

La validez estructural de los modelos de Holland y Gati sobre los intereses vocacionales RIASEC en estudiantes mexicanos

**María Teresa Fernández Nistal¹, Jairo Keven Mora Soto¹,
Frannia Aglaé Ponce Zaragoza¹**

¹Departamento de Psicología. Instituto Tecnológico de Sonora

México

Correspondencia: María Teresa Fernández Nistal. Instituto Tecnológico de Sonora. Departamento de Psicología. Calle 5 de Febrero, 818 Sur. Col. Centro, 85000, Ciudad Obregón, Sonora, México. E-mail: teresa.fernandez@itson.edu.mx

© Universidad de Almería and Ilustre Colegio Oficial de la Psicología de Andalucía Oriental (Spain))

Resumen

Introducción. En la teoría de los tipos de personalidad vocacional y ambientes laborales de J. Holland, el modelo hexagonal organiza los datos personales y ocupacionales, y sirve para definir el grado de consistencia en la configuración de la personalidad y ambientes de trabajo, así como el grado de congruencia entre una persona y su ambiente. El objetivo del presente estudio fue analizar la validez estructural del modelo hexagonal de Holland y el jerárquico de Gati en una muestra de 636 estudiantes de bachillerato mexicanos, a través de las puntuaciones proporcionadas en la Búsqueda Autodirigida (SDS).

Método. Para analizar el ajuste de estos modelos se aplicó la prueba de aleatorización de relaciones de orden hipotetizadas (RTOR) y se llevaron a cabo escalamientos multidimensionales (EMD) no métricos.

Resultados. El tipo de personalidad social presentó la puntuación media más alta, a continuación el tipo emprendedor y después el artístico y el investigador. Las puntuaciones medias más bajas correspondieron a los tipos realista y convencional. En relación con la consistencia interna se obtuvieron coeficientes alfa de Cronbach de aceptables (.765) a buenos (.845). Los resultados de la prueba RTOR indicaron un ajuste significativo moderado ($IC=.65$) del modelo de Holland y un ajuste alto ($IC=.778$) del modelo de Gati a los datos observados. La solución del EMD en la muestra total ($Stress=.01$; $RSQ=.99$) mostró que los tipos se distribuyen según el orden RIASEC, pero la disposición espacial entre ellos forma un círculo deforme porque el tipo investigador se sitúa hacia el centro del círculo. El análisis del ajuste según el sexo y curso escolar no indicó diferencias significativas ($p>.05$), aunque los estudiantes de tercero mostraron un nivel de ajuste más alto que los de primero y segundo de bachillerato.

Discusión y conclusiones. Los resultados aportan evidencia empírica de validez estructural de los modelos de Holland y Gati en la muestra de estudiantes. Estos modelos se pueden considerar una representación adecuada de los intereses vocacionales de estos estudiantes. Los resultados también aportan evidencia de validez de constructo de las puntuaciones del SDS, lo cual presenta implicaciones prácticas sobre la utilidad de este instrumento en la orientación vocacional y profesional.

Palabras clave: Modelos RIASEC; Holland; intereses vocacionales; Búsqueda Autodirigida (SDS); estudiantes mexicanos.

Abstract

Introduction: In J. Holland's theory of vocational personalities and work environments, the hexagonal model organizes personal and occupational data, and it is used to define the degree of consistency in the configuration of personality and work environments as well as the degree of person–environment congruence. The aim of this study was to examine the structural validity of Holland's hexagonal model and Gati's hierarchical model, in a sample of 636 Mexican high school students using the scores provided in the Self-Directed Search (SDS).

Method. To analyze the fit of these models, the randomization test of hypothesized order relations (RTOR) and a non-metric multidimensional scaling (MDS) were used.

Results. The social personality type had the highest average score, then the enterprising type followed by the artistic and the investigative. The lowest average scores were by the realistic and conventional types. In relation to the internal consistency, Cronbach's alpha coefficients were acceptable (.765) to good (.845). The results of the RTOR indicated a significant moderate fit ($CI=.65$) of the Holland's model and a high fit ($CI=.778$) of the Gati's model from the observed data. The MDS solution in the total sample ($Stress =.01$; $RSQ =.99$) showed that the types are distributed according to the RIASEC order, but the spatial arrangement between them forms a misshapen polygon, because the investigative type is placed towards the center of the circle. The fit analysis according to sex and school grade did not indicate significant differences ($p>.05$), although third-year students showed a higher level of fit than those in the first and second year of high school.

Discussion and Conclusions. These results provide empirical evidence of the structural validity of the Holland's and Gati's RIASEC models in the student sample. These models can be considered an adequate representation of the vocational interests of these students. The results also provide evidence of construct validity of the SDS's scores, which presents practical implications on the usefulness of this inventory in vocational and career guidance.

Keywords: RIASEC models; Holland; Vocational interest; The Self-Directed Search (SDS); Mexican students.

Introducción

La teoría de los tipos de personalidad vocacional y ambientes laborales de Holland (1973, 1985, 1997) es considerada como una de las más influyentes en la psicología vocacional (Armstrong, Hubert y Rounds, 2003; Gottfredson, 1999), está fundamentada en una extensa investigación teórica y empírica, y ha sido la base de diversos instrumentos de evaluación sobre los intereses vocacionales que se han utilizado ampliamente en los servicios de atención vocacional de muchos países (Fouad, 2007; Nauta, 2010), incluido México (Sánchez y Valdés, 2007). El supuesto fundamental de esta teoría es que los intereses vocacionales son expresión de la personalidad de los individuos. Holland (1973, 1985, 1997) postuló que en la cultura estadounidense, es posible categorizar a las personas en uno o una combinación de los siguientes tipos de personalidad vocacional: realista (R), investigador (I), artístico (A), social (S), emprendedor (E) y convencional (C). Asimismo, los ambientes de trabajo también se pueden describir, por sus semejanzas, en uno o en una combinación de los tipos RIASEC. Según este autor la personalidad y el ambiente de trabajo interactúan entre sí influyendo de manera bidireccional.

Holland (1973) planteó una hipótesis estructural sobre la relación entre los seis tipos, la suposición del *calculus*, según la cual éstos se organizan con el orden RIASEC en una configuración hexagonal, donde las distancias entre los tipos son inversamente proporcionales a las relaciones teóricas entre ellos. Los resultados de las primeras investigaciones sobre el modelo hexagonal permitieron concluir que la forma de las relaciones entre los tipos y ambientes RIASEC era más consistente con un “polígono deforme” (Holland, 1985, p. 119). Otros autores apuntaron que esta configuración se ajustaba a la definición de circuplejo (Tracey y Rounds, 1993). Dentro de las estructuras circuplejas se distinguen dos variaciones: el modelo cuasi-circuplejo y el circulante. El primero -también denominado modelo de orden circular o modelo de Holland- asume distancias diferentes entre los tipos adyacentes, mientras que el circulante es más restrictivo debido a que asume igualdad de distancias entre los tipos adyacentes (Armstrong et al., 2003; Tracey, 2000). En la teoría de Holland, el modelo hexagonal organiza los datos personales y ocupacionales, y sirve para definir el grado de congruencia entre el tipo de personalidad vocacional y el del ambiente de trabajo, así como el nivel de consistencia en las configuraciones de la personalidad y el ambiente (Holland, 1985). La congruencia persona-ambiente es un constructo fundamental en esta teoría; con base en la afirmación de que las personas buscan e ingresan a ambientes laborales que les permiten ejer-

cer sus destrezas y habilidades, expresar sus actitudes y valores, y elegir problemas y roles que les agradan; Holland (1985) establece la hipótesis de que un nivel alto de congruencia se asocia con la satisfacción vocacional, estabilidad y logros. Respecto a la consistencia, Holland postula que un nivel alto de esta medida en la configuración de la personalidad se relaciona con una identidad vocacional más estable y madura, mientras que la consistencia del perfil ambiental promueve estabilidad de la elección vocacional.

