

## Inteligencia psicométrica, tiempo de inspección y potenciales evocados: validez de constructo

Pere Joan Ferrando  
Andreu Vigil  
Urbano Lorenzo  
Jordi Tous  
*Universidad Rovira i Virgili*

*El presente trabajo pretende analizar el patrón de correlaciones entre distintos indicadores que se suponen relacionados con el factor «G». Con este propósito se utilizan dos indicadores psicométricos: el test de matrices progresivas de Raven y la escala verbal de la batería de aptitudes mentales primarias PMA de Thurstone (escala verbal); y dos indicadores cronométricos: tiempo de inspección y latencia del componente P300 del registro de potenciales evocados cerebrales. Los resultados obtenidos mediante un análisis factorial confirmatorio parecen indicar que las correlaciones observadas entre los indicadores pueden explicarse por el efecto de un solo factor. De ser así, esto sugeriría que ciertos indicadores no psicométricos pueden ser apropiados para el estudio de la inteligencia.*

*Palabras clave: Inteligencia, Tiempo de Inspección, Potenciales Evocados.*

*This work attempts to analyze the patterns of correlations between different indicators which are presumably related to the «G» factor. To this end two psychometric indicators are used: Raven's progressive matrix test and Thurstone's range of primary mental ability test (verbal scale). Time of inspection and latency of the component P300 registered by brain evoked potentials were recorded. The results obtained through a confirmatory factor analysis seem to indicate that the correlation observed between the indicators is due to one single factor, just as the accuracy of certain non-psychometric indicators are due to the study of the intelligence.*

*Key words: Intelligence, Inspection Time, Evoked Potentials.*

En las últimas décadas, los modelos de cronometría mental y los procedimientos de registro psicofisiológico se han ido incorporando con fuerza creciente al estudio de las diferencias individuales. Estas incorporaciones han ampliado

notablemente las posibilidades de investigación y han dado lugar, entre otras cosas, a un replanteamiento de temas tan tradicionales en psicología diferencial como el de la naturaleza y estructura de la inteligencia.

Un grupo de autores pertenecientes a la escuela inglesa, entre los que cabe destacar a los Hendrickson, Jensen o al propio Eysenck, han desarrollado modelos de inteligencia fundamentados biológicamente. Dichos autores sostienen que el sustrato fisiológico de las capacidades intelectuales se deriva de la capacidad del sistema nervioso para realizar una transmisión efectiva de la información, en el sentido de una elevada velocidad en la misma, acompañada de un bajo nivel de errores en la transmisión (Jensen, 1982; Hendrickson, 1982; Eysenck y Eysenck, 1987). Más recientemente Fidelman (1990) ha sugerido que la probabilidad de una transmisión libre de errores a través de comisuras interhemisféricas podría ser la responsable de los factores genéticos y biológicos de la inteligencia.

De acuerdo con estos autores, el desgajamiento histórico que se produjo entre la aplicación puramente técnica y psicométrica de los métodos factoriales propuestos por Spearman, por un lado, y su sólida conceptualización teórica por otro, no ha permitido una comprensión adecuada del constructo, sino que, en cambio, sólo ha dado lugar a intentos de refinamiento en su medición (Eysenck, 1983).

Para este grupo de autores, la inteligencia que miden los tests de CI es la que podemos denominar «Inteligencia Psicométrica» desde la perspectiva de la diferenciación clásica propuesta por Hebb (1949) y Vernon (1979) sobre las inteligencias de tipo A, B y C. Dichos términos se referirán respectivamente a la *inteligencia biológica*, que partiendo de un sustrato determinado genéticamente, estará presente en la base de todos los procesos cognitivos, la *inteligencia social*, cuya manifestación vendrá dada por la capacidad del individuo para aplicar la inteligencia biológica a los problemas cotidianos y, finalmente, la *inteligencia psicométrica*, como aquella inteligencia que es medida por las diversas pruebas de capacidad mental (Vernon, 1979; Eysenck y Barrett, 1985; Eysenck y Eysenck, 1987).

Desde esta concepción de la inteligencia, es lógica la utilización de medidas fisiológicas como los potenciales evocados o quasifisiológicas como las medidas cronométricas como indicadores de la inteligencia tipo A. En este sentido, Eysenck (1991) remarca el hecho de que el rendimiento de los sujetos en las medidas cronométricas muestre una elevada correlación con el CI, sugiriendo por tanto que los errores de transmisión juegan un papel primordial en dicho rendimiento.

Si hasta aquí se han comentado los aspectos teóricos de los modelos basados en Spearman, cabe referirnos ahora a las aportaciones metodológicas que permiten poner a prueba estos modelos. En este aspecto, el artículo de Spearman de 1904 constituye la base de lo que posteriormente en psicometría se ha dado en llamar «validez de constructo». En esencia el planteamiento puede resumirse de la siguiente forma.

