



**SISTEMA MEXICANO DE INVESTIGACIÓN EN PSICOLOGÍA
(SMIP)**

**Cuarta Reunión Nacional de Investigación en Psicología
21 y 22 de junio de 2012**

**Reconstruyendo la Escala Kansas de Reflexión-Impulsividad para
Preescolares (E-KRIP)**

Ricardo Vargas-Zuñiga y Pedro Solís-Cámara R¹.

Centro Universitario de la Ciénega
Universidad de Guadalajara

Introducción

El estilo cognitivo de Reflexión-Impulsividad (R-I) fue propuesto por Kagan (Kagan, Rossman, Day, Albert & Phillips, 1964). Este estilo cognitivo requiere para su evaluación de tareas que contengan cierto grado de incertidumbre; un ejemplo de esto es la tarea para niños en edad escolar, conocida como Prueba de Igualación de Figuras Comunes (Matching Familiar Figures Test, MFFT, por sus siglas en inglés), en la que simultáneamente se presentan al sujeto una figura modelo en la parte superior de una lámina y en la lámina inferior varias opciones de la figura modelo con algunas variaciones, así como la que es exactamente igual a la figura modelo. La tarea del sujeto consiste en encontrar,

¹ Laboratorio de psicología: Investigación en Intervención. Centro Universitario de la Ciénega. Universidad de Guadalajara. pedro.solis@cuci.udg.mx
Agradecimientos: Deseamos agradecer la colaboración de María de la Paz Marín Ordorica; Lizette de Lourdes Díaz López y María del Socorro Sánchez Segura.

de entre las figuras de la lámina inferior, la que es idéntica a la figura modelo de la lámina superior (Kagan et al., 1964).

La MFFT ha sido una herramienta ampliamente utilizada en el estudio de R-I y ha demostrado ser un instrumento confiable, por lo que se ha utilizado ampliamente (Arce & Santiseban, 2006; Solís-Cámara & Servera, 2003) e incluso en años recientes se ha aplicado este instrumento en el campo de estudio de la psiquiatría y farmacología (Cohen, Nesci, Steinfeld, Haeri & Galynker, 2010; Rigbi, Yakir, Sarner-Kanyas, Pollak & Lerer, 2011; Solowij, Rozman, Ciarrochi, Heaven, Lubman & Yücel, 2012).

Aunque la MFFT se ha utilizado para medir este constructo en adultos y en niños escolares, varios intentos se han hecho para desarrollar un instrumento capaz de medir este mismo fenómeno en preescolares; entre ellas se desarrolló la versión MFFT-K para preescolares, la cual no demostró ser útil y, el mismo autor reconoció como un instrumento con propiedades psicométricas muy deficientes (ver: Bornas, Servera & Montaña, 1998). Con base en lo anterior, Wright (1971; 1978) propuso la Escala de Reflexividad-Impulsividad de Kansas para Preescolares (KRISP, por sus siglas en inglés) como una medida del constructo R-I en preescolares.

El KRISP fue validado con una muestra de 1408 niños con edades que iban desde los 3 a los 6 años; los coeficientes alfa encontrados por Wright (1978) fueron de .59 para las latencias y de .70 para los errores, y una correlación entre errores y latencia de -.22. Dichos resultados permitieron a Wright (1987) proponer el KRISP como un instrumento que mide en preescolares lo mismo que la MFFT en niños de mayor edad; pero el mismo autor sugirió que no se administrara este instrumento de manera individual, debido a que no se tenían estudios que demostraran la validez del instrumento en dicha condición; sin

embargo, lo presentaba como una herramienta valiosa en el campo de la investigación cognitiva. A pesar de esto, muy pocos estudios utilizaron dicha tarea en investigación del constructo R-I con preescolares (Jones & Duffy, 1982).

Dos décadas después, Bornas, Servera y Montaña (1998) hacen notar que, a pesar del tiempo transcurrido desde la creación del KRISP, hasta ese momento no se había encontrado estudios que demostraran su validez psicométrica; en ese mismo estudio se presentaron una serie de trabajos sobre las cualidades psicométricas de la escala KRISP. En suma, se encontró que la validez convergente del instrumento para medir el constructo de R-I era pobre.

