

**Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional**

**Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional**

*Ana Estefanía Azpilicueta<sup>1</sup>*

*Marcos Cupani*

*Belén Ghío*

*Valeria Estefanía Morán*

*Sebastián Jesús Garrido*

**Resumen**

La transformación del mundo laboral, determinada por los avances tecnológicos, y la velocidad cada vez mayor en la que se transforman las ocupaciones actuales, un número creciente de personas se enfrentan a la necesidad de familiarizarse con nuevas profesiones e industrias, las cuales podrían ofrecer nuevas oportunidades de empleo y perspectivas de carrera. En función de ello, resulta sumamente relevante que los orientadores de carrera cuenten con herramientas adaptadas, acordes al contexto actual, que les permitan lograr mejoras en el proceso de elección de carrera, por lo que el objetivo del presente estudio fue adaptar tres medidas, de amplio uso internacional y adecuadas propiedades psicométricas, que permiten estimar el nivel de decisión e indecisión de carrera y de ansiedad decisional, a la población hispanohablante. La muestra estuvo compuesta por 658 estudiantes argentinos, de los cuales 365 (55.5%) fueron de sexo femenino y 292 (44.4%) de sexo masculino, con edades comprendidas entre 15 y 19 años ( $M = 16.56$ ;  $DE = .754$ ), pertenecientes a escuelas tanto públicas (32.8%) como privadas (67.2%). Se realizó un análisis factorial exploratorio y se aplicó el modelo de escala de clasificación, derivado del modelo de Rasch, para evaluar las propiedades psicométricas de las escalas. A partir de los resultados se obtuvieron tres medidas con propiedades psicométricas adecuadas. Dichos instrumentos podrán ser utilizados por profesionales de orientación vocacional con el objetivo de realizar diagnósticos más precisos y diseñar intervenciones que permitan fomentar un adecuado proceso de elección.

Palabras clave: Elección Carrera - Ansiedad Decisional- Teoría de Respuesta al Ítem (TRI)- Modelo de Escala de Clasificación (MEC)

**Adaptation of three measures to estimate career decision and indecision and decisional anxiety using the Rasch model**

**Abstract**

The transformation of the current work-force determined by the technological advances affects and presents new challenges to the career decision-making process. As a result, and given the increasing speed at which current occupations are transformed an increasing number of people face the need to become familiar with new occupations and industries which could offer new employment opportunities and career perspectives. Based on this, it is extremely important that career counselors count on adapted tools to enable them achieve some improvement in the decision-making process; therefore, the main purpose of this study was to adapt three widely used measures and with adequate psychometrics properties to assess the level of career decision or indecision and the decisional anxiety within the Spanish-speaking population. The sample consisted of 658 Argentine students who attended high school, 365 of which (55.5%) were female and 292 (44.4%) male, aged between 15 and 19 years ( $M = 16.56$ ;  $SD = .754$ ), belonging to both public (32.8%) and private (67.2%) schools. An exploratory factor analysis was carried out and the classification scale model,- derived from the Rasch model-, was applied to evaluate the psychometric properties of the scales. From the results the factorial structure of the scales was confirmed and three measures with adequate psychometric properties were obtained. These instruments may be used by career counselors to optimize the career decision-making process. The practical and methodological implications are discussed as well as the limitations of the present study.

<sup>1</sup> Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Argentina. E-mail: [estefaniaazpilicueta@gmail.com](mailto:estefaniaazpilicueta@gmail.com)

## Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

Keywords: Career Decision – Making - Career Choice Anxiety - Item Response Theory (IRT) - Rating Scale Model (RSM).

### Introducción

Actualmente, nos encontramos transitando la era de la digitalización y automatización del trabajo, a menudo denominada Cuarta Revolución Industrial (Schwab, 2016), caracterizada por el surgimiento de nuevas tecnologías, el desarrollo de la genética, la inteligencia artificial, la nube, la nanotecnología, la biotecnología y la impresión 3D, entre otros. Numerosos autores consideran a este fenómeno como la tendencia social y económica actual más importante del mundo, ya que cambiará fundamentalmente la naturaleza del trabajo, los negocios y la sociedad en las próximas décadas. Estos cambios también tienen implicancias importantes para la elección de carrera, por lo que el principal objetivo de la orientación para la carrera en este contexto es el de ayudar a los sujetos a reconocer sus competencias y cualidades, y a tomar decisiones en su vida académica, profesional y personal. En este sentido, se considera que los últimos años de la escuela secundaria constituyen un periodo crucial, ya que es el momento en el cual culmina el proceso de exploración y formulación de objetivos educacionales/ocupacionales, los cuales derivarán en decisiones de carrera trascendentales (e.g., buscar empleo, continuar con una formación universitaria).

En el contexto educativo, la toma de decisión de carrera ha sido definida por Blustein, Ellis y Devenis (1989) como el punto en el cual un individuo posee un sentido claro de sus preferencias ocupacionales, junto a un fuerte compromiso con un conjunto específico de metas de carrera. Sin embargo, durante el proceso de elección de carrera, puede presentarse cierto grado de indecisión de carrera, conceptualizada como una inhabilidad o dificultad para tomar una decisión respecto a la elección de una determinada carrera u ocupación. Si bien la indecisión de carrera puede ser considerada un constructo multidimensional con varios subtipos (Brown & Rector, 2008), uno de los rasgos comunes entre las tipologías es el papel de la ansiedad en aquellos individuos que están indecisos. Se ha definido a este tipo de ansiedad como *ansiedad decisional*, la cual hace referencia a los sentimientos de ansiedad que se generan durante el proceso de elección de carrera y a la consecuente inhabilidad para comprometerse con una determinada elección (Brown et al., 2012).

A partir del gran interés que generaron estos constructos, se construyeron diversos instrumentos para su medición. Uno de los más utilizados a nivel mundial es la Escala de Decisión de Carrera (Osipow, Carney, Winer, Yanico & Koshier, 1976). En la actualidad, esta escala se utiliza tanto en investigación como en el ámbito clínico (Lam & Santos, 2017), ya que se considera una herramienta de suma utilidad para evaluaciones post intervención clínica (Lam & Santos, 2017). Respecto a sus características psicométricas, si bien son adecuadas en cuanto a confiabilidad y validez (Osipow & Schweikert, 1981), su estructura factorial ha presentado variaciones según la muestra utilizada (Hartman & Fuqua, 1982).