Si se toman una serie de medidas bien diferenciadas que, a nivel teórico, se supone que miden una sola variable latente común, pueden derivarse técnicas que permitan inferir hasta qué punto la variable latente afecta a dichas medidas. Adicionalmente, si las variables sólo tienen en común el hecho de estar afectadas por este rasgo latente, entonces, si se elimina la influencia de dicho rasgo, las correlaciones parciales entre estas medidas deben tender a cero.

Claramente este concepto ha dado lugar al modelo de análisis factorial confirmatorio que, precisamente, en la terminología de los modelos de ecuaciones estructurales se denomina «modelo de medida». En dicho modelo las distintas variables observadas constituyen medidas «imperfectas» de una variable latente común (factor) que carece de error de medida. En el caso de un sólo factor, las saturaciones factoriales equivalen a las correlaciones variable-factor y su cuadrado se interpreta como la proporción de la varianza del indicador que es explicada por el rasgo latente; por supuesto, cuanto más alto sea dicho valor, más pura será la medida obtenida con este indicador.

Debe advertirse que en este artículo utilizamos como sinónimos los términos «factor» y «variable latente». Esta equivalencia conceptual entre ambos términos es utilizada actualmente por un gran número de psicómetras (véase McDonald, 1981, para una discusión).

El aspecto clave para el funcionamiento del modelo que se describe estriba en el hecho de que los indicadores medidos sean lo más distintos posible entre sí. Este punto fue enfatizado ya en el artículo de Cronbach y Meehl (1955) y, especialmente, en el desarrollo multimétodo-multirasgo de Campbell y Fiske (1959). En efecto, si además de compartir la medida de un rasgo común, los métodos de medida son similares entre sí (p. ej. pruebas de papel y lápiz todos ellos) entonces parte de la varianza compartida se deberá a la similitud en la forma de medición, no a la variable que se pretende medir; con lo que, como mínimo, habremos introducido un segundo factor común (el factor de método). Este punto ya lo vislumbró Spearman cuando habló de la «indiferencia del indicador».

Tradicionalmente, los denominados «tests de matrices» fueron elaborados a partir de las tres reglas neogenéticas de Spearman (1904) con el fin de verificar sus teorías y proporcionar una medida «pura» del factor «G». La investigación actual basada en indicadores biológicos o cronométricos de la inteligencia parece indicar que son estos tests los que muestran correlaciones más elevadas con los citados indicadores. En cambio, las escalas que pretenden medir aptitudes «primarias» (en el sentido de Thurstone), parecen mostrar menores correlaciones.

En este sentido Jensen (1982, 1984, 1987) ha propuesto que las medidas cronométricas están más relacionadas con la inteligencia general que con factores cognitivos específicos, llegando a la conclusión de que la velocidad de procesamiento reflejada en las medidas cronométricas explicaría entre el 10 y el 20 % de la varianza observada en la inteligencia general. Nettelbeck (1987) señala los puntos básicos en los que se sustenta esta propuesta: el cerebro es visto como un procesador de información, su capacidad estaría limitada, en primer lugar, por la cantidad de información analizada y las operaciones realizadas con dicha información en cada unidad de tiempo, y en segundo lugar, por la duración de la retención de la información en la MCP previa al almacenamiento a largo plazo. Desde este punto de vista pueden esperarse correlaciones más elevadas entre las medidas cronométricas y medidas de la inteligencia libres de influencias culturales, que podríamos identificar con un factor de inteligencia fluida desde el punto de vista de Cattell (1971).

El objetivo general del trabajo que se presenta es el de comparar el funcionamiento de distintos supuestos indicadores de factor «G» en cuanto a unidi-

mensionalidad y error de medición. Inicialmente, este estudio de validez de constructo requiere que estos indicadores sean lo más distintos posible entre sí en cuanto a método, de tal forma que sólo compartan la varianza común debida al hecho de medir la misma dimensión.

Se han tomado dos indicadores psicométricos y dos indicadores cronométricos, uno de ellos psicofisiológico. El primer indicador psicométrico es el test avanzado de matrices progresivas de Raven (1962). La elección de este indicador, como se ha comentado, se debe a que se supone que es una de las medidas más puras de factor «G», lo que permite tomarlo como eje de referencia en el análisis.

El segundo test de papel y lápiz es la escala verbal de la batería de aptitudes mentales primarias PMA (Thurstone, 1938). Aun cuando sea también una prueba de papel y lápiz, difiere notablemente del test anterior; aquél es una prueba viso-perceptiva, ésta es una prueba de vocabulario.

Respecto a los indicadores cronométricos hemos elegido en primer lugar el tiempo de inspección; definido como el tiempo de exposición mínimo necesario para analizar el *input* estimular. Esta elección se fundamenta en la creciente utilización de este indicador en el estudio de las diferencias individuales en inteligencia, en las cuales suele presentar correlaciones moderadas o altas con diversos indicadores psicométricos (Brand y Deary, 1982; Irwin, 1984; Nettelbeck, 1987). Por su parte, se ha elegido un segundo indicador cronométrico de tipo fisiológico, la latencia del componente P300 del registro de potenciales evocados. Este componente ha sido relacionado con el tiempo de evaluación estimular y con la actualización de la representación interna del ambiente (Duncan-Johnson, 1981; Donchin y Coles, 1988).

