.39</b>	0.17
3. ¿Prefiere no pedir una cosa si no está seguro de que se la darán?	<b>0.39</b>	0.16
27. ¿Le costaría volver a un comercio a reclamar, si se da cuenta de que le han devuelto mal el cambio?	<b>0.34</b>	0.06
46. ¿Le gustaría llegar a ser una persona socialmente poderosa?	0.02	<b>0.61</b>
38. ¿Muchas veces hace cosas pensando en las ganancias inmediatas?	0.08	<b>0.59</b>
10. ¿A menudo hace cosas para que le alaben?	0.22	<b>0.58</b>
20. ¿A menudo aprovecha las ocasiones que se le presentan para establecer relaciones con personas que le parecen atractivas?	-0.08	<b>0.54</b>
48. ¿Le gusta demostrar sus habilidades físicas aún corriendo algún peligro?	0.01	<b>0.53</b>
26. ¿Acostumbra a dar prioridad a aquellas actividades que suponen una ganancia inmediata?	0.08	<b>0.51</b>
18. Cuando está con un grupo, ¿muchas veces intenta que sus opiniones sean las más inteligentes o divertidas?	0.18	<b>0.50</b>
4. ¿La posibilidad de conseguir el reconocimiento público de sus méritos le estimula frecuentemente a actuar?	0.17	<b>0.48</b>
42. ¿Le motiva el dinero hasta el punto de ser capaz de hacer trabajos arriesgados?	0.10	<b>0.46</b>
24. ¿La posibilidad de obtener prestigio social le motiva a hacer cosas aunque ello implique no jugar limpio?	0.22	<b>0.45</b>
22. De pequeño, ¿hacía muchas cosas para conseguir el reconocimiento de los demás?	0.26	<b>0.43</b>
2. ¿La perspectiva de conseguir dinero es capaz de motivarlo fuertemente a hacer cosas?	-0.01	<b>0.43</b>
30. ¿Le gusta competir y hacer todo lo que pueda por ganar?	-0.10	<b>0.42</b>
14. ¿Dedica una parte importante de su tiempo a conseguir una buena imagen?	0.11	<b>0.41</b>
12. ¿Le gusta que la gente esté pendiente de usted en una fiesta o reunión social?	0.25	<b>0.40</b>
6. ¿Frecuentemente encuentra personas que le parecen físicamente atractivas?	0.12	<b>0.32</b>
44. ¿Le gusta introducir elementos competitivos en todas sus actividades?	-0.08	<b>0.29</b>
8. ¿Le gusta tomar algunas drogas por el efecto de placer que producen?	0.14	<b>0.29</b>

Nota: SenC = sensibilidad al castigo; SenR = sensibilidad a la recompensa.

### Validez convergente

La correlación entre las medidas de BIS, EBIS y SenC, fue positiva ( $r = 0.50$ ;  $p < .001$ ), indicando adecuada validez convergente; además, la correlación entre SenC y EBAS fue del orden de cero ( $r = -0.06$ ). La correlación entre medidas de BAS, SenR y EBAS, fue positiva ( $r = 0.45$ ;  $p < .001$ ), indicando también adecuada validez convergente. Sin embargo, la correlación entre SenR y EBIS fue positiva y significativa ( $r = 0.22$ ,  $p < .001$ ).

### Validez concurrente

Antes de conocer la validez concurrente entre las medidas de BIS y BAS y el CPE, se obtuvieron las intercorrelaciones de las escalas del CPE y su fiabilidad *alfa* con el propósito de asegurar que las propiedades del CPE eran adecuadas. En la Tabla 4 se presentan los resultados por género para facilitar la comparación con resultados publicados por Eysenck y Porrata (1984) para muestras puertorriqueñas y por Torrubia y colegas (2001) en población española. Como se puede observar, las correlaciones son semejan-

tes y muestran la misma tendencia en las muestras de Puerto Rico y México. Pero comparadas con las de España muestran diferencias, sobresaliendo las correlaciones NFi y PsiE, que son del orden de cero, y la de EFi que es mucho mayor

en la muestra española. Nuestras fiabilidades fueron muy semejantes a las reportadas en Puerto Rico ( $E = 0.78$  y  $0.80$ ,  $N = 0.83$  y  $0.84$ ,  $Psi = 0.69$  y  $0.60$ ,  $Fi = 0.84$  y  $0.83$ , para varones y mujeres, respectivamente).

