

# MEDIACIÓN DE LA SATISFACCIÓN VITAL ENTRE LA INTELIGENCIA EMOCIONAL Y EL OPTIMISMO EN PERSONAS CON DISCAPACIDAD INTELECTUAL

## *Mediator Effect of Vital Satisfaction between Emotional Intelligence and Optimism in People with Intellectual Disability*

Óscar GAVÍN CHOCANO

*Universidad de Jaén. Departamento de Pedagogía.*

*Área de Didáctica y Organización Escolar*

ogavin@ujaen.es

David Molero

*Universidad de Jaén. Departamento de Pedagogía.*

*Área Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación*

Sonia RODRÍGUEZ FERNÁNDEZ

*Universidad de Granada. Facultad de Ciencias de la Educación.*

*Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación*

Recepción: 12 de junio de 2020

Aceptación: 16 de febrero de 2022

RESUMEN: Durante mucho tiempo las personas con discapacidad intelectual, por su condición, han sido relegadas a un segundo plano en lo referente a su papel como interlocutores válidos en la gestión de sus propias vidas, siendo prácticamente inexistente su participación en las diferentes estructuras sociales. En este estudio, participaron 79 personas con discapacidad intelectual, con una edad media de 36,82 años ( $\pm 13,50$ ) y grado de discapacidad promedio del 61,70 %. Se utilizaron los instrumentos: *Satisfaction with Life Scale* (SWLS), *Life Orientation Test Revised* (LOT-R), *Trait Meta Mood Scale 24* (TMMS 24) y *Emotional Quotient Inventory* (EQi-C). El objetivo fue determinar la relación entre la inteligencia emocional y el optimismo vs pesimismo, actuando como variable mediadora

la Satisfacción Vital a través de la estadística multivariante de ecuaciones estructurales. Los resultados evidenciaron la relación positiva entre varias de las dimensiones de los instrumentos utilizados ( $p < ,01$ ). Por otra parte, el modelo de ecuaciones estructurales obtuvo buena validez estructural ( $\chi^2/gl = 2,855$ ; RMSEA = ,074; GFI = ,901; CFI = ,912; IFI = ,919). Las consecuencias prácticas permitirán entender el valor instrumental o mediador de la Satisfacción Vital en los procesos de desarrollo personal y social.

PALABRAS CLAVE: discapacidad intelectual; inteligencia emocional; satisfacción vital; optimismo; pesimismo.

ABSTRACT: For a long time, people with intellectual disabilities, due to their condition, have been relegated to the background regarding their role as valid interlocutors in the management of their own lives, being their participation practically non-existent in the different social structures. In this study, 79 people with intellectual disability participated, with an average degree age of 36.82 years ( $\pm 13.50$ ) and average degree of disability of 61.70%. The instruments were used: *Satisfaction with Life Scale* (SWLS), *Life Orientation Test Revised* (LOT-R), *Trait Meta Mood Scale 24* (TMMS 24) and *Emotional Quotient Inventory* (EQi-C). The objective was to determine the relationship between Emotional Intelligence and Optimism vs Pessimism, acting Life Satisfaction as a mediating variable, using the multivariate statistical of structural equations. On one hand, the results evidenced the positive relationship between several of the dimensions of the instruments used ( $p < ,01$ ). On the other hand, the structural equation model obtained good structural validity ( $\chi^2/gl = 2.855$ ; RMSEA = ,074; GFI = ,901; CFI = ,912; IFI = ,919). The practical consequences will allow us to understand the instrumental or mediating value of Life Satisfaction in the processes of personal and social development.

KEYWORDS: intellectual disability; emotional intelligence; life satisfaction; optimism; pessimism.

## 1. Introducción

DUURANTE MUCHO TIEMPO LAS PERSONAS CON DISCAPACIDAD INTELECTUAL (en adelante DI), por su condición, han sido relegadas a un segundo plano en lo referente a su papel como interlocutores válidos en la gestión y protagonismo de sus propias vidas (Medina-Gómez y Gil-Ibáñez, 2017). Esta percepción colectiva, construida en base a una serie de valoraciones y creencias, más o menos acertadas o estereotipadas, ha supuesto un reduccionismo plausible en la manera de valorarlas y concederles las mismas oportunidades que al resto de la ciudadanía (Castán, 2020). La mayoría de estudios desarrollados argumentaban sus propuestas en temas relacionados con el rendimiento intelectual como baremo inequívoco de normalidad (Yuile *et al.*, 2020). Hoy día, superadas muchas de las barreras sociales sobre las personas con DI como ciudadanos de pleno derecho, existe un amplio consenso en identificar la multidimensionalidad de dicha condición no solo con un déficit en el funcionamiento intelectual y la conducta adaptativa, sino también en el reconocimiento y la expresión

emocional como factor clave en el desarrollo de habilidades interpersonales e intrapersonales (Aghvinian y Sergi, 2018), siendo un indicador clave de calidad de vida de las personas con DI (Schalock y Verdugo, 2003). Sin embargo, respecto al género, las mujeres con DI aún presentan desigualdades en todos los niveles, lo cual podría dar sentido a las diferencias percibidas en este colectivo a favor de los hombres en su dimensión emocional (Castro *et al.*, 2016).

Es por ello que conceptos como los de Inteligencia Emocional (en adelante IE), se han postulado como referente complementario en el desarrollo emocional de las personas con DI, por ser claramente un pilar necesario en los procesos adaptativos que llevan a la inclusión de este colectivo, independientemente de su condición (Gavín-Chocano y Molero, 2020; Mattingly y Kraiser, 2019; Moreno-Medina y Álvarez-Chaparro, 2019). Desarrollado de forma teórica en 1990, como habilidad personal para percibir, entender y regular las emociones propias y las de los demás de forma adaptativa (Mayer *et al.*, 2016; Salovey y Mayer, 1990), estableciendo un constructo global, relacionado con la actividad cognitiva y emocional de forma paralela, diversificando diferentes modelos conceptuales para orientar este vínculo en el desempeño de la actividad cotidiana en diferentes contextos de convivencia (Gavín-Chocano y Molero, 2019), ayudando a conocer qué cualidades emocionales e intelectuales poseen las personas (Extremera *et al.*, 2020).