Asimismo es necesario señalar que este indicador ha sido relacionado tradicionalmente con la velocidad general de procesamiento de la información, existiendo un elevado número de publicaciones en las que se relaciona la latencia de este componente con el tiempo de reacción obtenido en las mismas (McCarthy y Donchin, 1983; Gloerich, Brookhuis, van Dellen y Mulder, 1984; Walton, Callaway, Halliday y Naylor, 1988; Donchin y Coles, 1988). Por otra parte, en las pocas investigaciones en que se ha intentado relacionar el tiempo de inspección con la latencia de los componentes del registro de potenciales evocados tan sólo se han encontrado relaciones significativas entre el tiempo de inspección y la latencia del componente P300 (Zhang, Caryl y Deary, 1989a, 1989b; Juhel, 1991; Vigil, Ferrando y Pueyo, 1993).

Finalmente, autores como Hendrickson (1982) señalan la posibilidad de que la latencia de ciertos componentes de los potenciales evocados pueda ser utilizada como correlato de las capacidades intelectuales.

Basándonos tanto en los modelos teóricos comentados como en la evidencia empírica recogida hasta el momento, se presentan una serie de predicciones en el presente trabajo. En primer lugar, es de esperar la existencia de correlaciones significativas entre todos estos indicadores; en segundo lugar, la variable con correlaciones más elevadas con las demás debe ser el test de matrices. En tercer lugar, se espera que las medidas no psicométricas correlacionen en forma más elevada con el test de Raven que con la escala verbal. Por último, dada la relativa independencia a nivel de método entre los indicadores, puede esperarse que la

matriz de correlaciones se ajuste a un patrón unidimensional, es decir, a un modelo de medida de un solo factor común.

## Método

### *Sujetos*

La muestra estaba formada por 50 estudiantes voluntarios pertenecientes a la Facultad de Filosofía y Letras de la Universidad Rovira i Virgili de Tarragona (35 mujeres y 15 hombres) con edades comprendidas entre los 18 y los 35 años.

### *Aparatos*

- 2 Ordenadores Kenitec 386/33 con coprocesador 80037.
- 1 Mouse Genius Mouse GM6.
- 1 Amplificador EEG Grass de cuatro canales.
- 1 Interface AD/DA Pc-Lab 8012.
- 4 electrodos Ag/Au de 10 mm.
- 1 Programa «Scan» de Neuroscan Inc. para el registro de actividad EEG.
- 1 Programa «Dinamic» para la estimación del TI.
- 1 Programa Lisrel VII.
- 1 Programa SPSS-Pc V.4.0.
- 1 Test Matrices Progresivas de Raven (forma avanzada).
- 1 Test Habilidades Mentales Primarias de Thurstone (escala verbal).
- 100 Protocolos de respuesta.

### *Medidas*

• *Estimación del TI.* El TI fue registrado mediante una modificación del método adaptativo propuesto por Irwin (Irwin, 1984; Ferrando y Vigil, 1990). Dicho método presenta una serie de ventajas sobre los métodos basados en la técnica psicofísica de los estímulos constantes, como puede ser su rápida administración y la menor fatiga que genera. Por otra parte, tal y como señala Nettelbeck (1987) la fiabilidad de dicho método es similar a la que presentan los métodos clásicos en la estimación del TI (fiabilidad test-retest alrededor de  $r=0.75$ ).

Con el fin de obtener una estimación del TI que no se vea afectada por la utilización de estrategias de respuesta basadas en el movimiento aparente, se ha utilizado el método desarrollado por Knibb (1922), basado en la utilización de una máscara dinámica. Dicha máscara consiste en 6 figuras que se superponen, formadas aleatoriamente por recuadros blancos, negros y grises. De este modo se consigue generar un movimiento aparente en direcciones aleatorias, que a diferencia del generado por los sistemas de enmascaramiento clásico, no aporta ninguna información sobre la figura utilizada para evaluar el TI.

La tarea consistió en 25 bloques formados por 5 exposiciones cada uno. El tiempo de exposición inicial fue de 160 ms. En el caso de que el sujeto contestara correctamente los 5 ensayos de un bloque, en el siguiente bloque se presentaba el estímulo disminuyendo el tiempo de exposición en 15 ms. En aquellos casos en que el sujeto cometía un error en el bloque de cinco ensayos, se mantenía el tiempo de exposición y, finalmente, si cometía más de un error se aumentaba el tiempo de exposición en 15 ms. Mediante este método se define el TI como el tiempo de exposición anterior a la repetición de dos bloques de ensayos.