**Tabla 4:** Comparación de intercorrelaciones del CPE en muestras de Puerto Rico, España y México, y fiabilidades *alfa* de las calificaciones mexicanas por género.

CPE	Mujeres				Hombres			
	PR	E	M	Alfa	PR	E	M	Alfa
PsiE	-0.03	0.06	-0.11	0.74 <sup>a</sup>	-0.09	0.14	-0.18	0.78 <sup>a</sup>
PsiN	0.25	0.16	0.13	0.87 <sup>b</sup>	0.19	0.14	0.19	0.85 <sup>b</sup>
PsiFi	-0.35	-0.29	-0.27	0.65 <sup>c</sup>	-0.31	-0.42	-0.32	0.68 <sup>c</sup>
EN	-0.18	-0.23	-0.17	0.76 <sup>d</sup>	-0.16	-0.25	-0.13	0.72 <sup>d</sup>
EFi	-0.10	-0.21	-0.08		-0.06	-0.22	-0.13	
NFi	-0.24	-0.09	-0.29		-0.23	-0.07	-0.33	

*Nota:* CPE = Extraversión (E<sup>a</sup>), Neuroticismo (N<sup>b</sup>), Psicoticismo (Psi<sup>c</sup>), y Fingimiento (Fi<sup>d</sup>). PR = Puerto Rico, E = España, M = México.

**Tabla 5:** Correlaciones entre calificaciones del CPE y las de EBIS, EBAS, SenC, y SenR

	E	N	Psi	Fi
EBIS	-0.05	0.51**	-0.12**	-0.09
EBAS	0.35**	0.09	-0.03	-0.15**
SenC	-0.30**	0.65**	0.09*	-0.13**
SenR	0.29**	0.28**	0.17**	-0.31**

*Nota:* CPE = Neuroticismo (N), Psicoticismo (Psi), Extraversión (E), y Fingimiento (Fi). Sensibilidad al castigo (SenC); sensibilidad a la recompensa (SenR). EBIS = escala de inhibición de comportamiento; EBAS = escalas de activación de comportamiento.

\* $p < .01$ ; \*\* $p < .001$

En cuanto a las correlaciones entre las medidas (Tabla 5), con excepción de las del orden de cero, todas fueron significativas ( $p < .01$ , o más). Para las medidas de BIS, la SenC correlacionó en forma negativa con E y positiva con N, positiva con Psi, aunque ésta fue muy pobre, y negativa con Fi. Para la EBIS la correlación con E fue del orden de cero, pero la correlación con N fue significativa; además se encontró una correlación negativa con Psi, pero no con Fi. Para las medidas de BAS, las correlaciones con E fueron positivas y significativas para EBAS y SenR. Las correlaciones entre SenR y N y Psi también fueron positivas, mientras que con Fi fue negativa. En contraste, entre EBAS y N y Psi, no se encontraron correlaciones significativas, pero sí se encontró la correlación negativa con Fi.