En relación a la evaluación de la ansiedad decisional, el Inventario de Indecisión de Carrera, CIP-65, (Hacker, Carr, Abrams & Brown, 2013) ha recibido un gran interés por parte de la comunidad científica y ha sido adaptado a múltiples poblaciones (Roche, Carr, Lee, Wen & Brown, 2017). Este instrumento permite valorar aspectos que determinan el proceso de elección de carrera, tales como la ansiedad de elección/compromiso (CCA). Puntajes bajos en esta última subescala implican que la persona necesita obtener mayor información ocupacional y sobre sí misma, una incapacidad para comprometerse, y un alto nivel de ansiedad en la toma de decisión de carrera. Además, el CIP-65 cuenta con el cuestionario ad hoc de decisión de carrera (CD) que permite estimar el nivel de decisión de carrera, mediante cuatro ítems.

A pesar de que estos instrumentos sirven para ampliar el campo de estudio del proceso de elección de carrera, sorprendentemente, en la revisión bibliográfica realizada no se encontraron versiones en español, lenguaje nativo de más de 400 millones de personas en el mundo. Asimismo, resulta sumamente necesario contar con herramientas adaptadas y validadas debido a las diferencias transculturales propias del proceso de decisión-elección de carrera, tal como se demuestra en un gran número de estudios (e.g., Lindley, 2006).

Por otro lado, dentro del ámbito de la salud, es cada vez más habitual la aplicación de la teoría de respuesta al ítem (TRI), y del modelo de Rasch en particular (e.g., Hagquist & Andrich, 2017), en el proceso de adaptación y validación de

## Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

instrumentos, ya que este modelo proporciona una metodología completa y detallada que permite evaluar las propiedades psicométricas de un instrumento en función de las propiedades particulares de cada uno de los ítems que componen el test (Messick, 1994). Las ventajas de la TRI respecto a la teoría clásica de los test (TCT) han sido ampliamente difundidas (e.g., Bond & Fox, 2015). Específicamente, el modelo de escala de clasificación- MEC- (Andrich, 1978), derivado del modelo de Rasch, resulta óptimo para analizar escalas de respuesta de tipo Likert. La ventaja de usar este modelo radica en la posibilidad de realizar un análisis de las categorías de respuesta para determinar su funcionamiento, sin la pérdida de información importante que conlleva la dicotomización de las variables para llevar a cabo los análisis propuestos por la TRI (e.g., Andrich, 1978).

En función de lo anterior, el objetivo del presente trabajo consiste en adaptar la CDS, la subescala CCA y el CD, ambos pertenecientes al CIP-65. Estos instrumentos adaptados permitirán a los profesionales de la orientación para la carrera evaluar las variables claves del proceso de elección de carrera y delinear nuevas prácticas de intervención, basadas en la identificación de las posibles fuentes de la indecisión de carrera y de ansiedad decisional, a fin de fomentar comportamientos vocacionales adaptativos que posibiliten una mejor transición escuela-universidad y/o escuela-trabajo.

### Método

#### Participantes

Los instrumentos fueron administrados a una muestra compuesta por 658 adolescentes, de los cuales 365 (55.5%) fueron de sexo femenino y 292 (44.4%) de sexo masculino, con edades comprendidas entre 15 y 19 años ( $M = 16.56$ ;  $DE = .754$ ) de escuelas públicas (32.8%) y privadas (67.2%) de la ciudad de Córdoba, Argentina.. Particularmente, los estudiantes se encontraban cursando los dos últimos años (quinto y sexto año) del ciclo orientado en las siguientes especialidades: arte (9.7%), ciencias sociales (25.7%), ciencias naturales (40.3%) y comunicación social (24.3%). La recolección de datos se desarrolló a través de la modalidad lápiz y papel. Se realizó un muestreo de tipo accidental, ya que el estudio se desarrolló en aquellos establecimientos donde se obtuvo el permiso de las autoridades.

#### Instrumentos

*Escala de Decisión de Carrera -CDS- (Osipow et al., 1976):* está compuesta por 18 ítems, el primero de ellos indica el nivel de decisión de carrera, los 16 ítems siguientes miden la indecisión de carrera, mientras que el último ítem es una pregunta abierta que les permite a los participantes realizar una descripción de su situación personal, en caso de que ninguno de los ítems anteriores la describa. Todos los ítems, menos el último, se responden con una escala de 1 (*Nada parecido a lo que pienso*) a 4 (*Exactamente como pienso*). Los autores del instrumento reportaron propiedades psicométricas adecuadas ( $\alpha$  de Cronbach = .81).

*Inventario de Indecisión de Carrera- CIP-65- (Hacker et al., 2013):* está conformado por 65 ítems que miden cuatro facetas de las dificultades que se presentan en el proceso de decisión vocacional. Los participantes deben responder a una escala de tipo Likert que se extiende de 1 (*Totalmente en desacuerdo*) a 5 (*Totalmente de acuerdo*). Los puntajes más altos indican mayor indecisión de carrera. En el presente estudio se utilizaron dos de las facetas del CIP-65: la subescala ansiedad de elección/compromiso (CCA) y el cuestionario ad hoc de decisión de carrera (DC). La subescala CCA está compuesta por 10 ítems, presentando índices adecuados de consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach = .97). El cuestionario de decisión de carrera, mediante cuatro ítems y una escala de respuesta de tipo Likert que se extiende en un rango de 1 (*Muy indeciso*) a 6 (*Muy decidido*), permite estimar el nivel de decisión de carrera autopercebida.

#### Procedimiento

Previo a la administración de los cuestionarios, se siguieron los lineamientos éticos para la investigación con humanos recomendados por la APA (American Psychological Association, 2002), para lo cual se utilizaron formularios de consentimiento informado y se tomaron medidas para garantizar el respeto de los derechos humanos y el cuidado del medio ambiente. Además, se contemplaron las salvaguardas previstas en la Declaración de Helsinki, así como la ley 25.326 de Protección de los Datos Personales.. La administración de los test fue colectiva, en un horario regular de clases, con autorización previa de los profesores de cada curso, solicitando la colaboración de cada alumno

## Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

y enfatizando la naturaleza voluntaria de su participación. La consigna que se proporcionó a los participantes fue: “Para responder a los cuestionarios, al comienzo de ellos aparece un breve texto que te informa sobre lo que se te preguntará. Lee cuidadosamente estas instrucciones. A continuación, lee cada enunciado (ítem) y responde a ellos con honestidad. No existen respuestas correctas o incorrectas. Pide ayuda si tienes una pregunta o no entiendes algo. No te saltees ninguna frase”. La duración total de la sesión fue de 40 minutos. Se administraron de manera conjunta los tres instrumentos.