Superado el debate sobre la diversidad de criterios a la hora de establecer un concepto consensuado y único de IE, emergieron diferentes modelos e instrumentos de evaluación que permitieron avanzar sobre la propia esencia del constructo (Bisquerra y Molero, 2020; Fernández-Berrocal *et al.*, 2018). Hoy en día, la IE distingue entre el modelo de IE *capacidad* (cognitivo-emocional), medido a través de pruebas de rendimiento máximo y, el modelo de IE *mixto* (o autoeficacia emocional), medido a través de cuestionarios de autoinforme (Pérez-González *et al.*, 2007). El primero, el *modelo capacidad* (Mayer y Salovey, 1997), está centrado en la habilidad para procesar la información a través de las emociones en la resolución de conflictos de forma adaptativa (Fernández-Berrocal *et al.*, 2018; Puigbó *et al.*, 2019), siendo su descripción relevante en la comprensión de los procesos internos y adquisición de competencias emocionales (Gebler *et al.*, 2020; Hodzic *et al.*, 2018; Mayer *et al.*, 2016; MacCann *et al.*, 2020). Un segundo enfoque, el *modelo mixto* (Bar-On, 1997; Petrides y Furham, 2001), combina habilidades mentales con rasgo de la personalidad, y se define como el conjunto de capacidades emocionales, motivaciones personales e interpersonales que van a condicionar la manera de interactuar frente a las demandas y presiones externas (Petrides *et al.*, 2018).

Esta investigación centra su contenido en el *modelo mixto*, por ser una de las medidas que ha demostrado una mayor solidez teórica y empírica, a lo largo de los años, al relacionarlas con otras variables de carácter psicológico asociadas al bienestar emocional de las personas, vinculadas con la actitud de las personas sobre eventos futuros. Es decir, los individuos con altos niveles de IE se caracterizarán por utilizar de manera efectiva competencias de carácter cognitivo y emocional, por lo que serán más optimistas (Carver y Scheier, 2014). Por el contrario, los individuos con bajos niveles de IE serán más pesimistas y su crecimiento emocional será más lento (Seligman,

1991; Vizoso-Gómez y Arias-Gundín, 2018). Es por ello que variables como optimismo y pesimismo cobran relevancia en diferentes estudios sobre el incremento de los recursos emocionales como predictores de un mayor bienestar y satisfacción vital (Alonso-Ferres *et al.*, 2018; Gavín-Chocano y Molero, 2019; Vera-Villarroel *et al.*, 2017), de una mayor calidad de vida (Urzúa *et al.*, 2016), salud física y psicológica (Ginevra *et al.*, 2018; Millstein *et al.*, 2019).

Desde una perspectiva teórica, los conceptos de optimismo y pesimismo han sido analizados desde dos perspectivas diferentes, denominado el primero *Optimismo Disposicional* (Scheier y Carver, 1987) o actitud hacia el logro de objetivos y metas futuras, siendo las personas pesimistas las que menos esfuerzos hacen para lograr dichos objetivos. Un segundo enfoque, el *Estilo Explicativo Pesimista-Optimista* (Peterson y Seligman, 1984), define la conducta pesimista como causa interna o la tendencia a explicar circunstancias cotidianas negativas con un efecto generalizado extensible a todos los aspectos vitales, siendo estable en el tiempo (Demirtas, 2020; López-Gullón *et al.*, 2017). Por otra parte, la conducta optimista establece que los acontecimientos negativos vienen determinados por causas externas, en un ámbito concreto e inestable en el tiempo (Carver y Scheier, 2014).

De igual forma, otra de las variables vinculadas que ha ido adquiriendo gran relevancia en las últimas décadas es el bienestar psicológico subjetivo, que incluye respuestas emocionales y juicios globales de satisfacción con la vida (Diener *et al.*, 1999). Concretamente, en la actualidad, coexisten dos tendencias complementarias que han dado lugar a nuevas corrientes de investigación: unas centradas en el bienestar subjetivo, que recoge aspectos afectivos y emocionales, y otras referidas al bienestar psicológico o satisfacción vital, definida como la valoración sistemática que realiza la persona sobre su vida en el contexto donde se desarrolla en circunstancias concretas (Seligson *et al.*, 2003). Así entendido, el valor instrumental de variables como la satisfacción vital, dirigida a identificar aspectos emocionales en personas con DI, debe constituir de manera unilateral el núcleo central en el desarrollo de esta propuesta integradora (Gavín-Chocano y Molero, 2019).

Este estudio se interesa por el efecto mediador de la satisfacción vital, como factor de bienestar entre la IE y el optimismo vs pesimismo como atributo o rasgo de la personalidad, desde el modelo *Optimismo Disposicional* de Scheier y Carver (1987), para abordar la relación entre cada uno de los factores de la IE (TMMS-24 y EQi-C), como valores predictivos de un mayor optimismo o pesimismo con el instrumento LOT-R (Scheier *et al.*, 1994), en su versión española (Remor *et al.*, 2006), en personas con DI, dando continuidad a los trabajos que corroboran la doble dimensionalidad del constructo (Ferrando *et al.*, 2002; Villarroel *et al.*, 2009; Gaspar *et al.*, 2009; Ribeiro *et al.*, 2012; Zenger *et al.*, 2013). Entendiendo que no hay teoría bien fundamentada que pueda explicar la uni- o bidimensionalidad entre optimismo y pesimismo (De Besa-Gutiérrez *et al.*, 2019; Gustems-Carnicer *et al.*, 2017; Ottati y Noronha, 2017), para analizar la relación entre alguna de las variables utilizadas con el optimismo y pesimismo en personas con DI en relación al género (Gavín-Chocano y Molero, 2019; Merino-Soto y Ruiz del Castillo, 2018; Moreno-Medina y Álvarez-Chaparro, 2019; Nieuwenhuijse *et al.*, 2020), este trabajo consideró la doble dimensión, partiendo del

modo como se administraron los cuestionarios, los apoyos recibidos y las explicaciones realizadas durante el proceso de cada ítem con ejemplos ilustrativos debido a las características especiales del colectivo.