## Discusión

El objetivo de este estudio fue el de analizar las propiedades psicométricas de las medidas (EBIS/EBAS y CSCSR) diseñadas directamente para medir los sistemas BIS y BAS. En primer lugar se analizaron las diferencias por género, donde las mujeres calificaron más alto en EBIS, y los hombres en las escalas P y BDP de la EBAS, pero en RR no hubo diferencias (Tabla 1), como tampoco la hubo con la calificación total de EBAS. Carver y White (1994) reportan diferencias por género en EBIS y en RR, con calificaciones más altas en mujeres; Jorm y colegas (1999), también encontraron este resultado, pero los hombres calificaron más alto en P, pero no en la calificación total de EBAS; Caseras y colegas (2003),

con universitarios de España, indican la misma diferencia por género en EBIS, pero ninguna en EBAS. Por lo que solo las diferencias en EBIS parecen consistentes. En cuanto a las escalas del CSCSR, en este estudio ambos géneros calificaron de manera semejante en SenC, aunque se observó que la calificación tiende a ser más alta en los hombres (Tabla 1), como ocurrió con la otra medida de BIS (i.e., EBIS). En la escala de SenR, los hombres tuvieron calificación significativamente más alta que las mujeres. Esta diferencia por género se conserva en todos los estudios (Torrubia *et al.*, 2001; Caseras *et al.*, 2003), por lo que ésta parece ser consistente, en contraste con las discordancias encontradas con las escalas EBAS.

Los análisis factoriales realizados con los dos autoreportes de BIS y BAS indicaron que sin importar el tipo de rotación, los resultados eran muy semejantes. Los resultados factoriales con las EBIS/EBAS indicaron que la solución más adecuada se obtenía con dos factores y no cuatro como indican Carver y White (1994). El factor correspondiente a la EBIS incluía cinco de los siete ítems, donde los reactivos eliminados corresponden a los dos con calificación inversa, característica que ha sido señalada como una propiedad psicométrica menos adecuada que los ítems de calificación directa (Campbell-Sills *et al.*, 2004; Torrubia *et al.*, 2001), ítems que en otros estudios aparecen con cargas negativas en su factor (Jorm *et al.*, 1999), y que corresponden a los que pretenden reflejar baja ansiedad, según sus autores (Carver y White, 1994). Los resultados de este estudio no son únicos, por ejemplo, Jorm y colegas (1999) encontraron soluciones factoriales complejas tanto para cuatro factores como para dos, y presentaron ambas. Campbell-Sills y colegas (2004) encontraron que las escalas EBAS se concentraban en un factor de orden superior, donde las cargas tendían a ser mayores que las que tenían en su factor primario, particularmente para las escalas RR y P; además, en este estudio la escala RR fue la única que mostró asimetría negativa y curtosis positiva (en varones), y de esta escala se han reportado otros problemas (Jorm *et al.*, 1999).

En cuanto a las correlaciones ítem-constructo, las correlaciones de 0.50 y mayores debieran incluirse en un instru-

mento (Nunnally, 1987), pero la EBAS tenía cuatro ítems que no cumplieron este criterio. En cuanto a las intercorrelaciones de ítems, las correlaciones de 0.20 se pueden considerar adecuadas y también se esperaría que dos terceras partes de las mismas queden entre 0.10 y 0.30 (Nunnally, 1987); pero la EBAS apenas cumplió con estos criterios. Aunque se supone que las escalas EBAS forman diferentes factores dependientes, no queda claro el por qué de esta dependencia, a excepción de aceptar tácitamente que son todas medidas de BAS, como de hecho han indicado otros estudiosos (Caseras *et al.*, 2003). Además, resultados semejantes con estas escalas, han llevado a que varios estudiosos (Campbell-Sills *et al.*, 2004; Quilty y Oakman, 2004) consideren la importancia de una dimensión más amplia y completa de BAS, y por ello analicen la calificación total de EBAS. Sin embargo, unos estudiosos han señalado la inconveniencia de hacerlo (Ross, Mills, Bonebright, y Bailley, 2002); esto porque ellos encontraron que el modelo de cuatro factores era más adecuado que el de dos, aunque también señalan que ninguno demostró ser un modelo particularmente adecuado.