Así, la conclusión de ese estudio fue que la escala KRISP no presentaba las garantías psicométricas para medir el constructo de R-I en niños preescolares, pues los coeficientes alfa encontrados fueron de .62 para los errores y de .84 para las latencias, y una correlación latencias-errores de -.11 para niños de primero de pre-escolar, mientras que para los niños de segundo de pre-escolar fueron de .57 para los errores y .81 para las latencias, con una correlación, en este caso significativa de $-.23^{**}$ (Bornas et al., 1998).

Aunque en ese estudio, Bornas y colegas (1998) propusieron algunas alternativas para mejorar la consistencia interna de la escala KRISP, los autores del presente estudio no encontraron otros estudios que tomen en cuenta estas sugerencias y mucho menos se encontraron nuevas propuestas de instrumentos para medir el constructo de R-I en niños de edad preescolar. Sin embargo, es importante hacer notar que en años recientes, debido a la que no se conoce otra opción, el KRISP se sigue utilizando (Seğer, Sari, Celiköz & Ure, 2009).

A pesar del uso del KRISP, su poca consistencia deja un gran vacío en cuanto a instrumentos válidos para medir el constructo de R-I en preescolares y es por eso que este estudio tiene como objetivo proporcionar una nueva versión de la escala KRISP con validez psicométrica como herramienta para el estudio del constructo de R-I en preescolares.

Es interesante notar que la escala KRISP tiene un formato A y un formato B y aunque en el estudio de Wright (1978) se utilizaron las dos versiones, en el estudio de Bornas y colegas (1998) sólo se utilizó el formato A. En este trabajo se aplicaron las dos versiones de la escala KRISP y se obtuvieron las correlaciones de las latencias y errores de cada uno de los ítems de las dos versiones, cada una con 10 reactivos de prueba. Se decidió tomar solo los ítems que presentaran una correlación superior a $-.14$, ya que la correlación negativa entre la velocidad y la exactitud es un indicador de las estrategias de compensación (trade-off) entre la velocidad y la exactitud, y los resultados de la MFFT siempre presentaron correlaciones negativas entre las latencias y errores (e.g., Solís-Cámara, 1996).

Método

Participantes

La muestra consistió de 59 niños con una edad promedio de 3.9 años. El 52.5% ($n = 31$) fueron niñas y el 47.5% ($n = 28$) niños. Los participantes pertenecían a dos escuelas públicas para preescolares de la ciudad de Ocotlán, Jalisco, México.

Instrumento

La Escala Kansas de Reflexión e Impulsividad para Preescolares (KRISP; Wright, 1971) consta de 5 ítems de práctica y 10 de prueba tanto para la versión A como para la versión B. En cada ítem se presentan al niño, de manera

simultánea, una figura modelo (e. g., pelota) y cuatro (ítems 1, 2, 3 y 6, del formato A, e ítems 1, 2, 3 y 6 del formato B), cinco (ítems 4, 5, 7 y 10 del formato A, e ítems 4, 5, 7 y 8 del formato B) o hasta seis variantes de la figura (ítems 8 y 9 del formato A e ítems 9 y 10 del formato B), de las cuales solo una es idéntica a la figura modelo. La tarea del sujeto es encontrar de entre las figuras variantes la que es exactamente igual a la figura modelo. No existe un tiempo límite y se registra el tiempo que el niño tarda en ejecutar la primera respuesta (latencia) y el número total de errores en cada ítem. La aplicación es individual.

Procedimiento

A las directoras de las escuelas preescolares se les explicó que el objetivo del estudio era conocer aspectos del desarrollo de los niños y una vez obtenido el permiso se procedió a la aplicación del instrumento. Se entrenó a tres estudiantes de la carrera de psicología para la aplicación de la escala KRISP. La aplicación para cada niño se realizó en las instalaciones escolares. Para balancear la aplicación de los dos formatos del KRISP, a un total de 54.2% ($n = 32$) niños se les aplicó primero el formato A y posteriormente el B y al 45.8% ($n = 27$) en forma inversa. El tiempo entre aplicaciones fue de cinco semanas.

Resultados

Se realizó un análisis de consistencia interna para cada una de las versiones de la KRISP por separado; el formato A mostró un Alfa de Cronbach de .85 para las latencias y .57 para los errores y con una correlación Pearson de $-.35$ ($p < .01$). El formato B mostró un Alfa de Cronbach igual al del formato A, de .85, e incluso una mejor consistencia en los errores con un coeficiente alfa de .60; pero

la correlación entre latencias y errores fue más débil que la del formato A $-.17$ (NS).