Por tanto, los objetivos planteados en esta investigación con carácter general son: (a) Analizar la existencia de correlaciones significativas entre los factores de los instrumentos de evaluación de la Satisfacción vital (SWLS), Optimismo-Pesimismo (LOT-R) y la IE (TMMS-24 y EQi-C), respectivamente; (b) Analizar las diferencias de las dimensiones de los instrumentos considerados (SWLS, LOT-R, TMMS-24 y EQi-C) y las variables sociodemográficas género, grado de discapacidad y edad; (c) Predecir qué variables de la IE (TMMS-24 y EQi-C) son las que más explican una mayor Satisfacción vital (SWLS) de los sujetos de la muestra y establecer el valor mediador de la IE y optimismo vs pesimismo (LOT-R).

## 2. Método

La presente investigación se fundamenta en un análisis cuantitativo de corte transversal, no experimental y de correlación, donde se consideran las circunstancias del colectivo a estudio. A partir de estos criterios, se establecen medidas de carácter longitudinal, comparativas y de fiabilidad a través de alfa de Cronbach y coeficiente Omega (McDonald, 1999), también denominado Rho de Jöreskog (Stone *et al.*, 2015).

### 2.1. Participantes

Participan un total de 79 personas con DI que asisten a diferentes asociaciones y centros de día ocupacionales de la provincia de Jaén, Andalucía (España). La distribución de los participantes por género es la siguiente: 30 son mujeres (37,98 %) y 49 hombres (62,02 %). El rango de edad oscila entre 17 y 66 años, con una media de 36,82 ( $\pm 13,50$ ) y un grado de discapacidad medio del 61,70 % ( $\pm 12,29$ ). Se desarrolló un muestreo de conveniencia, no probabilístico de tipo causal, siendo la muestra resultante aquellas personas con DI leve o moderada que accedieron de forma voluntaria y fueron capaces de contestar por ellas mismas con el empleo de los apoyos necesarios.

### 2.2. Instrumentos

Para la realización del estudio, se incluyen tres variables sociodemográficas con el objetivo de recabar información relevante en función del género, grado de discapacidad y edad, con el propósito de analizar la existencia de diferencias significativas en función de estas.

*Satisfaction with Life Scale.* Para evaluar la satisfacción vital se utilizó la *Satisfaction with Life Scale* –SWLS– (Diener *et al.*, 1985), en concreto la versión de la Escala de Satisfacción con la Vida de Vázquez *et al.* (2013). Compuesta por cinco sencillos

ítems donde los participantes deben indicar el grado de acuerdo o desacuerdo para cada una de las opciones de respuesta del instrumento. La escala en la versión española informa de una consistencia interna de  $\alpha = ,82$ . La fiabilidad de las puntuaciones de la escala en nuestra muestra es  $\alpha = ,76$  y coeficiente Omega  $\alpha = ,68$ .

*Life Orientation Test Revised*. Para evaluar el optimismo-pesimismo se utilizó el *Life Orientation Test Revised* –LOT-R– (Scheier *et al.*, 1994) en su versión española (Remor *et al.*, 2006). En esta escala que mide el grado de optimismo y pesimismo, se estima que, a mayor valoración, mayor optimismo; por el contrario, menor valoración implica mayor pesimismo. La fiabilidad de las puntuaciones en nuestro estudio para optimismo ha sido  $\alpha = ,55$  y  $\alpha = ,53$ , y un valor de alfa de Cronbach  $\alpha = ,48$  y coeficiente Omega  $\alpha = ,49$ , para pesimismo.

*Trait Meta-Mood Scale-24*. Para evaluar la IE se utilizó la escala *Trait Meta-Mood Scale-24* (TMMS-24), de Fernández-Berrocal *et al.* (2004), versión original (Salovey *et al.*, 1995), que engloba tres dimensiones (atención, claridad y reparación emocional). Esta herramienta ha sido utilizada en multitud de contextos de investigación en Ciencias Sociales. En la muestra de nuestro estudio la fiabilidad de las puntuaciones para cada variable es de  $\alpha = ,86$  atención,  $\alpha = ,78$  claridad y  $\alpha = ,87$  reparación, respectivamente. Los valores del coeficiente Omega ( $\omega$ ) son atención  $\omega = ,86$ , claridad  $\omega = ,80$  y reparación  $\omega = ,78$ .

*Emotional Quotient Inventory*. Para evaluar la IE se utilizó la escala EQi-C (López-Zafra *et al.*, 2014). Adaptación al español del EQ-i (Bar-On), 1997. En nuestra muestra la fiabilidad de las puntuaciones para cada subescala del EQi-C es de  $\alpha = ,77$  y  $\omega = ,62$  para interpersonal,  $\omega = 0,82$  y  $\omega = ,73$  en adaptabilidad,  $\omega = ,80$  y  $\omega = ,79$  para manejo del estrés, y finalmente en intrapersonal  $\omega = ,64$  y  $\omega = ,82$ .