Por otra parte, el coeficiente *alfa* para la EBIS (0.63, sin dos ítems), fue menor de lo esperado, ya que se han reportado *alfas* de Cronbach para la calificación de EBIS de alrededor de 0.70 (Carver y White, 1994; Caseras *et al.*, 2003; Gomez y Gomez, 2005; Jorm *et al.*, 1999), pero su fiabilidad es bastante consistente. En contraste, los coeficientes de las escalas de la EBAS suelen fluctuar entre 0.60 y 0.80 (Campbell-Sills *et al.*, 2004; Carver y White, 1994; Caseras *et al.*, 2003; Jorm *et al.*, 1999), con una gran variabilidad en las escalas con bajos o altos coeficientes a través de estos estudios; por lo que nuevamente son las escalas de EBAS las que presentan problema. Aunque la consistencia de la calificación total de la EBAS no es la reportada comúnmente, Gomez y Gomez (2005) obtuvieron un coeficiente *alfa* de 0.70, semejante al nuestro (0.72).

En cuanto a los análisis con el CSCSR (Tabla 3), los dos factores resultantes fueron semejantes a los reportados por Torrubia y colegas (2001). Es interesante notar que las cargas de sus análisis iban, en el factor SenC, de 0.19 a 0.66; en el factor SenR, de 0.11 a 0.56. Nuestras cargas correspondientes fueron de 0.39 a 0.65 y de 0.29 a 0.61; es decir, no sólo fueron semejantes, sino que fueron mayores. Con respecto a las correlaciones ítem-constructo, el 42% de las correlaciones de SenC y el 61% de SenR fueron menores de 0.50. Aunque estas correlaciones no son muy fuertes, las intercorrelaciones de ítems de ambas escalas de este cuestionario cumplieron ampliamente con más de dos terceras partes de las mismas entre 0.10 y 0.30; por lo que de acuerdo a estos estrictos criterios, el CSCSR cumplió de manera muy adecuada. En cuanto a la fiabilidad del CSCSR, en este estudio las dos escalas, en particular la SenC, mostraron fiabilidades adecuadas (*alfa* => .79), y semejantes a las reportadas (Caseras *et al.*, 2003; Torrubia *et al.*, 2001).

Por otra parte, al analizar la ortogonalidad de los sistemas BIS y BAS, y de acuerdo a la TSR, no se esperarían correlaciones significativas, o de acuerdo al análisis de la teoría

por parte de Torrubia y colegas (2001), se esperaría que los efectos de los sistemas neurofisiológicos sobre el comportamiento se expresasen en una interacción mutuamente inhibitoria; ellos citan, por ejemplo, el de conflictos acercamiento-evitación. Y, qué esto puede interpretarse como una competencia entre las respuestas de activación y las de inhibición, puede significar, creemos, una correlación negativa entre las medidas de BAS y BIS. Carver y White (1994) indicaron que su escala BIS correlacionó de esa manera, aunque pobremente, con P (-0.12) y con BDP (-0.08), pero con RR la correlación fue positiva (0.28). Nosotros encontramos una correlación entre EBIS y la calificación total de EBAS, positiva y significativa (0.22), en contraste, Gomez y Gomez (2005) encontraron una negativa y significativa (-.19), pero Jorm y colegas (1999) una no significativa (0.06). Además, la correlación entre las dos escalas del CSCSR en este estudio fue de 0.18 indicando una relación positiva y significativa entre escalas y más alta de lo que se esperaría, ya que sus autores han reportado correlaciones del orden de cero (Torrubia *et al.*, 2001). En conclusión, nuestros resultados se suman a las disparidades en referencia a la ortogonalidad de los sistemas BIS y BAS.