La figura utilizada fue la clásica propuesta por Vickers y otros (1972) que consistía en dos líneas verticales de 26 y 13 mm de longitud con una separación entre las mismas de 18 mm y un grosor de 2 mm, unidas en su parte superior por una línea horizontal. Los estímulos fueron presentados mediante la pantalla del ordenador controlada por una tarjeta «SVGA» de 1 Mb. La presentación de los estímulos así como el registro de las respuestas fue controlada mediante un programa desarrollado en el intérprete/compilador «Quick Basic 4.0», respondiendo el sujeto mediante un ratón «Genious Mouse» GM6. (Una amplia descripción del programa y del sistema de enmascaramiento puede encontrarse en Vigil, Lorenzo y Ferrando, 1992.)

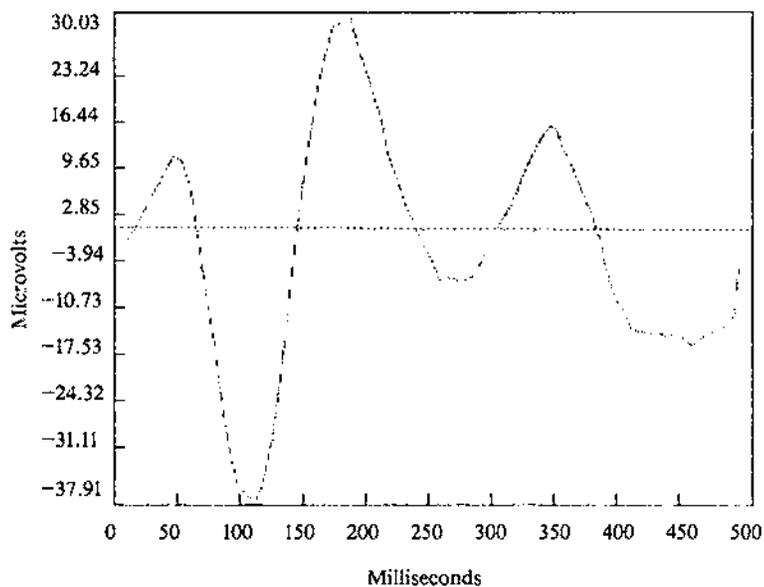
La precisión del reloj interno del ordenador se controló tomando como unidad de medida la diezmilésima de segundo mediante una subrutina en lenguaje ensamblador (Bühner, Sparrer y Witkunat, 1987; Graves y Bradley, 1987). Asimismo el programa generó una señal con el fin de activar el sistema de registro de PE ante cada presentación de estímulo mediante una interfaz analógico/digital.

• *Registro de PE.* La actividad EEG fue registrada en una habitación aislada acústica y electromagnéticamente. Los electrodos fueron colocados en las posiciones Fz y Cz del sistema 10-20 (Jaspers, 1958) tomando como referencia ambos lóbulos auriculares y con una toma de tierra externa. Las impedancias se mantuvieron por debajo de los 5 kOhm. Dicho montaje con las localizaciones señaladas es el utilizado en gran parte de las investigaciones en las que se registra el componente P300 bajo la modalidad visual (véase por ejemplo, Magliero, Bashore, Coles y Donchin, 1984; Strayer, Wickens y Braune, 1987). La amplitud de filtrado fue 1-300 Hz, registrando la actividad en los 500 ms siguientes a la presentación de cada estímulo, digitalizando el EEG con una tasa de 1 medida cada 4 ms.

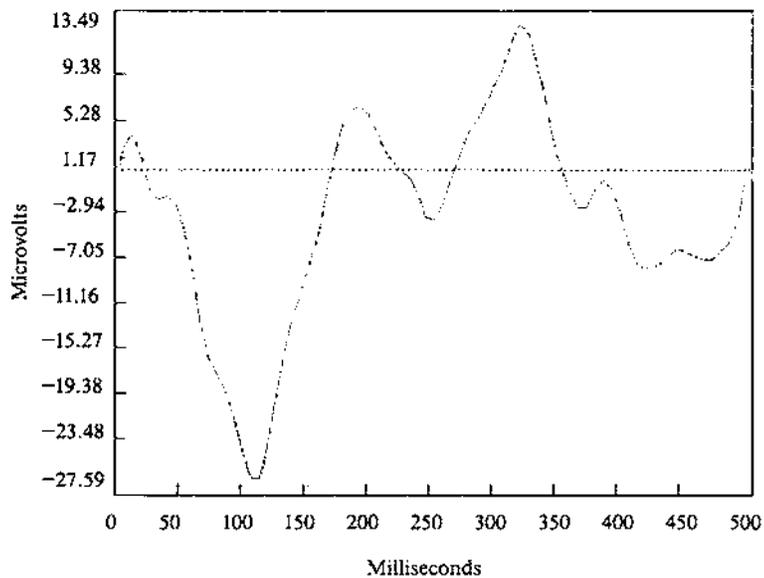
### *Procedimiento*

La tarea de TI y el registro de PE se realizaron de forma simultánea. Previamente los sujetos realizaron el test avanzado de matrices progresivas de Raven. En la tarea de TI los sujetos realizaron una serie de entrenamiento de 25 ensayos con tiempos de exposición aleatorios.