Aparte de los modelos circumplejos, algunos autores han propuesto estructuras jerárquicas sobre la relación de los tipos RIASEC (Gati, 1991; Rounds y Tracey, 1996). Gati (1991) planteó un modelo jerárquico formado por tres grupos (RI, AS, EC) para solucionar ciertos problemas conceptuales y empíricos que, según este autor, presentaba el modelo hexagonal de Holland. Las predicciones del modelo de Gati son que las correlaciones entre los tipos que pertenecen al mismo grupo serán más altas que las de los tipos de diferentes grupos.

Las investigaciones sobre la validez estructural de los modelos RIASEC realizadas en la población estadounidense han encontrado, en general, un buen ajuste del modelo de Holland a los datos obtenidos en diversos cuestionarios de intereses vocacionales (Armstrong et al., 2003; Tracey y Rounds, 1993). Sin embargo, las investigaciones realizadas en países distintos a Estados Unidos muestran resultados muy diversos. El meta-análisis realizado por Rounds y Tracey (1996), que incluyó 76 matrices de correlación RIASEC de 18 países, mostró un menor ajuste del modelo de Holland, en la mayoría de esas matrices, en comparación con los niveles de ajuste obtenidos en la población estadounidense. Algunas investigaciones posteriores a ese meta-análisis han obtenido un buen ajuste de este modelo a los datos obtenidos en muestras de participantes de diferentes países europeos -como Islandia (Einarsdóttir, Rounds, Ægisdóttir y Gerstein, 2002), Serbia (Hedrih, 2008), España (con una muestra de personas de Almería; Martínez-Vicente y Valls, 2001), Alemania (Nagy, Trautwein y Lüdtke, 2010), Macedonia y Croacia (Hedrih, Šverko y Pedović, 2018)-, africanos (Morgan y de Bruin, 2017) y asiáticos -como Corea (Tak, 2004) y Taiwan (Tien, 2009)-. En cambio, otros estudios han encontrado bajos niveles de ajuste en muestras de Sudáfrica (du Toit y de Bruin, 2002), Bolivia (Glidden-Tracey y Parraga, 1996), España (con una muestra de estudiantes vascos; Elosua, 2007) y China (Long y Tracey, 2006). Otras investigaciones realizadas en Eslovenia, Italia, Japón y Croacia presentaron resultados mixtos en función del sexo (Guglielmi, Fraccaroli y Pombeni, 2004; Martončik y Kačmárová, 2018; Tracey, Watanabe y Schneider, 1997) y la edad de los participantes (Šverko y Babarović, 2006).

Por otro lado, las investigaciones realizadas sobre el ajuste del modelo jerárquico de Gati en la población estadounidense han encontrado un nivel de ajuste ligeramente menor que del modelo de Holland (Rounds y Tracey, 1996; Tracey y Rounds, 1993), mientras que la mayoría de las investigaciones realizadas en otros países han obtenido un mejor ajuste del modelo de Gati que del de Holland (Einarsdóttir et al., 2002; Long y Tracey, 2006; Martončik y Kačmárová, 2018; Nagy et al., 2010; Rounds y Tracey, 1996; Tien, 2009; Tracey y Rounds, 1993).

La validez de los modelos RIASEC en la población mexicana ha sido poco estudiada. Únicamente existe la investigación de Fouad y Dancer (1992), cuyo objetivo fue realizar una comparación transcultural de la estructura RIASEC entre dos muestras equivalentes de México y Estados Unidos a partir de las puntuaciones proporcionadas en el Inventario de Intereses de Strong (Hansen y Campbell, 1985). Las muestras estaban formadas por universitarios de ingeniería e ingenieros de sexo masculino de ambos países. Las autoras analizaron la estructura circular de los tipos RIASEC, la suposición del *calculus* (el modelo de orden circular) y el hexágono equilátero más restrictivo (modelo circulante) a través de la técnica de escalamiento multidimensional. Los resultados indicaron una configuración circular de los tipos RIASEC y la confirmación de la suposición del *calculus* en las muestras de ambos países, aunque se halló un menor ajuste en el grupo de universitarios mexicanos, puesto que los tipos C y E presentaron un orden inverso. Por otro lado, el modelo circulante no presentó ajuste en ninguna de las muestras de ambos países. Posteriormente, Rounds y Tracey (1996) incluyeron en el meta-análisis sobre la validez transcultural de los modelos RIASEC las dos matrices de las muestras mexicanas del estudio de Fouad y Dancer (1992) y aplicaron la prueba de aleatorización de relaciones de orden hipotetizadas (Hubert y Arabie, 1987), los resultados obtenidos en la matriz de estudiantes indicaron un buen ajuste del modelo de Gati y un peor ajuste del modelo de Holland. Con respecto a la muestra de ingenieros, se obtuvo un bajo ajuste de ambos modelos a los datos observados.

El análisis de las diferencias de género en la validez de los modelos RIASEC ha sido objeto de muchas investigaciones, cuyos resultados no permiten establecer una conclusión sobre este tema. En cuanto al ajuste del modelo de Holland, los meta-análisis realizados en la población estadounidense y que han incluido matrices RIASEC de estudios realizados en otros países, no encontraron diferencias significativas de género (Anderson, Tracey y Rounds, 1997; Rounds y Tracey, 1996; Tracey y Rounds, 1993). Tampoco en diversas investigaciones

llevadas a cabo con estudiantes de Estados Unidos (Darcy y Tracey, 2007; Tracey y Robbins, 2005), Europa (Einarsdóttir et al., 2002; Nagy et al., 2010), Asia (Long y Tracey, 2006; Tak, 2004; Tien, 2009), África (du Toit y de Bruin, 2002) y Latinoamérica (Glidden-Tracey y Parraga, 1996). Sin embargo, otras investigaciones han encontrado diferencias de género en el ajuste de este modelo en estudiantes estadounidenses (Ryan, Tracey y Rounds, 1996), de diversos países de Europa (Guglielmi et al., 2004; Martončík y Kačmárová, 2018), Sudáfrica (Mintram, Morgan y de Bruin, 2019) y Asia (Tracey et al., 1997; Yang, Stokes y Hui, 2005). La mayoría de estas investigaciones encontraron un mejor ajuste de este modelo en las matrices de las mujeres que en las de los hombres (Ryan et al., 1996; Hedrih et al., 2018; Martončík y Kačmárová, 2018; Mintram et al., 2019; Tracey et al., 1997; Yang et al., 2005). Respecto al modelo de Gati, los meta-análisis de Rounds y Tracey (1996) y de Long y Tracey (2006) no encontraron diferencias de género, tampoco en la investigación de Einarsdóttir et al. (2002). Se obtuvieron resultados diferentes en el meta-análisis de Tracey y Rounds (1993), en donde el modelo de Gati presentó un mejor ajuste en las matrices de las mujeres que en las de los hombres.

La influencia de la edad en la estructura de los modelos RIASEC se ha analizado en algunas investigaciones, cuyos resultados muestran resultados diferentes. Šverko y Babarović (2006), Tracey, Lent, Brown, Soresi y Nota (2006), y Tracey y Ward (1998) encontraron un incremento en el nivel de ajuste del modelo de Holland en los estudiantes de bachillerato en relación con los de secundaria, en cambio, otras investigaciones no encontraron diferencias significativas en el ajuste según la edad (Darcy y Tracey, 2007; Long y Tracey, 2006; Nagy et al., 2010; Tracey y Robbins, 2005).