Otro objetivo de este estudio fue el de conocer la validez convergente de las escalas EBIS/EBAS y el CSCSR. Como vimos, la escala de SenC correlacionó con EBIS de manera positiva y significativa y no correlacionó con la EBAS, como era de esperar. Desgraciadamente, ningún estudio ha correlacionado SenC con la calificación total de EBAS para comparar esta última ausencia de correlación. Carver y White (1994) sólo reportan correlaciones entre sus escalas y la versión que se conocía entonces de la SenC. Encontraron que la correlación entre la SenC y la EBIS fue positiva y significativa, pero con las escalas de la EBAS fueron del orden de cero, con excepción de la de BDP (-0.21), que fue negativa y significativa. En su estudio, Caseras y colegas (2003) también indican que la escala de SenC correlacionó con EBIS de manera positiva y significativa, y de manera negativa y significativa solo con las escalas P y BDP ( $r$ 's < -0.20). Nuestras correlaciones entre medidas de BIS confirman a las de estos estudios, pero no permiten aclarar el por qué de la variabilidad de las relaciones cuando se correlacionan cada una de las escalas de EBAS con la SenC, y no en nuestro caso que utilizamos la calificación total de EBAS.

En cuanto a SenR ésta correlacionó con EBAS de manera positiva y significativa, pero también con EBIS, y esto no se esperaría. Encontramos un estudio para comparar la correlación con la calificación total de EBAS. Quilty y Oakman (2004) reportan que su correlación fue de 0.46, y ésta es prácticamente igual a la nuestra; pero la correlación entre SenR y EBIS, requiere confirmación de nuevos estudios. En breve, nuestros resultados con las medidas de BIS y BAS parecen desalentadores tanto para confirmar una clara independencia de estos sistemas, tal como han señalado otros autores (Gomez y Gomez, 2005), como para identificar una interacción mutuamente inhibitoria. Por lo tanto, mientras no se pueda contestar con certeza, experimental y empírica-

mente, qué significa la “relativa” ortogonalidad de estos sistemas y aunque los estudios hallen las correlaciones positivas entre medidas de BIS así como entre medidas de BAS, las correlaciones positivas entre BIS y BAS cuestionan la validez convergente de las medidas.

El último objetivo fue el de conocer la validez concurrente del cuestionario de Eysenck (CPE) con las escalas EBIS/EBAS y CSCSR. En primer lugar, se analizaron las posibles diferencias por género en las cuatro escalas del CPE. Como vimos (Tabla 4) nuestros resultados con el cuestionario CPE son semejantes a los reportados por Eysenck y Porrata (1984) para una muestra puertorriqueña, y a los de varias muestras de la población española (Torrubia *et al.*, 2001). Las confiabilidades fueron adecuadas ( $\alpha$ s > .70), con excepción de la de Psi, que mostró menor confiabilidad, pero semejante a la mencionada en la literatura (Eysenck y Porrata, 1984; Caseras *et al.*, 2003).

Por otra parte, con las escalas del CPE se esperaba correlación negativa entre medidas de BIS y E, correlación positiva con N, y correlaciones del orden de cero con Psi y Fi. Los estudios en España con el CSCSR (Caseras *et al.*, 2003; Torrubia *et al.*, 2001) reportan las correlaciones esperadas entre SenC y todas las escalas del CPE, y nuestros resultados las confirman, con excepción de la correlación negativa y significativa con Fi, que parece de importancia secundaria para la TSR. En referencia a las correlaciones esperadas con EBIS, encontramos la correlación con N, y una negativa y significativa con Psi. Resulta difícil comparar los estudios con la EBIS porque no reportan un conjunto de correlaciones tan completo como el nuestro. Por ejemplo, Carver y White (1994) sólo reportaron la correlación entre la EBIS y E, y fue negativa, pero no significativa (-0.14). Gomez y Gomez (2005) tampoco encontraron relación con E, pero con N sí, y ésta fue una fuerte correlación (0.84). El resto de los estudios que han correlacionado a la EBIS sólo confirman una fuerte correlación positiva entre la EBIS y N (Campbell-Sills *et al.*, 2004; Caseras *et al.*, 2003; Jorm *et al.*, 1999).