Los PE se obtuvieron mediante un promediado de los 125 ensayos (véase Figura 1) y fueron filtrados *off-line* (-3dB a 6.29 Hz y 0 dB a 14.29 Hz). La latencia del componente P300 fue definida de forma convencional mediante la utilización de ventanas de tiempo. Así la latencia del componente P300 se definió como el máximo pico positivo en un rango de 250-400 ms.



Promediado Sujetos 30 % inferior



Promediado Sujetos 30 % superior

Figura 1. Promediado general de PE para los sujetos situados en el 30 % inferior y superior en las puntuaciones del Raven.

Debe precisarse que la figura de enmascaramiento aparentemente no generó ningún tipo de componente solapado o posterior al componente P300, dado que al ser un estímulo generado aleatoriamente y, por consiguiente distinto para cada ensayo, la actividad evocada por el mismo probablemente fue anulada por el promediado. Por otra parte, el sujeto no debía realizar ninguna tarea relacionada con la máscara, condición que implicaría la presencia de un componente endógeno relacionado con la misma.

## Resultados

Inicialmente se computaron los estadísticos descriptivos para las variables implicadas en los análisis posteriores (véase Tabla 1) y se verificaron las distribuciones marginales de los cuatro indicadores. Finalmente se obtuvieron los recíprocos de las variables de latencia para evitar correlaciones negativas entre las medidas (Carroll, 1978). Con estos datos se calculó la matriz de correlaciones que se presenta a continuación (Tabla 2).

TABLA 1. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación</i>
Descriptivos globales (N = 40)		
TI	84.84	27.90
LP300	338.913	37.101
PMA	33.72	8.83
RAVEN	11.123	3.98
Descriptivos 30 % Inferior en Raven		
TI	112.22	30.34
LP300	365.578	32.130
PMA	30.11	8.96
RAVEN	5.67	1.22
Descriptivos 30 % Superior en Raven		
TI	73.25	24.98
LP300	37.715	39.580
PMA	37.15	8.05
RAVEN	15.45	2.04

TABLA 2. MATRIZ DE CORRELACIONES

	<i>TI</i>	<i>LP3</i>	<i>PMA</i>	<i>RAVEN</i>
N = 50				
<i>TI</i>	1.00000			
<i>LP3</i>	.31013	1.00000		
<i>PMA-V</i>	.01917	.20915	1.00000	
<i>RAVEN</i>	.48346	.48951	.34730	1.00000
Determinante =	.4887807			

En caso de ajuste perfecto al modelo, el determinante hubiese debido ser cero y la matriz de rango uno. En la práctica esta situación es virtualmente imposible. Sin embargo, si se toma como pivote al test de Raven y se calculan las correlaciones parciales entre los indicadores eliminando la influencia de la variable pivote, puede verificarse que las tres posibles correlaciones parciales tienden a cero, lo cual ya nos indica que el modelo se ajustará bien.

Quizás lo más destacable en la inspección visual de la matriz de correlaciones sea el hecho de que existan correlaciones más elevadas entre el test de inteligencia general y los indicadores cronométricos y psicofisiológicos, que entre los dos indicadores psicométricos de papel y lápiz. Sin embargo, este resultado no está en desacuerdo con la evidencia empírica acumulada al respecto. Así, en lo que se refiere a las relaciones entre el test de matrices progresivas y la prueba verbal del PMA, los estudios de validez de esta última batería en su adaptación española muestran coeficientes de correlación alrededor de 0.30 entre el factor verbal y diversas pruebas de inteligencia no verbales (Cordero y Seisdedos, 1989). En forma más general, tratados clásicos como el de Anastassi (1973) consideran que las correlaciones entre el test de Raven y diversas escalas de factor verbal se mueven en valores alrededor de 0.40.

Más destacables pueden parecer las elevadas correlaciones obtenidas entre el test de matrices progresivas y los indicadores no psicométricos. Sin embargo, respecto a la tarea de tiempo de inspección, el resumen de la evidencia empírica reportado por Nettelbeck (1987) muestra valores semejantes a los obtenidos. Algo similar puede deducirse del informe de Hendrickson (1982) respecto a medidas de potenciales evocados. A destacar, sin embargo, que en el estudio que aquí se presenta la muestra era muy homogénea, por lo que estos valores de correlación hetero-método resultan elevados.

La matriz de correlaciones fue analizada mediante el programa de ecuaciones estructurales «LISREL» 7.12, proponiendo un modelo de análisis factorial confirmatorio de un solo factor común (modelo de Spearman). Dado el escaso tamaño de la muestra se utilizó el ajuste mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) ya que la estimación máximo-verosímil suele manifestar sesgos en estudios de simulación cuando se trabaja con muestras menores a 200 sujetos (Boomsma, 1982).

Consideramos con McDonald (1981) que el indicador más apropiado del ajuste de este modelo es el de la magnitud de las covarianzas residuales. Este indicador, que hemos justificado en la introducción, puede hacerse más específico si se estandarizan los residuales, con lo cual cada valor se interpreta en el mismo sentido que una zeta en una prueba de comparación de medias.