### 2.3. Procedimiento

El estudio se llevó a cabo en diferentes entidades que trabajan con personas con DI de la provincia de Jaén (España), previa autorización de los responsables, obteniendo consentimiento informado de cada participante, así como de familiares y tutores. Los sujetos fueron informados del proceso a seguir, confidencialidad y anonimato de las evidencias recogidas. La muestra seleccionada resultó de aquellas personas con DI que accedieron a participar de forma voluntaria y fueron capaces de contestar los diferentes cuestionarios, prestando los apoyos necesarios, respetando la normativa nacional y europea de protección de datos de carácter personal. Asimismo, se han seguido los códigos y directrices éticas de la Declaración de Helsinki (AMM, 2013).

### 2.4. Análisis de datos

Para lograr un mejor ajuste en cada una de las pruebas se transformaron los datos en función de su carga factorial (Kline, 2015). Se obtuvieron los estadísticos

descriptivos (medias y desviaciones típicas), analizando a priori la fiabilidad y la consistencia interna de cada instrumento, alfa de Cronbach, coeficiente Omega, al trabajar la suma ponderada de cada variable y superar las limitaciones que podrían afectar a la proporción de la varianza (Domínguez-Lara y Merino-Soto, 2015) y la correlación entre las puntuaciones resultantes en cada una de las dimensiones. A continuación, se realizó un análisis de diferencias de rango en función del género y grado de discapacidad con la prueba *U de Mann-Whitney* para muestras no relacionadas; para la variable edad (expresada en tres intervalos) se empleó la prueba *H de Kruskal-Wallis*. Se han empleado pruebas no paramétricas al no cumplirse el supuesto de normalidad en todos los casos en función de los datos obtenidos en la prueba *Kolmogorov-Smirnov* ( $n > 50$  casos). Además, se informa del tamaño del efecto en los análisis realizados, es decir, de la magnitud de la asociación. Cohen considera que un efecto grande corresponde a  $r = 0,50$ , mediano a  $r = 0,30$  y pequeño  $r = 0,10$ . Finalmente, se desarrolló un modelo de ecuaciones estructurales, con el propósito de corroborar el efecto potenciador de la satisfacción vital entre la IE y optimismo vs pesimismo con las variables extraídas del modelo de regresión. El ajuste del modelo se comprobó a partir del Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), donde el valor de referencia es ,05 (Steiger y Lind, 1980), como medida de ajuste absoluta. El índice de bondad de ajuste (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), que tienen un rango de valores entre 0 y 1, y el valor de referencia es ,90 (Bentler, 1990), como medidas de ajuste incremental. La razón de Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ) sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC), como medidas de ajuste de parsimonia (Akaike, 1987). Posteriormente, se analizó el efecto a través de un modelo causal indirecto de las variables CVP y satisfacción vital, actuando de variable mediadora la IE. Se consideró la potencia estadística a partir de la diferencia de medias cuadráticas del modelo, siendo el tamaño del efecto alto (,5), conforme los valores de referencia (Cárdenas-Castro y Arancibia-Martini, 2014), y una probabilidad de cometer error tipo I de ,05, siendo la potencia estadística de ,95, obteniéndose un tamaño de la muestra de 80 elementos, empleando el programa G\*Power (Faul *et al.*, 2009). En todos los casos se empleó un nivel de confianza del 95 % (significación  $p < ,05$ ), empleando el programa IBM SPSS Statistics 24.0 (IBM, Chicago, IL) y AMOS 25, para obtener los resultados de las pruebas indicadas con anterioridad.

### 3. Resultados

#### 3.1. *Relación entre satisfacción vital, optimismo vs pesimismo e inteligencia emocional*

En la Tabla 1 se muestran las puntuaciones de la matriz de correlaciones (*Rho* de Spearman, al ser una distribución no normal), estadísticos descriptivos (media y desviación típica), análisis de fiabilidad (alfa de Cronbach y coeficiente Omega), presentando, en general, un adecuado nivel de fiabilidad de las puntuaciones.

**TABLA 1. Consistencia interna, media, desviación típica y correlación de Rho de Spearman de las variables satisfacción vital, optimismo, pesimismo e inteligencia emocional**

Variable			<i>M (DT)</i>	SV	OPT	PES	AT	CL	REP	INTER	ADAP	EST	INTRA
SV	,76	,68	15,87(±4,37)	-	,47**	-,19	,24*	,48**	,34**	,44**	,45**	,11	-,05
OPT	,55	,53	7,88(±2,14)		-	-,04	,32**	,46**	,32**	,35**	,38**	,03	,03
PES	,48	,49	6,53(±2,07)			-	-,39**	-,25*	-,15	-,26*	-,33**	-,23*	,10
AT	,86	,86	19,45(±5,85)				-	,57**	,48**	,61**	,62**	,08	,23
CL	,78	,80	18,76(±4,97)					-	,57**	,53**	,58**	,13	,01
REP	,87	,78	18,51(±6,25)						-	,42**	,54**	-,19	,18
INTER	,77	,62	15,38(±3,66)							-	,58**	,03	,07
ADAP	,82	,73	11,28(±3,97)								-	,16	,07
EST	,80	,79	15,15(±5,18)									-	-,38**
INTRA	,64	,82	16,61(±3,70)										-

*Nota:* (1) Media = *M*, Desviación típica = *DT*, Satisfacción vital = SV, Optimismo = OPT, Pesimismo = PES, Inteligencia emocional atención = AT, Claridad = CL, Reparación = RE, Inteligencia emocional interpersonal = INTER, Adaptabilidad = ADAP, Manejo del estrés = EST, Intrapersonal = INTRA. (2) \* =  $p < ,05$ ; \*\* =  $p < ,01$ .