Entre las escalas del CPE y las medidas de BAS, se esperarían correlaciones positivas con E, N, y Psi, y negativa con Fi. Las correlaciones reportadas para SenR coinciden con este patrón (Caseras *et al.*, 2003; Torrubia *et al.*, 2001), y las nuestras también, aunque son ligeramente menores. Las únicas correlaciones entre la EBAS y las escalas del CPE en este estudio fueron la positiva con E y la negativa con Fi.

## Referencias

- Avila, C. y Torrubia, R. (2004). Personality, expectations, and response strategies in multiple-choice question examinations in university students: A test of Gray's hypotheses. *European Journal of Personality*, 18, 45-59
- Campbell-Sills, L., Liverant, G. I., y Brown, T. (2004). Psychometric evaluation of the behavioral inhibition/behavioral activation scales in a large sample of outpatients with anxiety and mood disorders. *Psychological Assessment*, 16, 244-254.
- Carver, C. S. y White, T. L. (1994). Behavioral inhibition, behavioral activation, and affective responses to impending reward and punishment: The BIS/BAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 319-333.
- Caseras, X., Avila, C., y Torrubia, R. (2003). The measurement of individual differences in behavioural inhibition and behavioural activation systems; a comparison of personality scales. *Personality and Individual Differences*, 34, 999-1013.
- Eysenck, H. J. y Eysenck, S. B. (1975). *Manual of the Eysenck Personality Questionnaire*. San Diego, CA: Educational and Industrial Testing Service.
- Carver y White (1994) reportaron correlaciones positivas y significativas (de 0.39 a 0.59) entre las tres escalas de EBAS y la medida de E. También, Campbell-Sills y colegas (2004) reportan que las escalas EBAS no correlacionaron con N. Al utilizar la calificación total de las EBAS, Gomez y Gomez (2005) encontraron que esa calificación correlacionaba positivamente con E, pero de manera negativa con N. Estos resultados son tan discordantes como los nuestros, y no son lo que sería de esperar de acuerdo a la TSR.
- En suma, los resultados de este estudio con las escalas EBIS/EBAS indican estructuras factoriales complejas, poca fiabilidad, y cuestionan la validez convergente y concurrente de estas escalas; a pesar de esto, los análisis indican también que la EBIS muestra mejores propiedades psicométricas que las escalas de la EBAS, y que la versión de 16 ítems y la calificación total de EBAS pueden ser una mejor opción para futuros estudios. De manera semejante Campbell-Sills y colegas (2004) propusieron como más adecuada para muestras clínicas una versión de 17 ítems. Sin embargo, es posible que los resultados se deban, por lo menos parcialmente, a que nuestro estudio se realizó en una muestra no caucásica, a diferencia de la elegida para el desarrollo y análisis de estas escalas (Carver y White, 1994). De hecho, algunos estudiosos han señalado que esta restricción muestral es una limitante para la generalización de los resultados con estas medidas (Campbell-Sills *et al.*, 2004). Siguiendo esta línea de razonamiento, llama la atención que nuestros resultados con el CSCSR, que fue desarrollado y estudiado en muestras españolas, apoyen las propiedades factoriales y psicométricas, así como la validez concurrente de esta medida en población mexicana.
- Finalmente, realizamos este estudio debido a la importancia que representa la teoría de Gray (1987a; 1994) o TSR (Pickering *et al.*, 1999), para la psicología aplicada. Creemos que nuestros resultados aportan para nuevos estudios sobre la TSR, en muestras iberoamericanas. En particular, se requieren estudios con diseños experimentales que analicen la precisión de las medidas estudiadas para identificar los sistemas BIS y BAS con tareas de laboratorio acordes a los paradigmas originales de laboratorio, tanto como estudios aplicados que evalúen las escalas aquí analizadas junto con otras escalas de personalidad que se reconocen como adecuadas en Iberoamérica; sólo así podría demostrarse la viabilidad y generalización de la TSR.