Los parámetros estimados por el modelo, así como las pruebas de bondad de ajuste se presentan a continuación (Tabla 3).

A destacar, en primer lugar, el buen ajuste del modelo a los datos. El supuesto de que las puntuaciones observadas en las medidas se deben al efecto de un solo factor común más un residual independiente, permite reproducir razonablemente bien las pautas de covariación observadas.

Sin embargo, estos resultados deben tomarse con bastante precaución, ya que el número de indicadores es muy reducido. En efecto, en un modelo de este

tipo, tres indicadores sólo proporcionan una vía de solución para cada carga y no puede estimarse el ajuste de la solución obtenida. Con cuatro variables como es nuestro caso, cada carga puede ser estimada por tres vías. Cuantas más variables intervienen, más vías alternativas de estimación existen y más difícil es el buen ajuste del modelo pero, por la misma razón, más fuertes son las interpretaciones que pueden inferirse de un ajuste satisfactorio.

TABLA 3. AJUSTE AL MODELO DE UN FACTOR COMÚN

	Cargas	V. específica		
ITI	.481	.768		
ILP3	.541	.708		
PMA-V	.313	.902		
RAVEN	.975	.050		
Medidas globales de ajuste:				
Ji-Cuadrado (2 G.L.) = 2.11 (P = 0.349)				
Raíz de la media cuadrática residual = .050				
Matriz de residuales tipificados:				
	TI	LP3	PMA	RAVEN
TI	.000			
LP3	.338	.000		
PMA	-.909	.277	.000	
RAVEN	.092	-.232	.285	.000

Respecto a los parámetros estimados, los resultados parecen interesantes, aunque no sorprendentes. Si juzgamos la importancia de cada indicador por la proporción de varianza que comparte con la variable latente, entonces la medida más pura de «G» es el test de matrices progresivas de Raven, lo cual es un supuesto generalmente aceptado en psicología diferencial. Más interesante resulta el hecho de que las medidas cronométricas y psicofisiológicas compartan mayor proporción de varianza con el supuesto factor que un test verbal de papel y lápiz.

## Discusión

Inicialmente es necesario comentar que el presente trabajo permite muy poca generalización en cuanto a los resultados obtenidos. En primer lugar, el tamaño de la muestra es muy reducido respecto a los modelos de análisis de datos que se han utilizado. En segundo lugar, el número de variables observables resulta también escaso por las razones ya comentadas.

Ambas limitaciones tienen una cierta justificación práctica. Resulta relativamente fácil obtener una gran cantidad de muestra en pruebas de papel y lápiz,

pero, en cambio, el registro de los potenciales evocados cerebrales es un procedimiento bastante más laborioso. Respecto a la segunda, resulta muy difícil encontrar otros indicadores tan independientes como los que aquí han sido utilizados.

Por otra parte, aun con estas limitaciones, creemos que el trabajo puede tener un cierto interés por varias razones. En principio, los datos obtenidos en este trabajo resultan bastante concordantes con los obtenidos en diversas investigaciones de tipo similar en las que se relaciona el TI con la inteligencia (para una amplia revisión véase Nettelbeck, 1987; Lubin y Muñiz, 1987 y Andrés Pueyo, 1993), lo que ayuda a crear un cierto cuerpo de evidencia empírica. No obstante, tal y como señalan Lubin y Muñiz (1986) existe una amplia variabilidad en los resultados publicados, siendo en opinión de estos autores la variabilidad de esta medida la responsable de la gran variabilidad obtenida en el estudio de las relaciones entre TI e inteligencia. En este sentido nos parece interesante la aportación que la técnica de enmascaramiento dinámico puede representar en tanto en cuanto incrementa la fiabilidad de la medida al evitar los problemas derivados de la utilización de estrategias de respuesta.

Por otra parte, los resultados parecen señalar que algunos indicadores no psicométricos pueden resultar apropiados para la investigación de las diferencias individuales en inteligencia, lo cual, como se ha dicho al principio, no sólo incrementa las posibilidades de investigación, sino que permite salir de situaciones circulares en las que un constructo se define únicamente por unos indicadores específicos que pretenden medirlo.

En esta investigación se presentan dos resultados adicionales que merecen ser comentados. En primer lugar nos encontramos con la existencia de una correlación significativa entre la latencia del componente P300 y el TI ( $r=0.310$   $p<0.05$ ). Este resultado concordaría con propuestas anteriores que hipotetizan la existencia de una asociación entre el TI con el constructo de tiempo de evaluación estimular (Nettelbeck, 1982; Vigil, Ferrando y Andrés Pueyo, 1993). En segundo lugar cabe señalar que en la gran mayoría de estudios en los que se han tratado de relacionar las latencias de los componentes de PE con la inteligencia, se han utilizado por lo general componentes previos al P300, como puedan ser la latencia del componente N100 o del componente P100 (Ertl y Shafer, 1969; Shucard y Horn, 1972) destacando el hecho de que en la presente investigación nos encontremos con que un componente ampliamente estudiado como el P300 presente asimismo correlaciones significativas ( $r=0.4895$   $p<0.01$ ) con la inteligencia psicométrica.