El estudio de la estructura de los modelos RIASEC proporciona evidencia sobre la validez del constructo que los instrumentos de evaluación de intereses vocacionales, desarrollados desde la teoría de Holland (1997), pretenden medir. Esta evidencia es particularmente necesaria para lograr interpretaciones adecuadas cuando los instrumentos se utilizan en poblaciones distintas a aquellas para las que fueron construidos originalmente (*American Educational Research Association, American Psychological Association, y National Council on Measurement in Education*, 2014). En México, la única investigación sobre la estructura de los modelos RIASEC corresponde a la de Fouad y Dancer (1992) realizada en una muestra de participantes entre los 24 y 34 años de edad con un interés ocupacional muy específico (ingeniería) y que no incluyó participantes de sexo femenino. Las características de esta muestra

constituyen una limitación a la hora de generalizar los resultados obtenidos en esa investigación a otros grupos de la población mexicana, como los adolescentes, las mujeres y las personas con intereses ocupacionales diferentes. Por otro lado, existe una adaptación de la Búsqueda Autodirigida (SDS) en México (Holland, Fritzsche y Powell, 2005) que es muy utilizada en los servicios de orientación vocacional (Sanchez y Valdés, 2007) y de la cual no se han llevado a cabo estudios sobre la validez de constructo a través del análisis de la estructura de los modelos RIASEC. Esta falta de información plantea dudas sobre una adecuada interpretación de las puntuaciones, concretamente de los grados de congruencia y consistencia, cuyas interpretaciones se basan en que se respalde el modelo hexagonal.

Objetivos e hipótesis

Los objetivos del presente estudio son analizar la validez estructural de dos modelos RIASEC, el modelo de orden circular de Holland y el jerárquico de Gati, en una muestra de estudiantes de bachillerato mexicanos y estudiar las diferencias en la validez de estos modelos según el sexo y edad, a través de las puntuaciones proporcionadas en el SDS.

Basándose en los resultados del estudio de Fouad y Dancer (1992), en el meta-análisis de Rounds y Tracey (1996) y en los de investigaciones sobre este tema realizadas en países diferentes a Estados Unidos (Einarsdóttir et al., 2002; Long y Tracey, 2006; Martončík y Kačmárová, 2018; Tien, 2009), se espera obtener un ajuste significativo ($p < .05$) del modelo de Holland, pero con un nivel más bajo que los encontrados en la población estadounidense, y un mejor ajuste del modelo de Gati que del modelo de Holland a los datos observados. No se establecen hipótesis específicas sobre las diferencias de sexo y edad en la validez de los modelos RIASEC, debido a los resultados mixtos de las investigaciones anteriores sobre la influencia de estas variables.

Método

Participantes

La muestra estuvo formada por 636 estudiantes (313 hombres y 323 mujeres) de cuatro centros de bachillerato situados en Cajeme (Sonora, México) que cursaban primero ($n=188$), segundo ($n=214$) y tercero ($n=234$). La edad de la muestra total osciló entre los 14 y 19 años ($M= 16.25$, $SD= 1.05$), en primero la media de edad fue 15.13 ($SD=.61$), en segundo 16.13 ($SD=.59$) y en tercero 17.25 ($SD=.59$). El nivel socioeconómico de las familias de los participantes corresponde a medio-bajo. El tipo de muestreo fue intencional por criterios (Iz-

cara, 2007); se contactó de manera deliberada con la dirección de cinco centros de bachillerato de Cajeme, cuatro de los cuales aceptaron participar en la investigación. Se solicitó al personal de orientación educativa de estos centros que seleccionaran los grupos de estudiantes de primero, segundo y tercero de bachillerato interesados en colaborar.

Instrumentos

Se aplicó la adaptación para México del SDS forma R (Holland et al., 2005) que evalúa los tipos de personalidad e intereses vocacionales RIASEC. Esta forma está dirigida a estudiantes de bachillerato y licenciatura. El SDS está dividido en cuatro secciones (escalas SDS, cómo organizar tus respuestas, aspiraciones ocupacionales y lo que significa tu código personal). Las escalas SDS están formadas por 228 ítems divididos en cuatro apartados: actividades, habilidades, ocupaciones y calificación de capacidades. Los dos primeros apartados están formados cada uno por 66 ítems que hacen referencia a actividades y habilidades de cada tipo vocacional; en el primero, la respuesta consiste en indicar si le gustaría o no hacer cada una de las actividades; mientras que en el segundo, se debe contestar si se considera competente o no en cada habilidad. El apartado ocupaciones está formado por 84 profesiones características de los tipos RIASEC, la respuesta consiste en indicar si le interesan o no. Por último, calificación de capacidades está formada por 12 habilidades, donde hay que señalar en una escala de puntuación, que va de 1 a 7, el nivel de competencia individual en comparación con otras personas. El SDS es un instrumento autopuntuable, en la sección cómo organizar tus respuestas se explica el procedimiento de puntuación, el cual consiste en contar las veces que se marcó la letra "G" de gustar y la "S" de sí en los apartados actividades, habilidades y ocupaciones, mientras que en el apartado calificación de capacidades hay que indicar el número que se señaló. La suma de las puntuaciones en los distintos apartados permite obtener puntuaciones totales en cada tipo e identificar el código personal. En relación con las propiedades psicométricas, en la versión estadounidense se obtuvieron de las puntuaciones totales coeficientes de fiabilidad test-retest altos (entre .76 y .89) e índices de consistencia interna excelentes (de .900 a .940). En cuanto a la validez concurrente y predictiva, se halló un nivel general de aciertos elevado (54.7%) entre el código de puntuación alta y el código de aspiración.

Procedimiento

Se solicitó autorización institucional para la realización de la investigación a las direcciones de los centros de bachillerato, quienes dieron su autorización y se encargaron de indicar los grupos de estudiantes interesados en participar. Un psicólogo aplicó el SDS a los gru-

pos dentro del horario lectivo y durante el ciclo escolar 2018-2019. El estudio cumplió con las normas del código de ética de la *American Psychological Association* (2017): autorización institucional, consentimiento informado del estudiante, confidencialidad y devolución de los resultados. Se prescindió del consentimiento informado de la familia con base en las normas 8.05 y 9.03 de este código, puesto que la aplicación de los instrumentos se integró dentro de las actividades de la asignatura orientación educativa.

Análisis de datos

Se eliminaron de la muestra inicial, formada por 662 estudiantes, los protocolos SDS con una validez dudosa porque presentaron ítems sin contestar o marcados doblemente y/o porque se contestaron de una manera inconsistente. Las puntuaciones de los SDS se ingresaron en el programa IBM SPSS Statistics 21 y se sometieron a un procedimiento de doble comprobación. Se obtuvieron las matrices de correlación RIASEC de la muestra total, según el sexo y curso escolar de los estudiantes.

Para analizar el ajuste del modelo de Holland y el de Gati a los datos observados, se aplicó la prueba de aleatorización de relaciones de orden hipotetizadas (RTOR; Hubert y Arabia, 1987) utilizando el programa estadístico RANDALL.R (Tracey, 1997, 2016). La RTOR consiste en un análisis confirmatorio del ajuste de cualquier modelo hipotético de relaciones de orden a una matriz de correlaciones. Esta prueba proporciona un nivel de significación exacto (p) del número de predicciones cumplidas en los datos frente a la hipótesis nula de la reordenación aleatoria y un índice de correspondencia (IC) que es el número de predicciones cumplidas menos el número que no se cumplieron dividido por el número total de predicciones del modelo -en el modelo de Holland son 72 predicciones (Tracey, 1997) mientras que en el de Gati son 36 (Gati, 1991)-. El valor IC corresponde a una correlación (D de Somer) que oscila de -1 a 1, donde el valor más alto indica un mejor ajuste (Tracey, 2000). Esta prueba ha sido una de las más utilizadas en la evaluación del ajuste de estos modelos (Darcy y Tracey, 2007; Hedrih, 2008), lo cual permite comparar los resultados obtenidos con los de las investigaciones anteriores. Rounds y Tracey (1996) establecieron unos valores para interpretar el IC a partir del cálculo de los intervalos de confianza al 99% de los datos obtenidos en una muestra de referencia estadounidense, el límite inferior del intervalo de confianza en el modelo de Holland fue .66 y en el de Gati .60. Se analizaron las diferencias en el ajuste de los modelos según el sexo y el curso escolar de los estudiantes a partir de la prueba de diferencia en el ajuste entre distintas matrices del programa estadístico RANDMF.R (Tracey, 2016), la cual

proporciona el mismo análisis que el programa RANDALL.R, pero con una entrada de dos matrices.