La administración de las escalas formó parte de una investigación más amplia, en la que luego de diversas administraciones de instrumentos se llevó a cabo una devolución personal de los resultados de dichos instrumentos y un seminario-taller grupal en el cual se abordaron diferentes aspectos del proceso de elección de carrera.

## Resultados

### Traducción de Ítems

Las escalas fueron traducidas del inglés al español por tres especialistas que dominaban el idioma inglés. Luego, estas versiones fueron comparadas y se realizaron los ajustes idiomáticos pertinentes procurando mantener cierta equivalencia conceptual, semántica y funcional, más que una mera traducción literal (Mimura & Griffiths, 2008). En este sentido, se realizaron algunos ajustes idiomáticos y de contenido de los ítems para que resulten acordes a la población del presente estudio. Por ejemplo, en el ítem 2 (I have decided on a major and feel comfortable with it. I also know how to go about implementing my choice) la palabra *major* hace referencia a un área específica en la que los estudiantes del nivel pre-universitario (College) del sistema educativo de EEUU deben escoger al llegar al quinto semestre de su carrera. En el caso de estudiantes de nivel medio no existe una situación equivalente, por lo que este ítem no fue retenido. En el CD este término aparecía en el ítem 1 (How decided about your academic major are you at this time?), en este caso fue reemplazado por el término *orientación*, que los alumnos al finalizar el tercer año del ciclo básico de nivel medio eligen una orientación (e.g., Ciencias Naturales, Comunicación, Arte) del ciclo orientado (correspondiente a los tres últimos años de secundaria).

### Análisis Descriptivos

Ninguna de las escalas presentó más del 5% de casos perdidos, por lo que dichos casos fueron imputados por el modo (Tabachnick & Fidell, 2013).

Respecto a los índices de asimetría y curtosis, para la CDS, los índices variaron entre -0.02 y 2.20 para asimetría y entre 0.01 y 3.88 para curtosis. El análisis de correlación de cada ítem con el puntaje total de la prueba varió significativamente entre .31 (ítem 11) y .62 (ítem 5). Respecto a la CCA, los índices de asimetría y curtosis variaron entre 0.04 y 0.35 para asimetría y entre -0.88 y -1.33 para curtosis. El análisis de correlación de cada ítem con el puntaje total de la prueba varió significativamente entre .40 (ítem 3) y .62 (ítem 10). Por último, en el CD, los índices de asimetría y curtosis variaron entre -0.28 y -0.95 para asimetría y entre -0.36 y -1.18 para curtosis. El análisis de correlación de cada ítem con el puntaje total de la prueba varió significativamente entre .26 (ítem 1) y .61 (ítem 4). Estos resultados permitieron proseguir con los análisis propuestos.

### Estudio de Estructura Interna de las Escalas

*Análisis factorial exploratorio (AFE).* Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) mediante el Software Factor 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013). Se considera que es viable realizar el AFE cuando se obtienen valores superiores a .70 en la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y valores significativos ( $p < .001$ ) en la prueba de esfericidad de Bartlett. Si estos valores son adecuados, se procede con el análisis paralelo de Horn para determinar el número de factores a extraer. Se calcularon los coeficientes de fiabilidad (Mislevy & Bock, 1990) de los puntajes factoriales, ya que se ha demostrado que mediante las puntuaciones factoriales se obtienen índices de confiabilidad más aceptables que las puntuaciones obtenidas en la escala.

En relación a el análisis de estructura interna de la CDS, la KMO obtenida (0.901) y la prueba de esfericidad de Bartlett con valores de 3209.2 ( $df = 136$ ;  $p < .000$ ) permitieron realizar el AFE. El Análisis Paralelo de Horn sugirió la extracción de un factor que explicó un 48% de la varianza, con pesos factoriales que variaron entre -.54 y .78. El índice de confiabilidad fue de .88. Para la CCA, la KMO (0.877) y la prueba de esfericidad de Bartlett, con valores de 2233.8 ( $df = 45$ ;  $p < .000$ ), advirtieron la viabilidad de realizar el



### Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

AFE. El Análisis Paralelo de Horn sugirió la extracción de un factor que explicó un 48% de la varianza, con pesos factoriales que variaron entre .46 y .73. El índice de confiabilidad fue de .88. En el CD, la KMO (0.702) y la prueba de esfericidad de Bartlett, con valores de 617.6 ( $df = 6; p < .000$ ), posibilitaron realizar el AFE. El Análisis Paralelo de Horn sugiere la extracción de un factor que explicó un 55% de la varianza, con pesos factoriales que variaron entre .29 y .82. El índice de confiabilidad fue de .80.

*Validez predictiva.* La validez predictiva fue evaluada a través de la correlación bivariada, la cual evidencia que la magnitud de las asociaciones y la dirección de estas coinciden, en su mayoría, con lo reportado por la literatura. Así, se observan relaciones significativas entre las variables ansiedad decisional y decisión de carrera ( $r = -.49$ ), entre ansiedad decisional e indecisión de carrera ( $r = .70$ ) y entre decisión e indecisión de carrera ( $r = -.49$ ). Con respecto al tamaño del efecto, en el presente estudio se observó que las correlaciones entre las variables presentaron un

tamaño del efecto de moderado a grande (Cohen, 1988).