Finalmente, apuntar la posibilidad de utilizar en este tipo de estudios, otros indicadores derivados del registro de potenciales evocados como puede ser la longitud de cinta. A pesar de que dicha medida ha sido tradicionalmente utilizada en los estudios que tratan de obtener indicadores de la inteligencia biológica (Hendrickson y Hendrickson, 1980; Hendrickson, 1982; Eysenck y Barret, 1985), el grado de correlación entre dicha medida y la inteligencia parece que depende en gran medida de la heterogeneidad de la muestra y, por otra parte, los resultados iniciales obtenidos por los autores citados, no han sido replicados en estudios como los de Shagass, Roemer, Straumanis y Joisassen (1981), Haier, Robinson, Braden y Williams (1983), o en nuestro país por Coscolluela, Andrés y Tous (1992).

Teniendo en cuenta que el grupo normativo utilizado (universitarios), presumiblemente, debe ser muy homogéneo en lo que respecta a la variable latente común, hemos optado por utilizar indicadores altamente relacionados, ya que, de otra manera, la emergencia de dicho factor común sería bastante problemática.

## REFERENCIAS

- Anastasi, A. (1973). *Tests psicológicos*. Madrid: Aguilar.
- Andrés Pueyo, A. (1993). *La inteligencia como fenómeno natural*. Valencia: Promolibro.
- Boomsma, A. (1982). The Robustness of Lisrel against small sizes in factor analysis models. En K.G. Jöreskog & H. Wold (Eds.), *Systems under indirect observation, Part I*. Amsterdam North-Holland.
- Brand, C.R. & Deary, U.J. (1982). Intelligence and inspection time. En H.J. Eysenck (Ed.), *A model for intelligence*. New York: Springer Verlag.
- Bührer, M., Sparrer, B. & Witkunat, R. (1987). Interval timing routines for the IBM PC/XT/AT micro-computer family. *Behavior Research Methods, Instruments and Computers*, 19 (3), 327-334.
- Campbell, D.T. & Fiske, D.W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Carroll, J.B. (1978). How shall we study individual differences in cognitive abilities: Methodological and theoretical perspectives. *Intelligence*, 2, 87-115.
- Cattell, R.B. (1971). *Abilities: Their structure, growth, and action*. Boston: Houghton-Mifflin.
- Cordero, A. y Seisdedos, M. (1989). *P.M.A.: Aptitudes mentales primarias*. Madrid: TTA.
- Cosculluela, A., Andrés, A. y Tous, J.M. (1992). Inteligencia y velocidad o eficiencia de procesamiento de información. *Anuario de Psicología*, 52, 67-77.
- Cronbach, L.J. & Meehl, P.E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52, 281-302.
- Donchin, E. & Coles, M. (1988). Is the P300 component a manifestation of context updating? *Behavioral and Brain Sciences*, 11, 355-425.
- Duncan Johnson, C.C. (1981). P300 Latency: a new metric in information processing. *Psychophysiology*, 183, 207-215.
- Ertl, J.P. & Shafer, E.W.P. (1969). Brain response correlates of psychometric intelligence. *Nature*, 223, 421-422.
- Eysenck, H.J. (1983). *Estructura y medición de la inteligencia*. Barcelona: Herder.
- Eysenck, H.J. & Barret, P. (1985). Psychophysiology and the measurement of intelligence. In C.R. Reynolds & V.L. Wilson (Eds.), *Methodological and statistical advances in the study of individual differences*. New York: Plenum Press.
- Eysenck, H.J. & Eysenck M.W. (1987). *Personalidad y diferencias individuales*. Madrid: Pirámide.
- Eysenck, H.J. (1991). Three views of intelligence. *Personality and Individual Differences*, 12, 971-975.
- Ferrando, P.J. y Vigil, A. (1990). Tiempo de Inspección y hora del día. *Anuario de Psicología*, 46, 39-52.
- Fidelman, U. (1990). A suggested solution to the paradox of general intelligence: a biological theory of mathematical cognition. *Personality and Individual Differences*, 11, 899-907.
- Graves, R. & Bradley, R. (1987). Millisecond interval timer and auditory reaction time programs for the IBM PC. *Behavior Research Methods, Instruments and Computers*, 19, 30-35.
- Haier, R.J., Robinson, D.L., Braden, W. & Williams, D. (1983). Electrical potentials of the cerebral cortex and psychometric intelligence. *Personality and Individual Differences*, 4, 591-599.
- Hebb, D.O. (1949). *The organization of behaviour*. New York: Wiley.
- Hendrickson, D.E. (1982). The biological basis of intelligence part II: Measurement. In H.J. Eysenck (Ed.), *A model for intelligence*. New York: Springer-Verlag.
- Hendrickson, D.E. & Hendrickson, A.E. (1982). The biological basis of individual differences in intelligence. *Personality and Individual Differences*, 1, 3-33.
- Irwin, R.J. (1984). Inspection time and its relation to intelligence. *Intelligence*, 8, 47-65.
- Jaspers, H.H. (1958). The ten-twenty electrode system of the internal federation. *Electroencephalography and Clinical Neurophysiology*, 10, 371-375.
- Jensen, A.R. (1982). Reaction time and psychometric G. In H.J. Eysenck (Ed.), *A model for intelligence*. New York: Springer-Verlag.
- Jensen, A.R. (1985). Methodological and statistical techniques for the chronometric study of mental abilities. In C.R. Reynolds & V.L. Wilson (Eds.), *Methodological and statistical advances in the study of individual differences*. New York: Plenum Press.