Con el fin de obtener una representación gráfica de la posición de cada tipo de personalidad en relación a los demás se llevó a cabo la técnica de escalamiento multidimensional (EMD) desde una aproximación exploratoria o sin restricciones. Esta técnica se ha utilizado con frecuencia para evaluar la estructura de los tipos RIASEC (Darcy y Tracey, 2007; du Toit y de Bruin, 2002; Einarsdóttir et al., 2002). Las puntuaciones totales obtenidas por los participantes en el SDS se convirtieron en matrices de distancias euclídeas, a partir de las cuales se llevaron a cabo escalamientos no métricos con el procedimiento ALSCAL del SPSS 21. Este procedimiento proporciona las medidas de bondad de ajuste Stress y el coeficiente de correlación al cuadrado (RSQ). Las medidas de Stress indican el desajuste entre las distancias de la solución y los datos transformados, su valor oscila entre 0 y 1, el valor 0 indica un ajuste perfecto entre las distancias (de la solución) y los datos transformados y se suele considerar un nivel aceptable a partir de .05. Por otro lado, el coeficiente RSQ es la proporción de varianza en las proximidades transformadas explicadas por las distancias (de la solución), valores cercanos a 1 indican buen ajuste y se consideran aceptables valores a partir de .6 (Davison y Sireci, 2000; Pérez, 2004).

Resultados

En la tabla 1 se presentan los estadísticos descriptivos, valores de consistencia interna y matriz de intercorrelaciones de las puntuaciones totales del SDS en la muestra total. El tipo de personalidad S presentó la puntuación media más alta, a continuación, el tipo E y después el A y el I. Las puntuaciones medias más bajas correspondieron a los tipos R y C. En relación con la consistencia interna se obtuvieron coeficientes alfa de Cronbach de aceptables (.765 en el tipo C) a buenos (.845 en el tipo A). Los resultados de la matriz de intercorrelaciones entre las puntuaciones totales en los seis tipos de personalidad indican que todos los coeficientes de correlación alcanzaron valores superiores a cero y que la mayoría fueron significativos, oscilaron de .05 (entre los tipos R y S) a .71 (entre los tipos E y C), con un predominio de coeficientes bajos. El tipo R presentó el coeficiente de correlación más elevado con su tipo adyacente C (.39) en el modelo hexagonal, la correlación más baja fue con su opuesto S (.05). El tipo I presentó el coeficiente de correlación más alto con su tipo alterno C (.40) y el más bajo con su adyacente A (.26). En el tipo A se obtuvo el coeficiente de correlación más alto con su

adyacente S (.44) y la correlación más baja con el opuesto C (.16). El tipo S presentó los coeficientes más elevados con sus tipos adyacentes A (.44) y E (.41) en el modelo hexagonal, la correlación más baja fue con su opuesto R (.05). El tipo E también presentó los coeficientes de correlación más elevados con sus tipos adyacentes C (.71) y S (.41), y la correlación más baja fue con A (.28), con el que mantiene una posición alterna. Por último, el tipo C presentó la correlación más alta con su adyacente E (.71) y la más baja con su opuesto A (.16).

Tabla 1. *Estadísticos descriptivos, consistencia interna y matriz de intercorrelaciones de las puntuaciones totales en el SDS de la muestra total*

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>α</i>	R	I	A	S	E	C
R	19.60	11.02	.821	-					
I	22.38	10.99	.776	.35**	-				
A	23.64	12.07	.845	.26**	.26**	-			
S	27.61	11.22	.778	.05	.30**	.44**	-		
E	24.97	11.80	.802	.36**	.31**	.28**	.41**	-	
C	19.29	11.27	.765	.39**	.40**	.16**	.32**	.71**	-

Nota: R= Realista, I= Investigador, A= Artístico, S= Social, E= Emprendedor, C= Convencional.

** $p < .01$.

Los resultados de la RTOR para el modelo de Holland en la muestra total indicaron que de las 72 predicciones de este modelo, 59 se cumplieron y una fue un empate. El IC fue .65 y el valor p fue estadísticamente significativo (.017), por lo que se rechaza la hipótesis nula de reordenación aleatoria. Los resultados obtenidos en el modelo de Gati indicaron que de las 36 predicciones de este modelo se cumplieron 32. El IC fue de .778 y el valor p fue no significativo (.067). Sobre este aspecto, Tracey y Rounds (1993) señalaron que en el modelo de Gati el valor p nunca alcanza valores inferiores a .05, aunque el ajuste sea perfecto, debido a las pocas predicciones de orden que se tienen en cuenta en este modelo sobre el total posible (105).

En la tabla 2 se presentan los resultados de la RTOR para cada sexo y de la prueba de diferencia en el ajuste en ambos modelos. Con respecto al modelo de Holland, el ajuste fue significativo en la matriz de los hombres ($p = .017$) y en la de las mujeres ($p = .033$) y los valo-

res IC fueron .569 y .583, respectivamente. Los resultados de la prueba de diferencia en el ajuste de la comparación entre las dos matrices indican un número semejante en las predicciones cumplidas en cada matriz. El nivel de significación indica que no existen diferencias significativas de género en el ajuste de este modelo ($p = .483$). Respecto al modelo de Gati, los resultados indicaron un mejor ajuste a los datos de la matriz de las mujeres que de la de los hombres. La prueba de diferencia en el ajuste de la comparación entre ambas matrices mostró más predicciones cumplidas en la matriz de las mujeres, pero no en la de los hombres (9), que al revés, es decir, predicciones cumplidas en la matriz de los hombres, pero no en la de las mujeres (4). Sin embargo, estas diferencias no alcanzan la significación estadística ($p = .267$).

Tabla 2. Resultados de la RTOR de las puntuaciones del SDS en los modelos de Holland y Gati para cada sexo y de la prueba de diferencia en el ajuste

	Hombres			Mujeres			Prueba de diferencia en el ajuste						
	Predicciones		IC	p	Predicciones		IC	p	Predicciones cumplidas			IC	p
	Cumplidas	Empates			Cumplidas	Empates			Ambas	En 1 ^a no en 2 ^b	En 2 ^b no en 1 ^a		
Modelo de Holland	56	1	.569	.017	57	0	.583	.033	46	10	10	0	.483
Modelo de Gati	27	0	.500	.133	32	0	.778	.067	23	4	9	.139	.267

Nota: ^a matriz de la muestra de los hombres; ^b matriz de la muestra de las mujeres.

Los resultados del ajuste de los modelos en los tres cursos escolares se presentan en la tabla 3. En relación al modelo de Holland, los resultados de la RTOR indican un ajuste significativo en las matrices de los tres cursos y que existe un mejor ajuste a los datos de la matriz de tercero ($IC = .806$) que de las de primero ($IC = .597$) y segundo ($IC = .528$). En cuanto al modelo de Gati, los resultados indican un mejor ajuste en comparación al modelo de Holland en la matriz de primero ($IC = .778$). En las matrices de segundo ($IC = .556$) y tercero ($IC = .806$) los niveles de ajuste fueron semejantes al modelo de Holland.