*Análisis de la varianza (ANOVA).* Se encontraron diferencias en la variable decisión de carrera en relación al año de cursado (quinto y sexto año) y al tipo de institución (pública y privada),  $F(3,654) = 8.725, p < .05; \eta^2 = .038$ . En la comparación post hoc de la prueba HSD de Tukey se observó que los alumnos de sexto año de los colegios privados tienden a presentar mayores niveles de decisión de carrera respecto a los 3 grupos (5to público, 5to privado y 6to público). Asimismo, se observaron diferencias significativas en la variable indecisión de carrera,  $F(3,654) = 4.356, p < .05; \eta^2 = .020$ , y la prueba HSD de Tukey indicó que los estudiantes de quinto año de los colegios públicos presentan niveles de indecisión más elevados que los alumnos de sexto año de los colegios privados. Respecto a la variable de ansiedad decisional, no se observaron diferencias en el año de cursado y el tipo de institución,  $F(3,654) = .976, p = .403; \eta^2 = .004$ . En las tres medidas se observa un tamaño del efecto pequeño

**Tabla 1. Análisis de la varianza de la CDS, CCA y CD según el año de cursado y el tipo de institución<sup>1</sup>**

	5 x público		5 x privado		6 x público		6 x privado		F	p	$\eta^2$
	M	DE	M	DE	M	DE	M	DE			
CCA	29.70	8.61	29.44	8.40	29.20	8.81	28.25	9.09	.976	.403	.004
CD	15.70	4.80	16.70	4.56	15.43	4.79	17.90	4.73	8.725	.000	.038
CDS	33.16	10.27	31.02	8.29	32.73	9.57	29.89	8.64	4.356	.005	.020

#### Modelo de Escala de Clasificación

*Eficacia de las categorías de respuesta.* Se examinó la correlación punto biserial para realizar un diagnóstico respecto a la posible codificación errónea de los datos o errores en los ítems. En este punto, valores negativos o nulos nos indican que existen ítems o personas que presentan respuestas que contradicen la variable medida (Linacre, 2018). En las tres escalas la correlación punto biserial mostró valores positivos, con un rango de .27 a .64 para la CDS, de .40 a .62 para la CCA y de .26 a .61 para el CD, por lo que no existirían incongruencias o errores en la codificación de los datos o ítems.

Respecto a la eficacia de las categorías de respuesta, se establecieron los siguientes criterios:

(1) deben existir al menos diez observaciones por cada categoría de respuesta con el propósito de establecer valores estables de los umbrales; (2) las medidas promedias (habilidad promedio de las personas que eligieron cada categoría de respuesta) y los umbrales (dificultad estimada al elegir una categoría de respuesta sobre otra) deben aumentar de manera progresiva a medida que aumente la variable a través de la escala de medida; (3) la distancia entre los umbrales de cada categoría debe establecer que cada paso define un rasgo diferente en la variable. Respecto a esto, Linacre (2002) sostiene que la distancia entre los umbrales disminuye a medida que aumenta el número de categorías de respuesta, por lo que se

### Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

sugiere que para ítems politómicos deben aumentar al menos 1.4 logits para una escala de 3 categorías, y 1.0 logits para una escala de 5 categorías, pero no más de 5 logits para evitar grandes brechas en la variable; (4) por último, el ajuste estadístico proporciona información sobre la calidad de las categorías establecidas, donde valores inferiores a 2 se consideran aceptables, ya que un valor Outfit superior a 2 indica que la categoría ofrece más desinformación que información. Dichos criterios, utilizados en conjunto, permiten determinar la categorización óptima y detectar posibles desórdenes en las categorías de respuesta establecidas. En la CDS observamos que se cumple el criterio de más de 10 observaciones por categoría. Las medidas promedias y los umbrales (calibración) aumentaron de manera monótona. La distancia entre los umbrales no supera los 1.4 logits. Se

evidencia un outfit con valores cercanos a uno en todas las categorías. En la CCA se observa que la frecuencia por categoría de respuesta es superior al criterio establecido. Asimismo tanto las medidas promedias como los umbrales aumentan de manera progresiva, las primeras en una distribución uniforme de -1.07 a .79 y los segundos de -.80 a .97. Respecto a la distancia entre los umbrales, éstos no superaron los 1.00 logits establecidos para una escala Likert de 5 opciones de respuesta. El ajuste estadístico mediante el índice outfit indica que los valores son cercanos a 1 en todas las categorías. En relación a los ítems del CD observamos que si bien las medidas promedias aumentan de manera progresiva (de -.71 a 1.19), esto no sucede con la distancia entre los umbrales (se observa una inversión en la categoría 3). El índice outfit en todas las categorías es cercano a 1.

**Tabla 2. Eficacia de las categorías de respuesta de la CDS, CCA y CD<sup>2</sup>**

Categoría de respuesta	Recuento Observado	Medida promedio	Outfit	Calibración
<b>CDS</b>				
1.Nada parecido a lo que pienso	4789	-1.37	1.04	
2.Sólo un poco parecido a lo que pienso	2685	-.53	.90	-.37
3.Muy parecido a lo que pienso	2069	-.13	.96	-.10
4.Exactamente como pienso	1388	.20	1.20	.47
<b>CCA</b>				
1.Totalmente en Desacuerdo	1222	-1.07	1.09	
2.En desacuerdo	1321	-.43	.95	-.80
3.Ni acuerdo ni desacuerdo	1470	-.01	.94	-.34
4.De acuerdo	1453	.33	.99	.17
5.Totalmente de Acuerdo	974	.79	1.10	.97
<b>CD</b>				
1.Totalmente Indeciso	292	-.71	1.25	
2.Moderadamente Indeciso	180	-.45	.95	-.08
3.Un poco Indeciso	367	-.09	.82	-.95
4.Un poco Decidido	438	.22	.76	-.08
5.Moderadamente Decidido	592	.82	.91	.18
6.Totalmente Decidido	611	1.19	1.11	.94

*Ajuste de los datos al modelo.* Para determinar el ajuste de los datos al modelo se realizó el análisis del ajuste global de los datos, el ajuste de los ítems y el ajuste de las personas. Con el primero se comprueba si existe ajuste entre la matriz de datos y lo pronosticado por el modelo. El ajuste de los ítems permite estudiar a cada

reactivo de manera independiente. Respecto al ajuste de las personas, este permite identificar aquellas que responden de forma incoherente a la formulación teórica. Se estudió a partir de los valores de los estadísticos de ajuste cercano (Infit) y lejano (Outfit). Estos estadísticos se interpretan como medias cuadráticas de los residuales

### Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

(MnSq), sensibles a patrones de respuesta irregulares. Valores Infit y Outfit de 1 indican un ajuste perfecto entre los datos y el modelo, valores entre 0.5 y 1.5 indican un ajuste aceptable, y valores superiores a 2, un desajuste severo (Linacre, 2018).