Los resultados del formato A son semejantes a los encontrados por Bornas y colegas (1998) solo en el coeficiente alfa de las latencias de sus niños de primer año, pero no en el de los errores (.84 y .62, respectivamente) y menos aún en la correlación ($-.11$); en cuanto a sus resultados con niños de segundo año, se encontró semejanza en el coeficiente alfa de los errores pero no en el de las latencias (.57 y .81, respectivamente) ni tampoco en la correlación ($-.23$).

Con el objetivo de tomar de los 20 reactivos de los dos formatos de la escala KRISP solo los que fueran aptos para medir el constructo de R-I, se obtuvo para cada uno de los ítems la correlación entre latencias y errores. En la Tabla 1 se presenta cada uno de los ítems de los dos formatos de la escala KRISP, solo se tomaron los ítems que presentaran una correlación negativa mayor a $-.14$ para formar una nueva versión de la KRISP, que se nombró como E-KRIP. En la Tabla 1 se han resaltado las correlaciones de los ítems elegidos para la escala E-KRIP.

Tabla 1. Correlaciones latencias-errores de los dos formatos de la escala KRISP

Formato A		Formato B	
Ítem	Correlación	Ítem	Correlación
A1 Pelota	$-.19$	B1 Sol	$-.03$
A2 Vela	.16	B2 Pala	.25
A3 Abrigo	$-.04$	B3 Manzana	.13
A4 Balde	.10	B4 Silbato	$-.19$
A5 Vagón	$-.24$	B5 Campana	$-.18$
A6 Sartén	.27	B6 Vaca	.08
A7 Papalote	$-.22$	B7 Guante	$-.14$
A8 Camión	$-.01$	B8 Avión	$-.25$
A9 Ratón	$-.28^*$	B9 Gato	.10
A10 Gatito	$-.33^*$	B10 Ganzo	$-.30^*$

*Correlaciones negativas significativas a nivel de .05

En la Tabla 2 se presentan las estadísticas descriptivas de las latencias y de los errores para cada uno de los ítems de la nueva versión; en los errores el número máximo es de 3 porque después de que el niño cometía 3 errores se pasaba al siguiente ítem. En la Tabla se observa cómo los ítems más fáciles, es decir los que tienen menor número de alternativas, se eliminaron por sí solos al no presentar una correlación negativa latencia-errores, a excepción del ítem de la pelota que solo presenta cuatro alternativas.

Tabla 2. Datos descriptivos de los ítems de la versión E-KRIP

		Latencias				Errores			
Items	Número de opciones	Mín.	Máximo	Media	DE	Mín.	Máximo	Media	DE
C1 Pelota	4	0.5	4.66	2.32	1.02	0	2	0.27	0.55
C2 Vagón	5	0.78	8.12	3.36	1.72	0	3	0.83	1.09
C3 Papalote	5	0.78	11.2	3.74	2.44	0	3	0.89	0.94
C4 Ratón	6	0.75	20.0	4.56	3.28	0	3	1.37	0.99
C5 Gatito	5	0.63	15.9	4.36	2.94	0	3	1.05	1.04
C6 Silbato	5	1.03	16.2	3.44	2.65	0	3	0.75	0.88
C7 Campana	5	0.72	9.07	3.29	1.64	0	2	0.52	0.70
C8 Guante	5	0.78	12.2	3.35	2.36	0	2	0.46	0.70
C9 Avión	5	0.66	10.1	3.56	2.10	0	3	0.44	0.82
C10 Ganso	6	0.55	15.4	4.39	2.77	0	3	0.64	0.85

Debido a que a algunos niños se les aplicó el formato A y posteriormente el formato B de la escala KRISP y a otro grupo la aplicación fue inversa, se realizó un análisis de varianza para la nueva versión E-KRIP. Se observa que las calificaciones para latencia ($F(1,58) = 0,03$, NS) y para errores ($F(1,58) = 1,97$, NS) no variaron entre grupos, indicando que el orden de aplicación de los ítems no alteró los resultados.

Finalmente se realizó un análisis de consistencia interna para la nueva versión de la E-KRIP y se encontró un Alfa de Cronbach para las latencias de .83 y para los errores de .67, con una correlación Pearson de $-.33$ ($p < .01$).