Tabla 3. Resultados de la RTOR de las puntuaciones del SDS en los modelos de Holland y Gati según los cursos escolares

	Primero				Segundo				Tercero			
	Predicciones		IC	p	Predicciones		IC	p	Predicciones		IC	p
	Cumplidas	Empates			Cumplidas	Empates			Cumplidas	Empates		
Modelo de Holland	57	1	.597	.033	54	2	.528	.017	64	2	.806	.017
Modelo de Gati	32	0	.778	.067	27	2	.556	.067	32	1	.806	.067

En la tabla 4 se presentan los resultados de la prueba de diferencia en el ajuste de la comparación entre las matrices de los tres cursos en ambos modelos. Ninguno de los niveles de significación de estas comparaciones fue significativo. No obstante, en el modelo de Holland se observa como la matriz de tercer curso de bachillerato presentó más predicciones cumplidas en relación a las de primero y segundo curso.

Tabla 4. Resultados de la prueba de diferencia en el ajuste de la comparación entre cursos escolares en los modelos de Holland y Gati

	Primero vs. Segundo				Primero vs. Tercero				Segundo vs. Tercero						
	Predicciones cumplidas		IC	p	Predicciones cumplidas		IC	p	Predicciones cumplidas		IC	p			
	Ambas	En 1 ^a no en 2 ^b			En 2 ^b no en 1 ^a	Ambas			En 1 ^a no en 3 ^c	En 3 ^c no en 1 ^a			Ambas	En 2 ^b no en 3 ^c	En 3 ^c no en 2 ^b
Modelo de Holland	49	6	4	-.029	.750	55	1	8	.101	.100	52	1	10	.132	.083
Modelo de Gati	26	4	1	-.088	1.00	30	1	2	.029	.467	27	0	3	.091	.200

Nota: ^a matriz de la muestra de primero; ^b matriz de la muestra de segundo; ^c matriz de la muestra de tercero.

Se llevó a cabo la técnica del EMD en la matriz de la muestra total y también en las matrices de los tres cursos escolares para obtener más información de las diferencias en el ajuste obtenidas según esta variable en la prueba RTOR. Los resultados de las medidas de bondad de ajuste de los EMD (ver figura 1) indican que la solución en dos dimensiones proporciona un buen ajuste a los datos observados. Los valores Stress oscilaron de .01 en la matriz de la muestra total a .05 en la de la submuestra de tercero, por lo tanto, existe un desajuste de mínimo a aceptable entre las distancias de las soluciones y los datos transformados. Los valores RSQ van de .99 en las matrices de la muestra total, de primero y segundo curso a .97 en la de la submuestra de tercero, lo cual significa que entre el 99% y el 97% de la varianza de los datos transformados son explicados por las distancias de las soluciones.

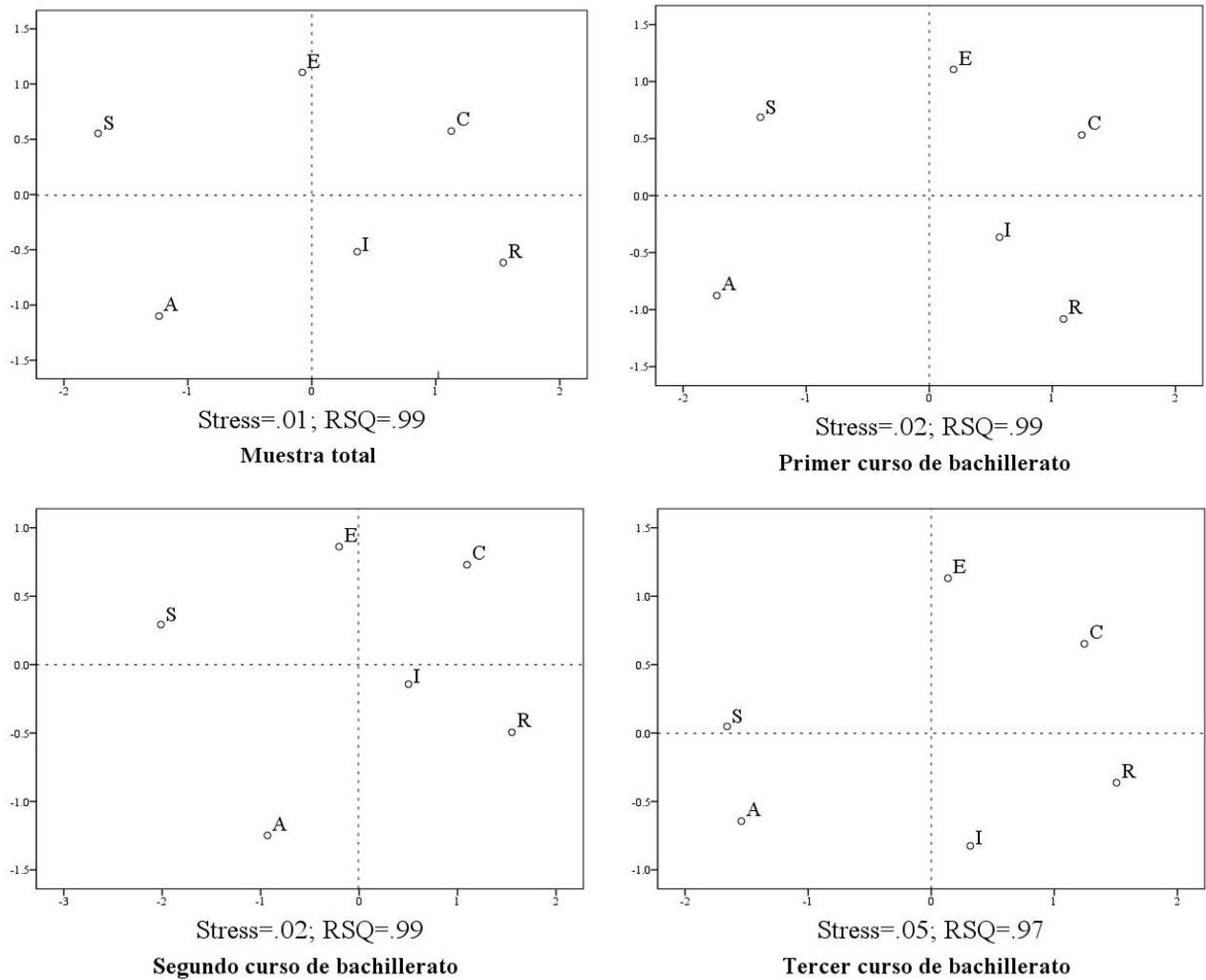


Figura 1. Soluciones del EMD de las puntuaciones en el SDS en la muestra total ($N=636$), en primero ($n=188$), segundo ($n=214$) y tercero de bachillerato ($n=234$)

En la figura 1 se presentan las soluciones en dos dimensiones de los EMD realizados en las matrices de la muestra total y de las submuestras de los tres cursos escolares, y en la tabla 5 se presentan las matrices de disparidades derivadas de cada una de estas soluciones. Las representaciones espaciales de la muestra total y de tercer curso de bachillerato indican que los tipos se distribuyen según el orden hipotetizado RIASEC, en cambio, en segundo y tercero los tipos R e I presentan un orden inverso. En las soluciones de la muestra total y en las de primero y segundo de bachillerato la disposición espacial de los tipos forman entre sí un círculo deforme; en la muestra total el tipo I se sitúa hacia el centro del círculo más cerca del tipo C (*disparidad*= 1.274) que del A (*disparidad*= 1.712), y en las soluciones de primero y segundo el tipo I se sitúa también hacia el centro del círculo tan cerca de C (*disparidad*= 1.072 y 1.199, respectivamente) como del tipo R (*disparidad*= 1.072 y 1.199, respectivamen-

te). Por el contrario, en tercero de bachillerato el tipo I ya no se sitúa hacia el centro, se aleja del tipo C y la disposición de los tipos RIASEC forma un círculo no tan irregular. Por otro lado, existe una posición espacial diferenciada entre los seis tipos en cada una de las soluciones, aunque se observa en las representaciones de la muestra total y en las de primero y segundo de bachillerato una mayor cercanía del tipo I con el R y el C, que con el tipo A. En la representación gráfica de tercero existe un acercamiento entre los tipos S y A, y un alejamiento de S con el tipo E.

