

perseveraciones (CPT-II) su ejecución es buena (Pc=30). La capacidad de búsqueda visual, atención, flexibilidad cognitiva es normal (Dec=5) en la tarea básica, y baja (Dec=3) en la compleja. En el ENFEN, en planificación los resultados son muy bajos (Dec=2) y en resistencia a la interferencia son extremadamente bajos (Dec=1).

Motricidad. La escala MSCA indica que su funcionamiento está por debajo de su edad (Pc=10).

Los resultados informan de una capacidad intelectual llamativamente superior a la media, con puntos fuertes como la memoria a largo plazo y lenguaje, y débiles como el funcionamiento ejecutivo (atención, planificación y flexibilidad cognitiva) y la psicomotricidad.

Los resultados del caso son pertinentes para la caracterización diferencial del funcionamiento cognitivo del SN, y obviamente para la orientación psicológica y educativa, de personas con este tipo particular de mutación, debiendo profundizarse en el estudio de la variabilidad funcional en las distintas mutaciones.

Bibliografía

1. Lepri F, de Luca A, Stella L, Rossi C, Baldassarre G, Pantaleoni F, et al. SOS1 mutations in Noonan syndrome: Molecular spectrum, structural insights on pathogenic effects and genotype-phenotype correlations. *Hum Mutat.* 2011;32: 760–72.

2. Van der Burgt I, Thoonen G, Roosenboom N, Assman-Hulsmans C, Gabreels F, Otten B, et al. Patterns of cognitive functioning in school-age children with Noonan syndrome associated with variability in phenotypic expression. *J Pediatr.* 1999;135:707–13.
3. Lee DA, Portnoy S, Hill P, Gillberg C, Patton MA. Psychological profile of children with Noonan syndrome. *Dev Med Child Neurol.* 2005;47:35–8.
4. Pierpont EI, Pierpont ME, Mendelsohn NJ, Roberts AE, Tworog-Dube E, Seidenberg MS. Genotype differences in cognitive functioning in Noonan syndrome. *Genes Brain Behav.* 2009;8: 275–82.
5. Horiguchi T, Takeshita K. Neuropsychological developmental change in a case with Noonan syndrome: Longitudinal assessment. *Brain Dev.* 2003;25:291–3.

A. Martínez Planelló^{a,*}, M. Sotillo^a y F. Rodríguez-Santos^{a,b}

^a Departamento de Psicología Básica, Universidad Autónoma de Madrid, Madrid, España

^b Equipo Específico de Discapacidad Motora, Consejería de Educación, Comunidad de Madrid, Madrid, España

* Autor para correspondencia.

Correos electrónicos: almudenaplanello@gmail.com, maria.sotillo@uam.es (A. Martínez Planelló).

<https://doi.org/10.1016/j.nrl.2016.01.002>
0213-4853/

© 2016 Sociedad Española de Neurología. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Reporte de las diferencias confiables en el perfil del ACE-III[☆]



A report of reliable differences in the profile of the ACE-III

Sr. Editor:

En una publicación reciente, Matias-Guiu et al.¹ analizaron las propiedades métricas del Addenbrooke's Cognitive Examination III (ACE-III) para el diagnóstico de demencia. En dicho estudio se reportaron indicadores adecuados como, por ejemplo, una confiabilidad de los puntajes e interevaluadores elevadas (> 0,90), adecuadas sensibilidad y especificidad, y correlación alta con un criterio externo (MMSE). Sin embargo, los análisis principales en cuestión se focalizaron en la puntuación total del ACE-III, dejando de lado análisis complementarios de sus subtest: Atención (A), Memoria (M), Fluencia (F), Lenguaje (L) y Visuoespacial (V). Debe considerarse que estos subtest configuran un perfil que será analizado a fin de conocer los puntos fuertes

y débiles del evaluado previo a la elaboración del plan de intervención personalizado.

Al aplicar el ACE-III en la práctica profesional, se observarán diferencias entre los puntajes de los subtest del ACE-III de cada persona y la confiabilidad de esas diferencias debe ser analizada. En cuanto al estudio de Matias-Guiu et al., aquello no fue evaluado, por lo cual no podrá determinarse si la configuración de un perfil está influida en mayor medida por el error de medición. Para llenar ese vacío, en el ámbito de la medición se ha propuesto una expresión matemática² útil para los casos de 2 puntajes:

$$\rho_d = \frac{DE_1^2 + DE_2^2 \rho - 2DE_1DE_2\rho_{12}}{DE_1^2 + DE_2^2 - 2DE_1DE_2\rho_{12}}$$

En esa expresión, DE_1 , DE_2 , ρ_1 , y ρ_2 son las desviaciones estándar (DE) y coeficientes de confiabilidad (normalmente el coeficiente α^3) del subtest 1 y 2, respectivamente, y ρ_{12} es la correlación entre ambos subtest. La información brindada ($0 \leq \rho_d \leq 1$) indica el porcentaje de variabilidad que corresponde a la varianza verdadera, y si esta es elevada, se puede decir que el error de medición no ha influido decisivamente en las diferencias.