- Eysenck, H. J. y Eysenck, S. B. (1994). *Manual of the Eysenck personality scales*. San Diego, CA: Educational and Industrial Testing Service.
- Eysenck, S. B. y Porrrata, J. L. (1984). Un estudio transcultural de personalidad: Puerto Rico e Inglaterra. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 16, 355-372.
- Eysenck, S. B. y Seisededor, N. (1978). Un estudio inter-naciones de la personalidad. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 33, 271-281.
- Gomez, R. y Gomez, A. (2005). Convergent, discriminant and concurrent validities of measures of the behavioural approach and behavioural inhibition systems: Confirmatory factor analytic approach. *Personality and Individual Differences* 38, 87-102.
- Gray, J. A., Owen, S., Davis, N., Tsaltas, E. (1983). Psychological and Physiological relations between anxiety and impulsivity. En M. Zuckerman (Ed.), *The biological bases of sensation seeking, impulsivity and anxiety* (pp. 189-217). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Gray, J. A. (1987a). Perspectives on anxiety and impulsivity: A commentary. *Journal of Research in Personality*, 21, 493-509.
- Gray, J. A. (1987b). *The psychology of fear and stress*. England: Cambridge University Press.
- Gray, J. A. (1994). Three fundamental emotion systems. En P. Ekman y R. Davidson (Eds.), *The nature of emotion* (pp. 243-247). New York: Oxford University Press.
- Harmon-Jones, E. y Allen, J. J. B. (1997). Behavioral activation sensitivity and resting frontal EEG asymmetry: Covariation of putative indicators related to risk for mood disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 159-163.
- Jorm, A. F., Christensen, H., Henderson, A. S., Jacomb, P. A., Korten, A. E., y Rodgers, B. (1999). Using the BIS/BAS scales to measure behavioural inhibition and behavioural activation: Factor structure, validity and norms in a large community sample. *Personality and Individual Differences*, 26, 49-58.
- Muntaner, C. y Torrubia, R. (1985). *Versión experimental no publicada de la Escala de Susceptibilidad a la Recompensa*. Manuscrito no publicado.
- Nunnally, J. C. (1987). *Teoría Psicométrica*. Editorial Trillas.: México.
- Pickering, A. D., Corr, P. J., y Gray, J. A. (1999). Interactions and reinforcement sensitivity theory. A theoretical analysis of Rusting y Larsen (1997). *Personality and individual differences*, 26, 357-365.
- Ross, S. R., Millis, S. R., Bonebright, T. L., y Bailey, S. E. (2002). Confirmatory factor analysis of the Behavioral Inhibition and Activation Scales. *Personality and Individual Differences*, 33, 861-865.
- Quilty, L. C. y Oakman, J. M. (2004). The assessment of behavioural activation- the relationship between impulsivity and behavioural activation. *Personality and Individual Differences*, 37, 429-442.
- Torrubia, R., Avila, C., Molto, J., y Caseras, X. (2001). The Sensitivity of Punishment and Sensitivity to Reward Questionnaire (SPSRQ) as a measure of Gray's Anxiety and Impulsivity Dimensions. *Personality and Individual Differences*, 31, 837-862.
- Torrubia, R. (2005). Cuestionario de Sensibilidad al Castigo y Sensibilidad a la Recompensa; R. Torrubia, comunicación personal, 19 de abril de 2005.
- Torrubia, R., y Tobeña, A. (1984). A scale for the assessment of susceptibility to punishment as a measure of anxiety: preliminary results. *Personality and Individual Differences*, 5, 371-375.
- Wilson, G. D., Barrett, P. T., y Gray, J. A. (1989). Human reactions to reward and punishment: A questionnaire examination of Gray's personality theory. *British Journal of Psychology*, 80, 509-515.

(Artículo recibido: 8-12-2008; aceptado: 29-9-2009)