Tabla 5. Matriz de disparidades derivadas de las soluciones del EMD en la muestra total y por cursos escolares

	R	I	A	S	E	C
Muestra total						
Realista (R)	-					
Investigador (I)	1.274	-				
Artístico (A)	2.818	1.712	-			
Social (S)	3.471	2.357	1.712	-		
Emprendedor (E)	2.357	1.712	2.490	1.712	-	
Convencional (C)	1.274	1.274	2.892	2.850	1.274	-
Primer curso de bachillerato						
Realista (R)	-					
Investigador (I)	1.072	-				
Artístico (A)	2.824	2.358	-			
Social (S)	3.032	2.209	1.592	-		
Emprendedor (E)	2.358	1.592	2.762	1.592	-	
Convencional (C)	1.592	1.072	3.282	2.615	1.072	-
Segundo curso de bachillerato						
Realista (R)	-					
Investigador (I)	1.199	-				
Artístico (A)	2.573	1.863	-			
Social (S)	3.650	2.573	1.863	-		
Emprendedor (E)	2.224	1.227	2.224	1.863	-	
Convencional (C)	1.199	1.199	2.831	3.139	1.199	-
Tercer curso de bachillerato						
Realista (R)	-					
Investigador (I)	1.274	-				
Artístico (A)	3.034	2.026	-			
Social (S)	3.191	2.026	1.008	-		
Emprendedor (E)	2.026	2.026	2.443	2.026	-	
Convencional (C)	1.008	1.743	3.034	3.034	1.008	-

Discusión y Conclusiones

El análisis de la validez estructural de los modelos de Holland y Gati a través de las puntuaciones en el SDS de una muestra de estudiantes mexicanos mostró un ajuste significativo moderado del modelo de Holland y un ajuste alto del modelo de Gati a los datos observados. En cuanto al modelo de Holland, los resultados de la RTOR mostraron un IC de .65, el cual se interpreta como moderado, puesto que se sitúa un punto por debajo de .66, que corresponde al límite inferior del intervalo de confianza de este índice establecido por Rounds y Tracey (1996) a partir de una muestra de referencia estadounidense. La solución de la técnica EMD en la matriz de la muestra total refleja este ajuste moderado: los tipos se distribuyen según el orden RIASEC, pero la disposición espacial entre ellos forma un círculo deforme debido a que el tipo I se sitúa hacia el centro del círculo más cerca del tipo C que del A. Por otro lado, los resultados de la RTOR en el modelo de Gati indicaron un IC de .77, que se interpreta como un valor alto comparado con el límite inferior del intervalo de confianza de .60 calculado por Rounds y Tracey (1996) a partir de una muestra de referencia estadounidense.

Se acepta parcialmente la hipótesis planteada sobre el nivel de ajuste del modelo de Holland, según la cual se esperaba un peor ajuste de este modelo comparado con los encontrados en las investigaciones realizadas con la población estadounidense. Se obtuvo un nivel de ajuste moderado, ligeramente más bajo que la media ($M=.70$) obtenida en el meta-análisis de Rounds y Tracey (1996) en una muestra de referencia estadounidense. Algunas investigaciones posteriores a este meta-análisis desarrolladas en países de Europa también encontraron niveles de ajuste moderados con el SDS (Einarsdóttir et al., 2002) y otros cuestionarios de intereses (Martončík y Kačmárová, 2018). Cabe señalar que el IC obtenido en la presente investigación es más alto que la media ($M=.48$) calculada a partir de la muestra internacional del meta-análisis de Rounds y Tracey (1996), que los IC encontrados en las matrices de estudiantes universitarios ($IC=.54$, $p=.02$) e ingenieros mexicanos ($IC=.50$, $p=.02$; Rounds y Tracey, 1996) y que los obtenidos en investigaciones realizadas en otros países de Latinoamérica como Bolivia ($IC= -.11$, $p=.67$; Glidden-Tracey y Parraga, 1996), Brasil (IC de .51 y .57, $p=.02$) y Paraguay (IC de .56 y .57, $p=.02$) –estas dos últimas incluidas en Rounds y Tracey (1996)–. El mejor ajuste del modelo de Holland del presente estudio en comparación con los obtenidos en esas investigaciones se puede explicar por el momento histórico en que se llevaron a cabo. En la década de los 80, cuando se realizaron la mayoría de las investigaciones que se incluyen en el meta-análisis de Rounds y Tracey (1996), existían más diferencias socio-

económicas y educativas entre los países, en cambio, en las últimas dos décadas el desarrollo de la tecnología y los medios masivos de comunicación han provocado una aceleración del fenómeno de la globalización, creando una mayor uniformidad entre las estructuras socio-económicas y modelos educativos de los países (Hedrih et al., 2018). En México, el proceso de globalización se fortaleció con la implantación del Tratado de Libre Comercio y el ingreso a la OCDE en 1994, que permitieron la inversión extranjera y redefinieron las pautas de las políticas educativas. En los estados fronterizos, como Sonora, existe una gran influencia cultural de Estados Unidos y la sociedad ha adoptado el estilo de vida de su cultura. Posiblemente, este contexto socio-económico y educativo configure los intereses vocacionales de los jóvenes de acuerdo a un modelo de la personalidad vocacional y ambientes laborales basado en la cultura estadounidense.

Por otro lado, los resultados obtenidos en el modelo de Gati permiten aceptar la hipótesis sobre el mejor ajuste de este modelo en comparación con el de Holland. Esta diferencia en el ajuste entre los dos modelos es consistente con los resultados de las investigaciones sobre este tema realizadas en países diferentes a Estados Unidos (Einarsdóttir et al., 2002; Long y Tracey, 2006; Martončík y Kačmárová, 2018; Nagy et al., 2010; Rounds y Tracey, 1996; Tien, 2009; Tracey y Rounds, 1993). El distinto nivel de especificación entre estos dos modelos explica este resultado; en el modelo de Holland se consideran un mayor número de predicciones entre los tipos RIASEC (72) que en el de Gati, que solo considera 36 predicciones, la mayoría de las cuales también se contemplan en el modelo de Holland (Einarsdóttir et al., 2002; Long y Tracey, 2006).

El análisis del ajuste de estos modelos según la variable sexo no mostró diferencias significativas, es decir, la representación que tienen las mujeres y los hombres de la muestra sobre la estructura de las relaciones entre los tipos RIASEC es semejante. Los resultados de la prueba RTOR indicaron ajustes significativos con un nivel moderado-bajo del modelo de orden circular de Holland a los datos de las matrices de los hombres y de las mujeres, el nivel de ajuste en cada matriz fue similar y la prueba de diferencia en el ajuste fue no significativa. Este resultado se suma al grupo de investigaciones que no han encontrado diferencias de género en el ajuste del modelo de orden circular de Holland en muestras de estudiantes estadounidenses y de otros países (Anderson et al., 1997; Darcy y Tracey, 2007; du Toit y de Bruin, 2002; Einarsdóttir et al., 2002; Glidden-Tracey y Parraga, 1996; Long y Tracey, 2006; Nagy et al., 2010; Rounds y Tracey, 1996; Tak, 2004; Tien, 2009; Tracey y Robbins, 2005; Tracey

y Rounds, 1993). En cuanto al modelo de Gati, el resultado de la prueba de diferencia en el ajuste también fue no significativo, aunque la matriz de las mujeres presentó un mejor ajuste a este modelo que la de los hombres. Este resultado es consistente con los obtenidos en el meta-análisis de Tracey y Rounds (1993).