Al analizar cada una de las dimensiones, se observa la relación positiva estadísticamente significativa entre satisfacción vital y optimismo ( $r(79) = ,47$ ;  $p < ,01$ ). También con la mayoría de variable de la IE, siendo la mayor correlación la establecida con IE claridad ( $r(79) = ,48$ ;  $p < ,01$ ). De igual forma, se constata la relación entre las variables optimismo-pesimismo con algunas de las variables de la IE, siendo la mayor correlación la establecida con IE claridad ( $r(79) = ,46$ ;  $p < ,01$ ) para el optimismo y de forma negativa en IE claridad ( $r(79) = -,39$ ;  $p < ,01$ ) para el pesimismo. También, existe relación significativa entre alguna de las variables de IE, siendo la mayor correlación la establecida entre IE atención e interpersonal ( $r(79) = ,61$ ;  $p < ,01$ ) y claridad ( $r(79) = ,57$ ;  $p < 0,1$ ). Por último, existe relación estadísticamente significativa negativa entre las variables IE manejo del estrés y pesimismo ( $r(79) = -,23$ ;  $p < ,05$ ) y manejo del estrés e intrapersonal ( $r(79) = -,38$ ;  $p < ,01$ ).

Para analizar las diferencias en función a la variable sociodemográfica género se ha empleado la prueba no paramétrica *U de Mann-Whitney* para dos muestras independientes (véase Tabla 2). Los resultados indican que no existen diferencias estadísticamente significativas en ninguna de las dimensiones de los instrumentos de evaluación de SWLS, LOT-R, TMMS-24 y EQi-C en relación al género ( $Z < 2,0$ ;  $p > ,05$  ns). Para calcular el tamaño del efecto para esta prueba no paramétrica, obtenemos el valor de  $r$  [ $r=Z/\sqrt{n}$ ]. El tamaño del efecto es pequeño en todos los casos ( $r < ,2$ ), según los criterios de Cohen (1988).

**TABLA 2. Diferencia entre grupos en función del grado del género (U de Mann-Whitney)**

Variables		Hombres (n = 49) M (DT)	Mujeres (n = 30) M (DT)	Z	p	Tamaño Efecto (r)
SWLS	SV	15,73 (±4,17)	16,66 (±4,31)	-1,038	,299	,11
LOT-R	OPT	7,84 (±2,28)	8,08 (±1,71)	-,142	,887	,05
	PES	6,55 (±2,15)	6,32 (±1,82)	-,783	,433	,06
TMMS-24	AT	18,84 (±5,47)	20,83 (±6,50)	-1,510	,131	,16
	CL	18,04 (±4,75)	20,27 (±5,36)	-1,738	,082	,21
	REP	18,19 (±5,89)	19,30 (±7,06)	-,995	,320	,08
EQi-C	INT	15,03 (±3,80)	16,05 (±3,48)	-1,258	,208	,13
	ADAP	11,02 (±4,04)	11,63 (±3,77)	-,758	,449	,08
	EST	15,22 (±5,40)	14,52 (±4,51)	-,450	,653	,07
	INTR	16,82 (±3,81)	16,52 (±3,36)	-,323	,746	,04

*Nota:* (1) Media = M, Desviación típica = DT, Satisfacción vital = SV, Optimismo = OPT, Pesimismo = PES, Inteligencia emocional atención = AT, Claridad = CL, Reparación = RE, Inteligencia emocional interpersonal = INT, Adaptabilidad = ADAP, Manejo del estrés = EST, Intrapersonal = INTR. (2) El tamaño del efecto estadístico está expresado con el valor de Cohen.

En relación a la variable sociodemográfica grado de discapacidad (véase Tabla 3) [ $< 66\%$  vs.  $> 66\%$ ], los resultados indican que no existen diferencias estadísticamente significativas con la satisfacción vital ( $Z < 2,0$ ;  $p > ,05$  ns). Tampoco con optimismo vs pesimismo y las variables de IE de los instrumentos (TMMS-24 y EQi-C). El tamaño del efecto es pequeño en todos los casos.

**TABLA 3. Diferencia entre grupos en función  
del grado de discapacidad (U de Mann-Whitney)**

Variables		Grado de discapacidad < 65% <i>M (DT)</i>	Grado de discapacidad > 65% <i>M (DT)</i>	Z	<i>p</i>	Tamaño efecto ( <i>r</i> )
SWLS	SV	14,92(±3,85)	16,23(±4,53)	-1,512	,131	,17
LOT-R	OPT	7,62 (±1,93)	7,98 (±2,22)	-,885	,376	,09
	PES	6,72 (±2,22)	6,46(±2,02)	-,695	,487	,07
TMMS-24	AT	18,93 (±5,48)	19,65 (±6,02)	-,514	,607	,05
	CL	19,46 (±4,15)	18,49 (±5,26)	-,607	,544	,07
	REP	17,97 (±6,69)	18,72 (±6,11)	-,514	,607	,05
EQi-C	INT	14,92 (±3,36)	15,56 (±3,78)	„667	,505	,07
	ADAP	10,92 (±3,66)	11,43 (±4,10)	-,432	,666	,04
	EST	14,88 (±5,88)	15,26 (±4,93)	-,481	,630	,05
	INTR	16,09 (±3,81)	16,81 (±3,67)	-,831	,406	,09

*Nota:* (1) Media = M, Desviación típica = DT, Satisfacción vital = SV, Optimismo = OPT, Pesimismo = PES, Inteligencia emocional atención = AT, Claridad = CL, Reparación= RE, Inteligencia emocional interpersonal = INT, Adaptabilidad = ADAP, Manejo del estrés = EST, Intrapersonal = INTR. (2) El tamaño del efecto estadístico está expresado con el valor de Cohen.

Para analizar las diferencias en función de la edad, se establecieron tres intervalos (< 33 años, 34-50 años y > 51 años) realizándose la prueba no paramétrica *H* de Kruskal Wallis. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en ninguna de las dimensiones de los instrumentos utilizados ( $c^2 < 2,0$ ;  $p > ,05$  ns). El tamaño del efecto Épsilon al cuadrado ( $E^2$ ) es pequeño en todos los casos.