Conclusiones

Si bien los resultados de la versión E-KRIP indican mejores índices de consistencia interna y de confiabilidad que los encontrados por Wright (1978) y Bornas, Servera y Montaña (1998), estos son resultados preliminares. Es necesario nuevos estudios con la E-KRIP para conocer mejor las propiedades psicométricas de este instrumento con una población con más niños y que además incluya mayor número de variables como las que tradicionalmente se han encontrado correlacionadas con el constructo de R-I en niños escolares mayores de 6 años.

Con esta nueva versión se toma en cuenta las propuestas de Bornas, Servera y Montaña (1998) que consistieron en sustituir el ítem 3 por otro más discriminativo e incrementar el número de opciones de los ítems 1, 2, 4 y 6 del formato A; así en la escala E-KRIP solo se toma el ítem 1 debido a que presenta una correlación negativa, lo que es consistente con el constructo de R-I a pesar de que es el ítem que más rápido se contestó y uno de los que presenta menor media de errores.

Finalmente, es interesante notar que los datos del formato A del KRISP coinciden con los datos presentados por Bornas, Servera y Montaña (1998) para errores del grupo de segundo y latencias del grupo de primero, pero en preescolares españoles de hace 14 años. Esos resultados, comparados con los niños mexicanos actuales, pone en evidencia la necesidad de llevar a cabo estudios con la nueva versión en poblaciones diferentes a la mexicana para

conocer el comportamiento psicométrico del instrumento en las diferentes culturas.

Bibliografía

- Arce, E. & Santiseban, C. (2006). Impulsivity: a review. *Psicothema*, 18(2), 213-220.
- Bornas, A. X., Servera, B. M. & Montaña, M. J. J. (1998). La medición de la impulsividad en preescolares: análisis psicométrico de la escala KRISP. *Psicothema*, 10(3), 597-608.
- Cohen, L, Nesci, C., Steinfeld, M., Haeri, S. & Galynker, I. (2010). Investigating the relationship between sexual and chemical addictions by comparing executive function in pedophiles, opiate addicts and healthy controls. *Journal of Psychiatric Practice*, 16(16), 405-4012.
- Jonas, B. & Duffy, J. (1982). An analysis of performance by pre-school children on the KRISP and on a length discrimination task. *Acta Psychologica*, 52(3), 197-211.
- Kagan, J., Rossman, B. L., Day, D., Albert, J. & Phillips, W. (1964). Information processing in the child: significance of analytic and reflective attitudes. *Psychological Monographs*, 78, No. 1 (Whole No. 578).
- Rigbi, A., Yakir, A., Sarner-Kanyas, K., Pollak, Y. & Lerer, B. (2011). Why do young women smoke? VI. A controlled study of nicotine effects on attention: pharmacogenetic interactions. *The Pharmacogenomics Journal*, 11(1), 45-52.
- Seçer, Z., Sari, H., Celiköz, N. & Ure, O. (2006). Okul Öncesi Dönemdeki Çocukların Bilişsel Stillerinin Bazı Değişkenler Açısından İncelenmesi. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, 21, 407-420.
- Servera, B. M. & Galván, P. M. R. (2001). *Memoria final: La evaluación de la impulsividad y los déficits atencionales y su implicación en problemas de rendimiento académico en el niño*. Islas Baleares, España: Universidad de las Islas Baleares.
- Solís-Cámara R., P. (1996). Random and Cognitive Responders on the Matching Familiar Figures Test: Alternatives for Users. *Perceptual and Motor Skills*, 83, 543-562.
- Solís-Cámara R., P. & Servera, M. (2003). Los efectos del modelo probabilístico sobre el estilo cognitivo reflexividad-impulsividad. *Psicothema*, 15, 545-549.
- Solowij, N. J., Rozman, M., Ciarrochi, D., Heaven, P. C., Lubman D. I. & Yücel, M. (2012). Reflection impulsivity in adolescent cannabis users: a comparison with alcohol-using and non-substance-using adolescents. *Psychopharmacology*, 219(2), 575-586.
- Wright, J. C. (1971). *Kansas Reflection Impulsivity Scale for Preschoolers (KRISP)*. Kansas, EUA: University of Kansas.
- Wright, J. C. (1978). *The KRISP: A Normative Evaluation*. Kansas, EUA: University of Kansas.