- Jensen, A.R. (1987). Individual differences in the Hick paradigm. In P.A. Vernon (Ed.), *Intelligence and Speed of Information Processing*. New York: Ablex.
- Jubel, J. (1991). Le temps d'inspection et l'étude de la relation entre vitesse mentale et intelligence. Communication exposé at 9èmes Journées de Psychologie Différentielle. Liège, 12-14 September.
- Knibb, K. (1992). A Dynamic mask for inspection time. *Personality and Individual Differences*, 13, 237-248.
- Lubin, M.P. & Muñiz, J. (1986). The relationship between psychometric intelligence and inspection time. *Personality and Individual Differences*, 7, 653-658.
- Lubin, M.P. y Muñiz, J. (1987). Inteligencia psicométrica y tiempo de inspección. En M. Yela (Ed.), *Estudios de psicología y lenguaje*. Madrid: Pirámide.
- Magliero, A., Bashore, T.R., Coles, M.G.H. & Donchin, E. (1984). On the dependence of P300 latency on stimulus evaluation processes. *Psychophysiology*, 21, 171-186.
- McCarthy, G. & Donchin, E. (1983). Chronometric analysis of human information processing. In A.W.K. Gaillard & W. Ritter (Eds.), *Tutorials in ERP research: Endogenous components*. Amsterdam: North-Holland.
- McDonald, R.P. (1981). The dimensionality of tests and items. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 34, 100-117.
- Mulder, G., Gloerich, A.B.M., Brookhuis, K.A., Van Dellen, H.J. & Mulder, L.J.M. (1984). Stage analysis of the reaction process using brain-evoked potentials and reaction time. *Psychological Research*, 46, 15-32.
- Nettelbeck, T. (1982). Inspection time: an index for intelligence? *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 24a, 299-312.
- Nettelbeck, T. (1987). Intelligence and inspection time. En P.A. Vernon (Ed.), *Intelligence and speed of information processing*. New York: Ablex.
- Raven, J.C. (1962). *Advanced Progressive Matrices. Set II*. London: H.K. Lewis.
- Shagass, C., Roemer, R.A., Straunanis, J.J. & Josiassen, R.C. (1981). Intelligence as a factor in evoked potentials studies in psychopathology: Comparison of low and high IQ subjects. *Biological Psychiatry*, 16, 1007-1029.
- Shucard, D. & Horn, J. (1972). Evoked cortical potentials and measurement of human abilities. *Journal of Comparative and Physiological Psychology*, 78, 59-68.
- Spearman, Ch. (1904). General intelligence: Objectively determined and measured. *American Society of Psychology*, 115, 201-292.
- Strayer, D.L., Wickens, C.D. & Braune, R. (1987). Adult age differences in the speed and capacity of information processing: 2. An electrophysiological approach. *Psychology and Aging*, 2, 99-110.
- Thurstone, L.L. (1938). Primary mental abilities. *Psychometric Monographs*, 1.
- Vernon, P.H. (1979). *Intelligence, heredity and environment*. New York: Freeman.
- Vickers, D., Nettelbeck, T. & Wilson, R.J. (1972). Perceptual indices of performance: The measurement of IT and noise in visual stimulation. *Perception*, 1, 263-295.
- Vigil, A., Iorenzo, U. y Ferrando, P.J. (1992). Desarrollo de un programa de enmascaramiento dinámico para la estimación del tiempo de inspección. *Psicológica*, 4, 345-355.
- Vigil, A., Ferrando, P.J. & Andrés Pueyo, A. (1993). Initial stages of information processing and inspection time: Electrophysiological correlates. *Personality and Individual Differences*, 14, 733-738.
- Walton, P., Callaway, E., Halliday, R. & Naylor, H. (1987). Stimulus intensity, contrast, and complexity have additive effects on P300 latency. In R. Johnson, J.W. Rourbaugh & R. Parasuraman (Eds.), *Current trends in event-related potential research*. New York: Elsevier.
- Zhang, Y., Caryl, P. & Deary, I. (1989a). Evoked potentials, inspection time. *Personality and Individual Differences*, 10, 379-384.
- Zhang, Y., Caryl, P. & Deary, I. (1989b). Evoked potentials, inspection time and intelligence. *Personality and Individual Differences*, 10, 1079-1094.