**TABLA 4. Diferencias entre grupos en función de la edad (H de Kruskal-Wallis)**

Variable	< 33 años <i>M (DT)</i>	34-50 años <i>M (DT)</i>	> 51 años <i>M (DT)</i>	$\chi^2$	<i>p</i>	Efecto ( $E^2$ )
SV	16,57 ( $\pm 3,35$ )	14,69 ( $\pm 5,30$ )	16,25 ( $\pm 4,62$ )	,778	,678	,010
OPT	8,12 ( $\pm 1,82$ )	7,65 ( $\pm 2,46$ )	7,71 ( $\pm 2,32$ )	,458	,795	,006
PES	6,38 ( $\pm 2,18$ )	6,72 ( $\pm 2,16$ )	6,58 ( $\pm 1,68$ )	,134	,935	,001
AT	18,50 ( $\pm 6,04$ )	20,57 ( $\pm 5,49$ )	19,78 ( $\pm 6,00$ )	3,081	,214	,040
CL	19,67 ( $\pm 4,15$ )	17,95 ( $\pm 5,76$ )	18,00 ( $\pm 5,24$ )	2,221	,329	,029
REP	17,38 ( $\pm 6,37$ )	20,12 ( $\pm 5,96$ )	18,37 ( $\pm 6,24$ )	3,771	,152	,049
INTER	15,18 ( $\pm 3,64$ )	15,64 ( $\pm 3,75$ )	15,42 ( $\pm 3,76$ )	,310	,856	,004
ADAP	11,11 ( $\pm 3,85$ )	11,51 ( $\pm 4,19$ )	11,31 ( $\pm 4,08$ )	,143	,979	,001
EST	16,86 ( $\pm 5,05$ )	13,75 ( $\pm 4,74$ )	12,42 ( $\pm 4,04$ )	4,234	,112	,055
INTRA	15,36 ( $\pm 2,98$ )	18,22 ( $\pm 4,11$ )	16,77 ( $\pm 3,61$ )	3,987	,143	,052

*Nota:* (1) Media = *M*, Desviación típica = *DT*, Satisfacción vital = SV, Optimismo = OPT, Pesimismo = PES, Inteligencia emocional atención = AT, Claridad = CL, Reparación = RE, Inteligencia emocional interpersonal = INT, Adaptabilidad = ADAP, Manejo del estrés = EST, Intrapersonal = INTR. (2) El tamaño del efecto estadístico está expresado con el valor Épsilon cuadrado ( $E^2$ ).

### 3.2. Estudio de regresión múltiple jerárquico

Con el objetivo de explorar y cuantificar la capacidad predictiva de las variables de IE sobre la satisfacción vital, se realizó un análisis de regresión múltiple jerárquica, descartando a posteriori aquellas variables que no entraron en el modelo de regresión, verificando la ausencia de problemas de multicolinealidad (siendo los valores de tolerancia  $< ,20$ ;  $FIV > 4,00$ ), estando nuestros valores entre 2,178 y 2,288. Los resultados de la prueba Durbin-Watson indican que existe independencia de errores, siendo el valor 1,810. Al estar entre 1 y 3, aceptamos el supuesto.

La dimensión incluida en el modelo de regresión explica un 42,3 % de la varianza, siendo la variable de IE claridad la mejor predictora de la satisfacción vital ( $R = ,673$ ;  $R^2$  Corregida =  $,453$ ;  $F = 6,646$ ), siendo el valor de  $t$  significativo en el resto de variables.

TABLA 5. Análisis de regresión múltiple jerárquica,  
variable criterio: satisfacción vital

Variable criterio	R	R2	R2 corregida	F	Variables predictoras		t
Satisfacción vital	,673	,453	,423	6,646			
					CL	,405	3,473**
					ADAP	,360	2,820**
					AT	,422	3,337**
					INTER	,306	2,578**
					REP	,203	1,840**

Nota: (1) Inteligencia emocional atención = AT, Claridad = CL, Reparación = REP, Inteligencia emocional interpersonal = INTER, Adaptabilidad = ADAP. (2) \*\* =  $p < ,01$ .

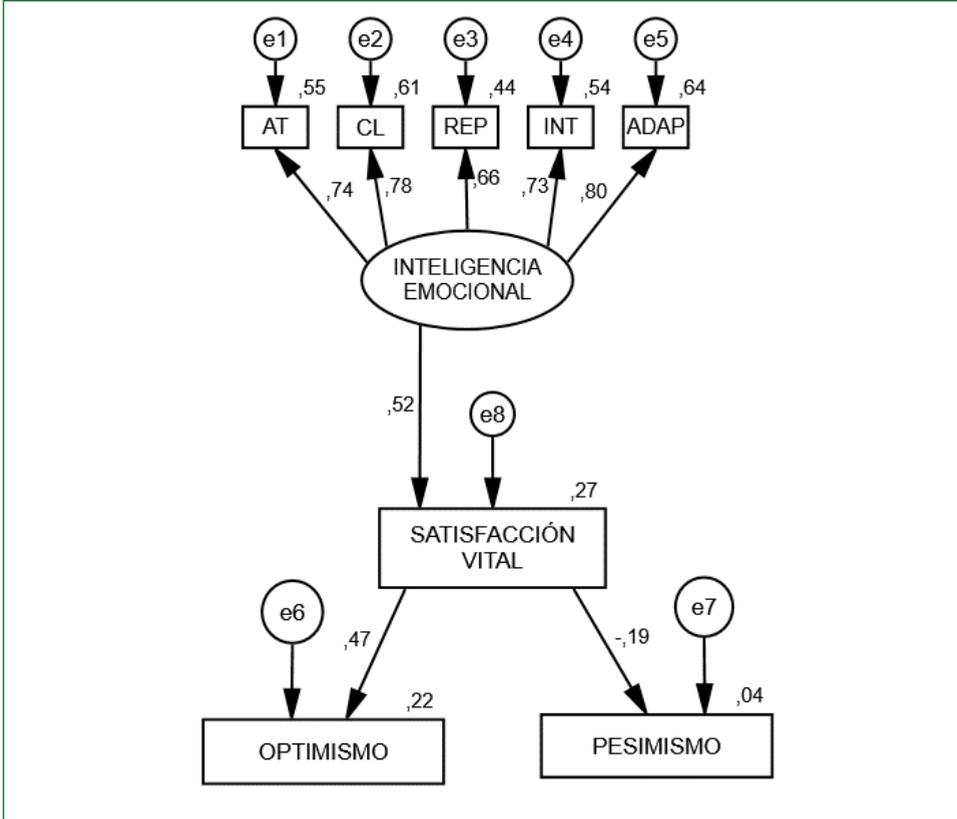
### 3.3. Modelo de ecuaciones estructurales