Con respecto al análisis de las diferencias en el ajuste entre cursos escolares, los resultados no mostraron diferencias significativas. Sin embargo, en el modelo de Holland los resultados de la RTOR mostraron que la matriz de los estudiantes de tercero de bachillerato presentó un ajuste alto ($IC = .806$) en comparación con las de primero y segundo, cuyos niveles de ajuste fueron significativos, pero moderados-bajos ($IC = .597$ y $IC = .528$, respectivamente). Las soluciones del EMD por cursos escolares reafirman estas diferencias en el ajuste; las representaciones espaciales en primero y segundo de bachillerato fueron semejantes y corresponden a círculos deformes, en ambas los tipos RIASEC no presentaron el orden hipotetizado (los tipos R e I están intercambiados) y el tipo I se situó más cerca de C que del tipo A, lo cual indica que estos estudiantes perciben semejantes las actividades, ocupaciones y habilidades de los tipos I y C, resultado que también encontraron Martončík y Kačmárová (2018) con estudiantes eslovacos de 14 años. En cambio, la solución del EMD de tercero de bachillerato muestra una disposición de los tipos RIASEC más parecida a un círculo y el orden de los tipos es el hipotetizado. Este resultado indica una posible tendencia evolutiva en el ajuste a la estructura RIASEC en la muestra, lo cual es consistente con los resultados de las investigaciones de Šverko y Babarović (2006), Tracey et al. (2006) y Tracey y Ward (1998). En tercero de bachillerato los estudiantes se encuentran en el periodo de transición de la etapa de exploración, en el cual empiezan a tomar decisiones con base en un mejor conocimiento de sí mismos, de sus intereses vocacionales y de los roles profesionales del mercado laboral (Super, 1990). En las clases de orientación educativa estos estudiantes realizan actividades dirigidas al área vocacional, a diferencia de los cursos anteriores destinados a otras áreas de formación (Secretaría de Educación Pública, 2009), algunas de estas actividades ayudan a los estudiantes a explorar sus intereses vocacionales y conocer las ofertas educativas y laborales del entorno. Posiblemente, estos elementos hayan contribuido al incremento del nivel de ajuste al modelo de Holland de estos estudiantes.

En conclusión, los resultados obtenidos aportan evidencia empírica de validez estructural de los modelos RIASEC de Holland y Gati en la muestra de estudiantes de bachillerato mexicanos a través de sus puntuaciones en el SDS. Estos modelos se pueden considerar una

representación adecuada de los intereses vocacionales de estos estudiantes. No obstante, teniendo en cuenta que se obtuvo un ajuste significativo moderado del modelo de Holland y dado su mayor nivel de especificación, se considera que este modelo puede ofrecer información más amplia y precisa de las relaciones entre los tipos RIASEC que el modelo de Gati (Einarsdóttir et al., 2002; Long y Tracey, 2006).

Entre las limitaciones de esta investigación se destaca, en primer lugar, el tipo de muestreo utilizado que limita la generalización de los resultados a otras edades y poblaciones de México. Son necesarias investigaciones con muestras más amplias y representativas, que garanticen la estabilidad de los resultados, y que abarquen otros grupos de edad para confirmar la posible tendencia evolutiva del ajuste del modelo de Holland en la población mexicana. En segundo lugar, en esta investigación únicamente se han analizado dos modelos RIASEC, el de Holland y el de Gati, los cuales presentan la limitación de no tener en cuenta el nivel de prestigio laboral, un aspecto importante en las percepciones de las profesiones. En este sentido, Tracey y Rounds (1996) propusieron el modelo esférico de los intereses vocacionales que incluye el constructo prestigio profesional y Tracey (2002) diseñó el *Personal globe inventory* para evaluar los intereses vocacionales de acuerdo a este modelo. Investigaciones futuras podrían estar dirigidas a la traducción y adaptación de este instrumento y al análisis de la validez del modelo esférico en la población mexicana.

En cuanto a las implicaciones de los resultados, se ha contribuido al desarrollo del conocimiento de la línea de investigación sobre la validez transcultural de los modelos RIASEC en estudiantes de un país con escasas investigaciones sobre este tema y, por otro lado, se ha aportado evidencia de validez de constructo de la adaptación para México del SDS, lo cual presenta consecuencias prácticas sobre la utilidad de este instrumento en la orientación vocacional y profesional. Esta adaptación del SDS parece ser un instrumento útil para evaluar los tipos de personalidad vocacional, así como los grados de consistencia y congruencia entre la persona y su ambiente de trabajo de estos estudiantes.

Agradecimientos: Esta investigación ha sido financiada por el Programa de Fomento y Apoyo a Proyectos de Investigación del Instituto Tecnológico de Sonora.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: AERA.
- American Psychological Association [APA]. (2017). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. Obtenido el 20 de febrero de 2019 en <https://www.apa.org/ethics/code/ethics-code-2017.pdf>
- Anderson, M. Z., Tracey, T. J. y Rounds, J. (1997). Examining the invariance of Holland's vocational interest model across gender. *Journal of Vocational Behavior*, *50*, 349–364. doi: 10.1006/jvbe.1996.1550
- Armstrong, P. I., Hubert, L. y Rounds, J. (2003). Circular unidimensional scaling: A new look at group differences in interest structure. *Journal of Counseling Psychology*, *50*, 297–308. doi: 10.1037/0022-0167.50.3.297
- Darcy, M. U. A. y Tracey, T. J. (2007). Circumplex structure of Holland's RIASEC interests across gender and time. *Journal of Counseling Psychology*, *54*, 17–31. doi: 10.1037/0022-0167.54.1.17
- Davison, M. L. y Sireci, S. G. (2000). Multidimensional Scaling. In H. E. A. Tinsley y S. D. Brown (Eds.), *Handbook of applied multivariate statistics and mathematical modeling* (pp. 323-352). San Diego: Academic Press.
- du Toit, R. y de Bruin, G. P. (2002). The structural validity of Hollands R-I-A-S-E-C model of vocational personality types for young Black South African men and women. *Journal of Career Assessment*, *10*, 62-77. doi: 10.1177/1069072702010001004
- Einarsdóttir, S., Rounds, J. Ægisdóttir, S. y Gerstein, L. H. (2002). The structure of vocational interests in Iceland: Examining Holland's and Gati's RIASEC models. *European Journal of Psychological Assessment*, *18*(1), 85–95. doi: 10.1027//1015-5759.18.1.85
- Elosua, P. (2007). Assessing vocational interests in the Basque Country using paired comparison design. *Journal of Vocational Behavior*, *71*, 135–145. doi: 10.1016/j.jvb.2007.04.001
- Fouad, N. A. (2007). Work and vocational psychology: Theory, research, and applications. *Annual Review of Psychology*, *58*, 543–564. doi: 10.1146/annurev.psych.58.110405.085713
- Fouad, N. A. y Dancer, L. S. (1992). Cross-cultural structure of interests: Mexico and the United States. *Journal of Vocational Behavior*, *40*, 129-143. doi: 10.1016/0001-8791(92)90061-4
- Gati, I. (1991). The structure of vocational interests. *Psychological Bulletin*, *109*, 309-324. doi: 10.1037/0033-2909.109.2.309