Los autores únicamente reportaron las DE de cada subtest en su [tabla 1](#) y se omitió el reporte de los coeficientes α de estos y la correlación entre los subtest. A modo de ejemplo, con análisis complementarios a través del uso de datos ficticios podría brindarse un panorama acerca del ACE-III. Para comenzar, a fin de estimar los coeficientes α de cada

[☆] El manuscrito no ha sido presentado previamente en ningún evento.

Tabla 1 Confiabilidad de las diferencias para los subtest del ACE-III

Subtest	Confiabilidad de las diferencias
Atención-Memoria	0,442
Atención-Fluencia	0,459
Atención-Lenguaje	0,463
Atención-Visuoespacial	0,535
Memoria-Fluencia	0,519
Memoria-Lenguaje	0,541
Memoria-Visuoespacial	0,606
Fluencia-Lenguaje	0,443
Fluencia-Visuoespacial	0,307
Lenguaje-Visuoespacial	0,580

subtest, se calculó la correlación interítem promedio para la escala total (r_{ij}) a partir de la siguiente expresión numérica para hallar el coeficiente α (k es el número de ítems)⁴.

$$\rho = \frac{(k-1)r_{ij}}{1 + (k-1)r_{ij}}$$

Posteriormente se calculó el α para cada subtest asumiendo que es el r_{ij} es similar entre todas las subescalas. El resultado indica que la correlación interítem promedio es 0,128, valor de magnitud baja⁵. A partir de ese dato, los coeficientes α para A, M, F, L y V fueron de 0,685, 0,762, 0,625, 0,762 y 0,658. Suponiendo que los datos usados para el cálculo de la confiabilidad de sus puntajes fueran verdaderos, los puntajes de los subtest no podrían considerarse como parte del proceso de toma de decisiones clínicas debido a la magnitud de los coeficientes de confiabilidad ($\alpha < 0,90$)⁶. Con respecto a las correlaciones, dado que no se reportaron, se asume $\rho_{xy} = 0,50$. Finalmente, para el ejemplo se tomaron las DE del grupo control sano de 65 años o más. Entonces, con todos los datos disponibles, se calcularon las posibles diferencias entre los puntajes de subtest.

A partir de los resultados de la [tabla 1](#), puede concluirse que la confiabilidad de las diferencias halladas entre las subescalas es baja y en ese caso más vale evitar los juicios clínicos en el análisis de un perfil de evaluación. Evidentemente, esto es solo para demostrar el método, ya que buena

parte de los insumos fueron ficticios; no obstante, queda en Matias-Guiu et al. realizar los análisis con sus datos a fin de brindar mayores evidencias para el uso del ACE-III en el contexto de evaluación clínica.

Financiación

No se recibió financiación.

Conflicto de intereses

El autor declara no tener conflicto de intereses con el desarrollo del manuscrito.

Bibliografía

1. Matias-Guiu JA, Fernández de Bobadilla R, Escuderoa G, Pérez-Pérez J, Cortés A, Morenas-Rodríguez E, et al. Validación de la versión española del test Addenbrooke's Cognitive Examination III para el diagnóstico de demencia. *Neurología*. 2015;30:545–51.
2. Muñiz J. Teoría clásica de los test. Madrid: Pirámide; 2003.
3. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. 1951;16:297–334.
4. Pascual-Ferrá P, Beatty MJ. Correcting internal consistency estimates inflated by correlated item errors. *Commun Res Rep*. 2015;32:347–52.
5. Clark LA, Watson D. Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychol Assess*. 1995;7:309–19.
6. Merino C, Navarro J, García W. Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional de Bar-On, EQ-I: YV. *Rev Per Psico Trab Soc*. 2014;3:141–54.

S.A. Dominguez-Lara*

Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

* Autor para correspondencia.

Correos electrónicos: sdominguezmpcs@gmail.com, sdominguezl@usmp.pe

<https://doi.org/10.1016/j.nrl.2016.02.022>
0213-4853/

© 2016 Sociedad Española de Neurología. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).