En el análisis de la CDS, el ajuste de los ítems varió entre  $-.83 \leq \delta_i \leq 1.12$  ( $M = .00$ ;  $DE = .49$ ), los valores Infit variaron entre .82 y 1.41 ( $M = 1.02$ ;  $DE = .18$ ) y los Outfit entre .66 a 1.58 ( $M = 1.04$ ;  $DE = .28$ ). Todos los ítems se ajustan al modelo, a excepción del ítem 5, sin embargo el desajuste no resulta severo. En el ajuste de las personas, el 77,8% de los patrones de respuesta se ajusta al modelo con niveles en el rasgo que varían de  $-3.35 \leq \theta \leq 1.38$  ( $M = -.73$ ;  $DE = .89$ ). Respecto a la CCA la medida de dificultad ( $\delta_i$ ) de los ítems varió entre  $-.57 \leq \delta_i \leq .32$  ( $M = .00$ ;  $DE = .28$ ), se observa un ajuste adecuado en todos los

ítems, con valores Infit que variaron entre .85 y 1.19 ( $M = 1.09$ ;  $DE = .09$ ) y los Outfit entre .89 y 1.34 ( $M = 1.03$ ;  $DE = .13$ ). El análisis del ajuste de las personas muestra que el 70,5% de los patrones de respuesta de los sujetos (Infit y Outfit  $\geq 1.5$ ) se ajusta al modelo, con niveles de rasgo de entre  $-3.17 \leq \theta \leq 2.60$  ( $M = -.10$ ;  $DE = .88$ ). Respecto del CD, la medida de rasgo de los ítems varió entre  $-.38 \leq \delta_i \leq .35$  ( $M = .00$ ;  $DE = .27$ ), existe un ajuste adecuado de 3 ítems, sin embargo el ítem 1, si bien no presenta un desajuste severo, es superior al índice aceptable de 1.5 logits; los valores Infit variaron entre .75 y 1.75 ( $M = 1.03$ ;  $DE = .42$ ) y los Outfit entre .69 y 1.73 ( $M = 1.00$ ;  $DE = .42$ ). El análisis del ajuste de las personas muestra que sólo el 47.4% de los patrones de respuesta de los sujetos (Infit y Outfit  $\geq 1.5$ ) se ajusta al modelo, con niveles de habilidad de entre  $-1.99 \leq \theta \leq 2.35$  ( $M = .40$ ;  $DE = .90$ ).

**Tabla 3. Ajuste al modelo de la CDS, CCA y CD<sup>3</sup>**

	CDS			CCA			CD		
	Personas			Personas			Personas		
Medida	Infit	Outfit		Medida	Infit	Outfit	Medida	Infit	Outfit
<i>M</i>	-.73	1.02	1.04	-.10	1.03	1.03	.40	.95	1.00
<i>DE</i>	.89	.46	.59	.88	.65	.67	.90	.88	.99
Máx.	1.38	3.20	4.47	2.60	3.83	4.73	2.35	4.93	6.42
Mín.	-3.35	.22	.22	-3.17	.06	.06	-1.99	.03	.03
	Ítems			Ítems			Ítems		
<i>M</i>	.00	1.02	1.04	.00	1.01	1.03	.00	1.03	1.00
<i>DE</i>	.49	.18	.28	.28	.09	.13	.27	.42	.42
Máx.	1.12	1.41	1.58	.32	1.19	1.34	.35	1.75	1.73
Mín.	-.83	.82	.66	-.57	.85	.89	-.38	.75	.69

*Separación y fiabilidad.* En relación a los índices de separación y fiabilidad debemos considerar que los ítems deben estar lo suficientemente separados en nivel de dificultad para poder reproducir el sentido y significado de la variable latente (Wright & Stone, 2003). Por un lado, el índice de separación persona nos permite determinar la capacidad del instrumento para diferenciar a las personas sobre la variable medida. Por el otro, el índice de separación ítem permite determinar los estratos de rasgo que los ítems pueden distinguir. Cuanto mayor sea la separación, el instrumento mejor diferenciará la habilidad de las personas y la dificultad del ítem (Wright & Masters, 2002). Linacre (2018) considera

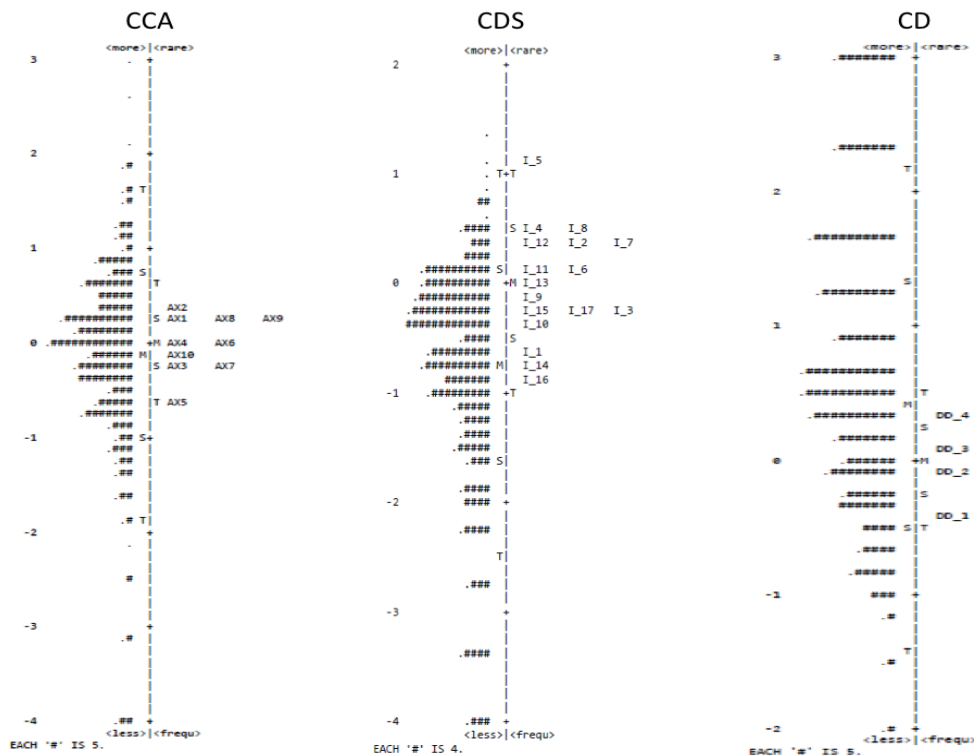
adecuado para las personas un índice de separación superior a 2 y fiabilidad asociada de .80, y para los ítems, un índice de separación de 3 y fiabilidad .90. Asimismo, el mapa de Wright nos permite observar gráficamente cual es el posicionamiento en el continuo tanto de las personas como de los ítems.