- Glidden-Tracey, C. E. y Parraga, M. I. (1996). Assessing the Structure of Vocational Interests among Bolivian University Students. *Journal of Vocational Behavior*, 48, 96-106. doi: 10.1006/jvbe.1996.0010
- Gottfredson, G. D. (1999). John L. Holland's contributions to vocational psychology: A review and evaluation. *Journal of Vocational Behavior*, 55, 15-40. doi: 10.1006/jvbe.1999.1695
- Guglielmi, D., Fraccaroli, F. y Pombeni, M. L. (2004). Les intérêts professionnels selon le modèle hexagonal de Holland. Structures et différences de genre. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 33(3), 409-427. doi: 10.4000/osp.700
- Hansen, J. C. y Campbell, D. P. (1985). *Manual for the SVIB-SCII* (4^a ed.). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Hedrih, V. (2008). Structure of Vocational Interests in Serbia: Evaluation of the Spherical Model. *Journal of Vocational Behavior*, 73, 13-23. doi: 10.1016/j.jvb.2007.12.004.
- Hedrih, V., Šverko, I. y Pedović, I. (2018). Structure of vocational interests in Macedonia and Croatia—evaluation of the spherical model. *Facta universitatis. Series: Philosophy, Sociology, Psychology and History*, 17(1), 19-36. doi: 10.22190/FUPSPH1801019H
- Holland, J. L. (1973). *Making vocational choices: A theory of careers*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Holland, J. L. (1985). *Making of vocational choices: A theory of vocational personalities and work environments* (2^a ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Holland, J. L. (1997). *Making vocational choices: A theory of vocational personalities and work environments* (3^a ed.). Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Holland, J. L., Fritzsche, B. A. y Powell, A. B. (2005). *SDS Búsqueda autodirigida. Manual Técnico*. Ciudad de México: El Manual Moderno.
- Hubert, L. y Arabie, P. (1987). Evaluating order hypotheses within proximity matrices. *Psychological Bulletin*, 102, 172-178. doi: 10.1037/0033-2909.102.1.172
- Izcara, S. P. (2007). *Introducción al muestreo*. Cd. de México: Porrúa.
- Long, L. y Tracey, T. J. (2006). Structure of RIASEC scores in China: A structural meta-analysis. *Journal of Vocational Behavior*, 68, 39-51. doi: 10.1016/j.jvb.2005.01.002
- Martínez-Vicente, J. M. y Valls, F. (2001). Validez transcultural del modelo hexagonal de personalidad propuesto en la teoría tipológica de elección vocacional de John Holland. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 54(4), 577-586.
- Martončík, M. y Kačmárová, M. (2018). Structure of vocational interests in Slovak elementary school pupils based on RIASEC models. *E-psychologie*, 12(2), 16-26. doi: <https://doi.org/10.29364/epsy.317>

- Mintram, K., Morgan, B., y de Bruin, G. P. (2019). An investigation of gender differences in Holland's circumplex model of vocational personality types in South Africa. *International Journal for Educational and Vocational Guidance*. doi:10.1007/s10775-019-09404-4
- Morgan, B. y de Bruin, G. P. (2017). Structural Validity of Holland's Circumplex Model of Vocational Personality Types in Africa. *Journal of Career Assessment*, 26(2), 275–290. doi:10.1177/1069072717692747
- Nagy, G., Trautwein, U. y Lüdtke, O. (2010). The structure of vocational interests in Germany: Different methodologies, different conclusions. *Journal of Vocational Behavior*, 76, 153-169. doi:10.1016/j.jvb.2007.07.002
- Nauta, M. M. (2010). The Development, Evolution, and Status of Holland's Theory of Vocational Personalities: Reflections and Future Directions for Counseling Psychology. *Journal of Counseling Psychology*, 57(1), 11-22. doi: 10.1037/a0018213
- Pérez, C. (2004). *Técnicas de Análisis Multivariante de Datos*. Madrid: Pearson Educación.
- Rounds, J. y Tracey, T. J. (1996). Cross-cultural structural equivalence of RIASEC models and measures. *Journal of Counseling Psychology*, 43, 310–329. doi: 10.1037/0022-0167.43.3.310
- Ryan, J. M., Tracey, T. J. y Rounds, J. (1996). Generalizability of Holland's structure of vocational interests across ethnicity, gender, and socioeconomic status. *Journal of Counseling Psychology*, 43, 330–337. doi: 10.1037/0022-0167.43.3.330
- Sánchez, P. A. y Valdés, A. A. (2007). *Teoría y práctica de la orientación en la escuela. Un enfoque psicológico*. Ciudad de México: El Manual Moderno.
- Secretaría de Educación Pública (2009). Programa de orientación educativa. México D. F. Autor. Obtenido el 18 de noviembre de 2018 en <https://www.dgb.sep.gob.mx/informacion-academica/actividades-paraescolares/orientacioneducativa/FI-POE.pdf>
- Super, D. E. (1990). A life-span, life-space approach to career development. In D. Brown, L. Brooks y Associates (Eds.), *Career choice and development* (pp. 197-261). San Francisco: Jossey-Bass.
- Šverko, I. y Babarović, T. (2006). The Validity of Holland's Theory in Croatia. *Journal of Career Assessment*, 14, 490–507. doi: 10.1177/1069072706288940.
- Tak, J. (2004). Structure of vocational interests for Korean college students. *Journal of Career Assessment*, 12(3), 298–311. doi: 10.1177/1069072703261555
- Tien, S. H. (2009). Cultural encountering: The applicability of Holland's typology in Taiwan. *Asian Journal of Counselling*, 16(2), 193-226.
- Tracey, T. J. (1997). RANDALL: A Microsoft FORTRAN program for a randomization test of hypothesized order relations. *Educational and Psychological Measurement*, 57(1), 164-168. doi: 10.1177/0013164497057001012

- Tracey, J. T. (2000). Analysis of circumplex models. In H. E. A. Tinsley y S. D. Brown (Eds.), *Handbook of applied multivariate statistics and mathematical modeling* (pp. 641-664). San Diego: Academic Press.
- Tracey, T. J. (2002). Personal globe inventory: Measurement of the spherical model of interests and competence beliefs. *Journal of Vocational Behavior*, 60, 113–172. doi:10.1006/jvbe.2001.1817
- Tracey, J. T. (2016). Program RANDALL (Randomization Test of Hypothesized Order Relations, RTOHOR) for R [Programa estadístico]. Obtenido el 10 de abril de 2019 en <http://tracey.faculty.asu.edu/computercov.html>
- Tracey, T. J., Lent, R. W., Brown, S. D., Soresi, S. y Nota, L. (2006). Adherence to RIASEC structure in relation to career exploration and parenting style: Longitudinal and idiographic considerations. *Journal of Vocational Behavior*, 69, 248–261. doi: 10.1016/j.jvb.2006.02.001
- Tracey, T. J. y Robbins, S. B. (2005). Stability of interests across ethnicity and gender: A longitudinal examination of grades 8 through 12. *Journal of Vocational Behavior*, 67, 335-364. doi: 10.1016/j.jvb.2004.11.003
- Tracey, T. J. y Rounds, J. (1993). Evaluating Holland's and Gati's vocational-interest models: A structural meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 113, 229-246. doi: 10.1037/0033-2909.113.2.229
- Tracey, T. J. y Rounds, J. (1996). The spherical representation of vocational interests. *Journal of Vocational Behavior*, 48, 3-41. doi: 10.1006/jvbe.1996.0002
- Tracey, T. J. y Ward, C. C. (1998). The structure of children's interests and competence perceptions. *Journal of Counseling Psychology*, 45, 290–303. doi: 10.1037/0022-0167.45.3.290
- Tracey, T. J., Watanabe, N. y Schneider, P. L. (1997). Structural invariance of vocational interests across Japanese and American culture. *Journal of Counseling Psychology*, 44, 346–354. doi: 10.1037/0022-0167.44.4.346
- Yang, W., Stokes, G. S. y Hui, C. H. (2005). Cross-cultural validation of Holland's interest structure in Chinese population. *Journal of Vocational Behavior*, 67(3), 379–396. doi: 10.1016/j.jvb.2004.08.003

Recibido: 13-07-2019
Aceptado: 12-10-2019