El objetivo fundamental del modelo propuesto persigue reforzar la comprensión de los efectos de terceras variables de las situaciones de mediación y, en menor medida, de las situaciones de covariación, espuriedad y supresión del modelo de regresión. En estas situaciones, se parte de la hipótesis de que no existen efectos directos algunos, considerando, por parte de los autores, que, para detectar el efecto que una tercera variable juega en relación con el resto y aplicar después los procedimientos estadísticos apropiados para comprobar tal efecto, se debe tener en cuenta que una variable opera en conjunción con una causa y un efecto, siendo pertinente para realizar este tipo de análisis si se produce la manipulación de una variable mediante la depuración previa en un modelo de regresión (Pearl, 2009). Este método resulta de gran utilidad, ya que podría permitir examinar la invariancia en la estructura del modelo propuesto. Por tanto, el objetivo ha sido analizar el efecto mediador de la Satisfacción Vital (SWLS) entre las variables de IE (TMMS-24 y EQi-C) con el optimismo vs pesimismo (LOT-R), a través de un modelo de ecuaciones estructurales.

En primer lugar, se comprobaron la validez y el ajuste del modelo establecido, presentando un valor asociado de Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ) significativo ( $\chi^2 = 57,105$ ;  $gl = 20$ ;  $p = ,005$ ), siendo los valores aceptables  $\chi^2/gl = 2,855$ . No obstante, este estadístico es sensible al tamaño de la muestra y debe interpretarse con cautela. Por ello, diferentes estudios recomiendan utilizar otros indicadores para evaluar el ajuste del modelo (Hu y Bentler, 1998). Entre los más utilizados destacamos el índice de bondad de ajuste (GFI), que presenta un valor de ,901, indicando un ajuste del modelo aceptable, al igual que el valor del índice de ajuste comparativo (CFI), que obtiene un valor de ,912. El valor del índice de incremento de ajuste (IFI) obtiene un valor aceptable de ,919. El índice de bondad de ajuste corregido (AGFI) presenta un valor superior a ,85, lo que también sugiere un buen ajuste. Finalmente, la raíz cuadrada del error medio cuadrático

(RMSEA) indica un ajuste anticipado con el valor total de la población, siendo inferior a ,08 a los parámetros establecidos. Los valores de este índice fueron propuestos por Steiger y Lind (1980), quienes sugirieron compensar el efecto de la complejidad del modelo dividiendo por el número de grados de libertad para probar el modelo. Valores inferiores a ,08 son indicativos de un buen ajuste, siendo en nuestro caso ,074. En consecuencia, el ajuste del modelo es aceptable en relación a los datos obtenidos.

FIGURA 1. Modelo de ecuaciones estructurales del efecto mediador de la Satisfacción vital entre la Inteligencia emocional y optimismo vs pesimismo



En cuanto a los pesos estandarizados de regresión (véase Tabla 5), quedan establecidos por un nivel de significación de ,005 (5 % de probabilidad de error), estableciendo los indicadores con mayor peso de regresión para las variables por debajo de este valor, correspondiendo a los factores Adaptabilidad (6,751), Claridad (6,591), Interpersonal (6,186), Reparación (5,585), Optimismo (4,759), Satisfacción vital (4,353), y de forma negativa Pesimismo (-1,708), respectivamente.

**TABLA 6. Pesos de regresión y pesos estandarizados de regresión**

R			Estimaciones	P.R. S.E.	R.C.	p	P.E.R. Estimaciones
Satisfacción vital	<---	IE	,839	,193	4,353	***	,520
Atención	<---	IE	1,000				,741
Claridad	<---	IE	,897	,136	6,591	***	,782
Reparación	<---	IE	,956	,171	5,585	***	,663
Interpersonal	<---	IE	,708	,114	6,186	***	,734
Adaptabilidad	<---	IE	1,175	,174	6,751	***	,803
Optimismo	<---	SV	,386	,081	4,759	***	,473
Pesimismo	<---	SV	-,150	,088	-1,708	,088	-,189

*Nota:* (1) Pesos de regresión = P.R., Pesos estandarizados de regresión = P.E.R., Estimación de error = S.E., Ratio crítica = R.C. (2) Inteligencia emocional = IE, Satisfacción vital = SV.

La variable Atención carece de significación al ser la Ratio Crítica (R. C.) inferior a 2, careciendo dicha escala de validez convergente (valor absoluto superior a 2 equivale a que el parámetro es diferente a 0 de forma significativa al nivel .005 con solo un 5 % de probabilidad de error).