Para la CDS el índice de separación (10.5) y de fiabilidad (.99) de los ítems fue adecuado. Asimismo, el índice de separación (2.28) y fiabilidad (.84) de las personas resultó satisfactorio. La Figura 1 muestra la distribución de las personas (sector izquierdo) y de los ítems (sector derecho) de manera conjunta. Se observa que el nivel de rasgo que manifestaron las

### Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

personas tiende a ser más bajo de lo que puntúan los ítems. Asimismo, observamos que, por ejemplo, los ítems 3, 12 y 17 miden en un mismo nivel la variable, por lo que deberían agregarse o modificarse ciertos ítems para poder cubrir el espectro completo de niveles de rasgo que manifiesta la muestra de personas. En relación a la CCA, por un lado, el índice de separación de los ítems fue 7.14 y el de fiabilidad .98, por el otro, el índice de separación de las personas fue de 2.32 y el de fiabilidad de .84. Ambos conjuntos presentan valores satisfactorios. También puede observarse que, si bien los ítems se distribuyen a partir de la media de manera equitativa, hay ítems que tienen

un rango de actuación similar (1, 8 y 9). A su vez, vemos que existen valores extremos del nivel de rasgo de las personas, siendo valores muy distantes respecto a la distribución de los ítems. Por último, los ítems del CD presentan un índice de separación de 7.44 y de fiabilidad de .98, mientras que, respecto a las personas, el índice de separación fue de 1.42 y el de fiabilidad de .67. En este caso, se obtuvieron índices satisfactorios para los ítems, pero no para las personas. Es decir, si bien los ítems se distribuyen a partir de la media de manera equitativa, es muy dispar el nivel de rasgo que presentan las personas.



**Figura 1. Mapa de personas e ítems de la CCA, CDS y CD<sup>4</sup>**  
*Funcionamiento diferencial del ítem (DIF).*

Para determinar su existencia, se fijó el nivel de significación a  $Prob < 0.05$ , considerando que la diferencia de contraste debía ser superior a 0.5 logits (Linacre, 2018). En el presente estudio no se encontraron ítems que funcionen de una manera diferencial respecto al sexo de los participantes.

**Objetividad específica.** Se evaluó con el objetivo de evidenciar la validez de la medida cuando no depende de las condiciones particulares con que se obtuvo. Para analizar la invariancia de los parámetros de los ítems se dividió la muestra aleatoriamente en dos, se calculó la medida de dificultad de cada submuestra y se realizó un

análisis de regresión lineal simple. Los valores esperados refieren a 1 en la correlación entre ambas submuestras ( $r$ ), un valor de 0 para la ordenada al origen (constante) y de 1 para la pendiente de la recta ( $\beta$ ) (Prieto & Delgado, 2003).

Para la CDS los resultados del análisis de regresión lineal simple nos indica que la correlación entre ambos conjuntos fue de  $r = .960$ , la ordenada al origen (constante) de  $-.001$  y la pendiente de la recta de  $\beta = .960$ . Por lo que se cumple el supuesto de invariancia de parámetros de los ítems. En la CCA, la propiedad de objetividad específica resultó satisfactoria ( $r = .961$ ; constante =  $.001$ ;  $\beta = .961$ ). Por último, en



### **Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional**

los ítems del CD, se comprueba de igual forma la invarianza de los parámetros de los ítems ( $r = .964$ ; constante = .000;  $\beta = .964$ ).

#### **Discusión**

Los resultados obtenidos del AFE indican que los tres instrumentos poseen una estructura factorial unidimensional. Respecto a la CDS, esto concuerda con la literatura internacional (e.g., Shimizu, Vondracek, & Hostetler, 1994) y en el caso de la subescala CCA y el CD, los resultados son similares a los reportados por Hacker et al. (2013). Cabe agregar, que en las tres escalas los índices de consistencia interna fueron satisfactorios y similares a los reportados por los estudios originales, lo que nos permite afirmar que las tres escalas resultan útiles para evaluar de manera confiable los constructos de decisión/indecisión de carrera y ansiedad decisional.

En relación al estudio de validez, las correlaciones observadas fueron las esperadas a nivel teórico. Asimismo, en el análisis de varianza se observaron diferencias significativas con un tamaño del efecto pequeño entre las medias tanto de la CDS como del CD respecto al año de cursado y el tipo de institución al cual asistían los participantes. Específicamente, los alumnos de quinto año de los colegios públicos presentaron mayores niveles de indecisión en comparación con los alumnos de sexto año de los colegios privados. Por su parte, el CD permitió diferenciar entre aquellos alumnos que poseían mayor nivel de decisión de carrera (sexto año) de los que poseían menores valores en este constructo (quinto año de los colegios públicos). De esta manera, los resultados coinciden con lo establecido en la literatura, la cual sostiene que los niveles de decisión e indecisión de carrera se relacionan tanto con el grado madurativo de los individuos como con la proximidad a la toma de decisión de carrera. Asimismo, la diferencia establecida puede deberse a que los colegios privados suelen otorgar mayor importancia al proceso de orientación vocacional de los estudiantes en comparación con las instituciones públicas (León, 2006).

En función de la aplicación del MEC, los resultados indican que en la CDS y en la CCA se cumple el criterio del ordenamiento de las categorías, en cambio en el CD, no presentan un orden secuencial. Además, el avance entre los umbrales es inferior a 1.4 logits, por lo que no resulta claro si la escala de respuesta permite distinguir diferentes niveles en el rasgo. Si bien el

MEC establece que un desorden o inversión en el escalamiento de los pasos (umbrales) evidencia que las categorías podrían no estar funcionando como se espera, algunos autores consideran que dicho comportamiento no siempre obedece a un problema en las categorías de respuesta, ya que, por ejemplo, puede referir a la frecuencia con que se eligió determinada categoría (Linacre, 2018). En el CD observamos que la frecuencia (recuento observado) de elección es menor que las categorías adyacentes, de igual forma deberían realizarse nuevos análisis reduciendo las categorías de respuesta, es decir combinando dos o más opciones de respuesta o modificando tanto sintáctica como semánticamente su composición.

Con respecto al ajuste de los datos al modelo, en líneas generales, casi todos los ítems presentaron índices satisfactorios. Aquellos que presentaron cierto desajuste deberán ser revisados en próximos estudios. En relación a las personas, un porcentaje de los patrones de respuesta de los sujetos no se ajustan a lo pronosticado por el modelo, no obstante resultados similares se encontraron en otros estudios realizados sobre test que evalúan comportamiento típico, en los cuales se menciona como posibles causantes de estos resultados el fenómeno de deseabilidad social, una baja motivación o falta de atención de los adolescentes al estar inmersos en un ambiente con diversos distractores, entre otros (Curtis, 2004).

Respecto a los índices de separación y fiabilidad de los ítems y las personas, resultaron satisfactorios tanto para la CDS como para la subescala CCA. Esto indica que ambos instrumentos permiten diferenciar a las personas en las variables medidas, así como también que los ítems permiten determinar diferentes niveles tanto de rasgo de indecisión de carrera como de ansiedad decisional. Cabe mencionar que los ítems se localizan en el nivel medio del continuo. Sin embargo, se observan ciertos niveles de rasgo en los extremos, con mayor presencia de sujetos en los niveles medios-bajos del rasgo, por lo que resultaría útil agregar ítems que cubran el espectro completo del rasgo que manifiestan las personas y de igual forma, eliminar aquellos ítems que presentan un solapamiento en el nivel de rasgo medido. En cuanto a los índices del CD, éstos no fueron adecuados, por lo que más allá de que estudios previos avalan el uso de medidas breves para estimar el nivel de decisión de carrera, deberían profundizarse los análisis de los ítems que componen esta escala.

Cabe agregar que en ninguna de las medidas se encontraron ítems que funcionen de

## Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

manera diferencial respecto al sexo, es decir no hay diferencia entre mujeres y varones al responder los ítems que componen las escalas.

Por último, por medio del análisis de objetividad específica, pudimos comprobar que nuestra medida resulta válida en el sentido que no depende de las condiciones particulares con que fue obtenida. Por este motivo se puede sostener que las escalas podrían ser utilizadas en otros tipos de muestras.

### Conclusión

#### *Limitaciones*

En líneas generales, los instrumentos adaptados presentan propiedades psicométricas de confiabilidad y validez adecuadas. No obstante, existen limitaciones para considerar. En cuanto a la muestra, sólo se contemplaron sujetos que están cursando los últimos dos años de la escuela secundaria. Sería relevante incluir sujetos de mayor edad que estén transitando un proceso de reorientación vocacional, ya que se trata de una problemática de gran prevalencia en la actualidad y no existen herramientas específicas adaptadas para abordarla.

Con respecto a los resultados evidenciados por la escala de clasificación de los instrumentos, se debería modificar o disminuir el número de categorías de respuesta y realizar nuevos estudios para verificar el funcionamiento de los instrumentos luego de los cambios realizados. Por otro lado, los ítems utilizados no cubrieron el espectro total del nivel de rasgo de los participantes de la muestra, por lo que deberían redactarse ítems que permitan cubrir el continuo. Por último, respecto al ajuste de los ítems, deberían revisarse aquellos que no ajustaron adecuadamente y modificarlos tanto sintácticamente como semánticamente o, en su defecto, eliminarlos de la prueba.

#### *Implicancias metodológicas y prácticas*

En relación a las implicancias metodológicas, a partir de las adaptaciones, pueden generarse baremos locales y sistemas de orientación para la elección de carrera asistidos por computadora, que permitan a las instituciones y educadores contar con una serie de herramientas de medición para identificar las diferencias individuales de los estudiantes que contribuyen al proceso de elección de carrera.

Respecto a las implicancias prácticas, la administración conjunta de los instrumentos permitirá no solo identificar posibles fuentes de indecisión de carrera y ansiedad decisional, sino también ser utilizados como herramienta diagnóstica y como estímulos en entrevistas (Osipow & Winer, 1996). Además, la CDS suele utilizarse como medida pre-pos test, luego de haber realizado una intervención, para determinar la ocurrencia de cambios en los niveles de indecisión de carrera, a lo largo de un proceso de orientación para la carrera.

En este punto es importante mencionar que las variables de resultado del proceso de elección de carrera (nivel de decisión/indecisión de carrera y ansiedad decisional) están determinadas parcialmente por las influencias ambientales (e.g. el apoyo de los compañeros de trabajo y profesores, las condiciones económicas locales), las variables personales (e.g. factores de personalidad), y cognitivas (autoeficacia, expectativas de resultados, metas y acciones exploratorias). Estas variables, en conjunto, tienen la capacidad de permitir o limitar la agencia personal y co-determinar los resultados de los comportamientos adaptativos de carrera, los cuales desembocarán en determinados niveles de decisión/indecisión de carrera y ansiedad decisional (Lent & Brown, 2013). En función de lo anterior, se sugiere que en la aplicación de estos instrumentos se tengan en cuenta las relaciones que presentan los constructos evaluados con las demás variables intervinientes en el proceso de elección de carrera.

---

### Notas

<sup>1</sup>  $M$  = media,  $DE$  = desviación estándar,  $p$  = nivel de significación,  $\eta^2$  = tamaño del efecto, CDS = escala de decisión de carrera, CD = cuestionario de decisión de carrera, CCA = subescala ansiedad de elección/compromiso.

<sup>2</sup> CDS = escala de decisión de carrera, CCA = subescala ansiedad de elección/compromiso, CD = cuestionario de decisión de carrera

<sup>3</sup>  $M$  = media,  $DE$  = desviación estándar, Máx. = máximo, Mín. = mínimo, CDS = escala de decisión de carrera, CCA = subescala ansiedad de elección/compromiso, CD = cuestionario de decisión de carrera

## Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

<sup>4</sup> En el sector izquierdo se grafica la ubicación de las personas según el nivel de rasgo. El símbolo “#” representa un grupo de 4 personas y el “.” un grupo de 1 a 3 personas. En el sector derecho se ubican los ítems.  $M$  = media de las personas y los ítems,  $S$  = una desviación estándar alejada de la media,  $T$  = dos desviaciones estándar alejadas de la media.

---

### Referencias

- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist Association*, 57, 1060–1073. Recuperado de: <http://www.apa.org/ethics/code2002.html>.
- Andrich, D. (1978). Rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika*, 43(4), 561-573. <https://doi.org/10.1007/BF02293814>
- Blustein, D. L., Ellis, M. V. & Devenis, L. E. (1989). The development and validation of a two-dimensional model of the commitment to career choices process. *Journal of Vocational Behavior*, 35(3), 342-378. [https://doi.org/10.1016/0001-8791\(89\)90034-1](https://doi.org/10.1016/0001-8791(89)90034-1)
- Bond, T. & Fox, C. M. (2015). *Applying the Rasch model: Fundamental measurement in the human sciences*. New York: Routledge.
- Brown, S. D., Hacker, J., Abrams, M., Carr, A., Rector, C., Lamp, K., Telander, K. J. & Siena, A. (2012). Validation of a four-factor model of career indecision. *Journal of Career Assessment*, 20, 3–21. <https://doi.org/10.1177/1069072711417154>
- Brown, S. D. & Rector, C. C. (2008). Conceptualizing and diagnosing problems in vocational decision making. En Brown, S. D. & Lent, R. W. (Eds.). *Handbook of counseling psychology* (pp. 392-407). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2<sup>nd</sup>. ed.)*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Curtis, D. D. (2004). Person misfit in attitude surveys: Influences, impacts and implications. *International Education Journal*, 5(2), 125-144.
- Hacker, J., Carr, A., Abrams, M. & Brown, S. D. (2013). Development of the career indecision profile: Factor structure, reliability, and validity. *Journal of Career Assessment*, 21(1), 32-41. <https://doi.org/10.1177/1069072712453832>.
- Hagquist, C. & Andrich, D. (2017). Recent advances in analysis of differential item functioning in health research using the Rasch model. *Health and quality of life outcomes*, 15(1), 181. <https://doi.org/10.1186/s12955-017-0755-0>
- Hartman, B. W. & Fuqua, D. R. (1982). The construct validity of the Career Decision Scale adapted for graduate students. *The Career Development Quarterly*, 31(1), 69-77. <https://doi.org/10.1002/j.2164-585X.1982.tb01535.x>.
- Lam, M. & Santos, A. (2017). The Impact of a College Career Intervention Program on Career Decision Self-Efficacy, Career Indecision, and Decision-Making Difficulties. *Journal of Career Assessment*, 26(3), 425-444. <https://doi.org/10.1177/1069072717714539>.
- Lent, R. W. & Brown, S. D. (2013). Social cognitive model of career self-management: Toward a unifying view of adaptive career behavior across the life span. *Journal of counseling psychology*, 60(4), 557-568.
- Linacre, J. M. (2002). Optimizing rating scale category effectiveness. *Journal of Applied Measurement*, 3(1), 85-106. [doi:10.1.1.424.2811](https://doi.org/10.1.1.424.2811)
- Linacre, J. M. (2018). *A User's Guide to Winsteps*. Recuperado de: <https://www.winsteps.com/manuals.htm>
- Lindley, L. D. (2006). The paradox of self-efficacy: Research with diverse populations. *Journal of Career Assessment*, 26(1), 143-160. <https://doi.org/10.1177/1069072705281371>.
- León, A. E. F. (2006) La orientación vocacional en los colegios públicos y privados de Lima: situación actual y propuesta de un programa de acción para la secundaria pública. *Revista de Investigación en Psicología*, 9(1), 23-35.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. J. (2013). Factor 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. <http://dx.doi.org/10.1177/0146621613487794>
- Messick, S. (1994). The interplay of evidence and consequences in the validation of performance assessments. *Educational researcher*, 23(2), 13-23. <https://doi.org/10.3102/0013189X023002013>

### Adaptación mediante el modelo de Rasch de tres medidas para estimar la decisión e indecisión de carrera y la ansiedad decisional

- Mimura, C. & Griffiths, P. (2008). A Japanese version of the Perceived Stress Scale: cross-cultural translation and equivalence assessment. *BMC psychiatry*, 8(1), 85. <https://doi.org/10.1186/1471-244X-8-85>.
- Mislevy, R.J. & Bock, R.D. (1990). *PC-Bilog. Item analysis and test scoring with binary logistic models*. Chicago: Scientific Software International.
- Osipow, S. H., Carney, C. G., Winer, J. L., Yanico, B. & Koshier, M. (1976). *The Career Decision Scale (3<sup>rd</sup> ed.)*. Columbus, OH: Marathon Consulting & Press and Odessa.
- Osipow, S. H. & Schweikert, D. (1981). The Career Decision Scale: A test of concurrent validity. *Psychological Reports*, 48(3), 759-761. <https://doi.org/10.2466/pr0.1981.48.3.759>.
- Osipow, S. H. & Winer, J. L. (1996). The use of the Career Decision Scale in career assessment. *Journal of Career Assessment*, 4(2), 117-130. <https://doi.org/10.1177/106907279600400201>.
- Prieto, G. & Delgado, A. R. (2003). Análisis de un test mediante el modelo de Rasch. *Psicothema*, 15(1), 94-100.
- Roche, M. K., Carr, A. L., Lee, I. H., Wen, J., & Brown, S. D. (2017). Career indecision in China: Measurement equivalence with the United States and South Korea. *Journal of Career Assessment*, 25(3), 526-536. <https://doi.org/10.1177/1069072716651623>.
- Schwab, K. (2016). *The fourth industrial revolution*. Moscow: Eksmo.
- Shimizu, K., Vondracek, F. W. & Schulenberg, J. (1994). Unidimensionality versus multidimensionality of the career decision scale: A critique of Martin, Sabourin, Laplante, and Coallier. *Journal of Career Assessment*, 2(1), 1-14. <https://doi.org/10.1177/106907279400200101>.
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics (6<sup>th</sup> ed.)*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Wright B. D. & Masters G.M. (2002). Number of Person or Item Strata. *Rasch Measurement Transactions*, 16(3). Recuperado de: <https://www.rasch.org/rmt/rmt163f.htm>
- Wright, B. D. & Stone, M. H. (2003). Five steps to science: Observing, scoring, measuring, analyzing, and applying. *Rasch Measurement Transactions*, 17(1), 912-913. Recuperado de: <https://goo.gl/ZJagiH>

Recibido:28/11/2018

Aceptado: 26/02/2019