#### 4. Discusión

El objetivo principal de este estudio fue determinar el valor instrumental de la satisfacción vital a través del instrumento de evaluación (SWLS), entre las variables de la IE que obtuvieron un valor significativo (TMMS-24 y EQi-C), sobre el optimismo vs pesimismo (LOT-R) como atributo en personas con DI. De manera global, nuestros resultados son concluyentes con los hallados en otros trabajos donde se pone de manifiesto el carácter mediador de la satisfacción vital con otras variables como la IE y el optimismo vs pesimismo como rasgo de la personalidad (Gavín-Chocano y Molero, 2019; Ginevra *et al.*, 2018; Millstein *et al.*, 2019; Petrides *et al.*, 2018; Extremera *et al.*, 2020).

En primer lugar, se verificó la fiabilidad (consistencia interna) de cada uno de los instrumentos a través del cálculo alfa de Cronbach por ser el más utilizado y, posteriormente, el coeficiente Omega como estimación más apropiada cuando existe disparidad en la carga factorial de cada ítem (Tau Equivalencia), al trabajar la suma ponderada de cada variable y superar las limitaciones que podrían afectar a la proporción de la varianza (Domínguez-Lara y Merino-Soto, 2015; Ventura-León, 2019). La potencia estadística (1- $\beta$  error de probabilidad) del modelo fue ,9592, siendo un valor aceptable. El análisis factorial confirmatorio (AFC) mostró un mejor ajuste del modelo bidimensional (optimismo vs pesimismo), por lo que se pudo comprobar

la relación entre ambas dimensiones con la IE, actuando como variable mediadora la satisfacción vital, descartando los factores no significativos: manejo del estrés e intrapersonal en el modelo de regresión. Dato que concuerda con lo encontrado en otros estudios (Fogarty *et al.*, 2016; Gavín-Chocano y Molero, 2019; Sanín-Posada y Salanova-Soria, Vera-Villaroel *et al.*, 2018).

De acuerdo con el primer objetivo, los resultados indicaron la correlación positiva a nivel estadístico entre las variables satisfacción vital y optimismo. Estos datos son concordantes con otros estudios en los que la variable optimismo se relacionó de forma positiva con la satisfacción vital y de manera negativa con el pesimismo, constando el valor de esta variable en la mejora del bienestar subjetivo (Demirta, 2020). Es decir, ser optimista o pesimista estará determinado al modo en el que cada individuo percibe lo que sucede, desarrollando actitudes para resolver diferentes acontecimientos vitales (López-Gullón *et al.*, 2017). En cuanto a la relación entre satisfacción vital y cada una de las variables de la IE, nuestro estudio evidenció la complementariedad de cada una de las dimensiones de la IE para alcanzar un mayor bienestar, coincidiendo con las aportaciones de Fernández-Berrocal *et al.* (2018). Es decir, la percepción y la comprensión emocional son determinantes para regular un estado anímico positivo o negativo (Suriá-Martínez, 2019).

En cuanto al análisis correlacional entre las variables optimismo vs pesimismo y cada una de las dimensiones de la IE, destacamos la correlación positiva entre algunas de las dimensiones de la IE con el optimismo, siendo esta relación inversa cuando se trata de la variable pesimismo. De acuerdo con otros trabajos, nuestro estudio evidenció la relación positiva de la mayoría de dimensiones de la IE para alcanzar un mayor optimismo (Gavín-Chocano y Molero, 2019), destacando la relación inversa de la variable manejo del estrés con la variable pesimismo (Vizoso-Gómez y Arias-Gundín, 2018). Es posible que las personas con DI tengan una visión positiva en algunos aspectos de su vida y presenten una visión prospectiva negativa en otras circunstancias, ya sea propiciada por agentes externos ajenos a la propia voluntad del individuo o acontecimientos de carácter temporal (Oradini *et al.*, 2019).

Para el segundo objetivo, analizar la relación entre los instrumentos utilizados y las variables sociodemográficas, se constata la no relación entre satisfacción vital y género, apuntando un mayor nivel en mujeres que en hombres. Tampoco existen diferencias significativas entre las variables IE y género, siendo los valores superiores en las mujeres. Sin embargo, los hombres se muestran más optimistas. Estos resultados coinciden con otros trabajos que indican mayores puntuaciones en optimismo en hombres de diferentes contextos ambientales, culturales y sociales (Carver y Scheier, 2014; Vizoso-Gómez y Arias-Gundín, 2018). En base a los datos obtenidos, podemos deducir que las mujeres con DI muestran mayor reconocimiento de sus emociones, que les ayuda a afrontar diferentes situaciones, aportando satisfacción a su vida. Diferentes estudios han corroborado el papel potencial de la satisfacción vital como elemento regulador de las emociones (Extremera *et al.*, 2020; Muñoz-Campos *et al.*, 2018).

De igual forma, los resultados mostraron diferencias en las variables de la IE, obteniendo valores superiores en las mujeres. Atendiendo a trabajos anteriores que

corroboran estos datos (Fiori y Vesely-Maillefer, 2018), podemos señalar que las mujeres son capaces de atender y reconocer mejor sus emociones para hacer frente a situaciones de la vida diaria de forma efectiva (Fernández-Berrocal *et al.*, 2018; Puigbó *et al.*, 2019). Por otro lado, la variable de la IE manejo del estrés fue superior en los hombres respecto a las mujeres. Este dato podría justificar el valor estereotipado que aún existe en algunos contextos, donde las mujeres reprimen y no muestran sus emociones abiertamente (Alonso-Ferres *et al.*, 2018). Igualmente, puede ser que las evidencias vengan condicionadas por el mayor número de hombres de la muestra, lo cual dificultaría la validez resultante. Cabe preguntarse por la importancia que tienen los roles sociales entre hombres y mujeres en el colectivo de personas con DI (Gavín-Chocano y Molero, 2020), aspectos que podrían ser analizados en futuros estudios.

En relación a la existencia de diferencias significativas entre las dimensiones de los instrumentos considerados y la variable sociodemográfica grado de discapacidad (< 65 % vs. > 66 %), los resultados indican que no existen diferencias significativas con la satisfacción vital, tampoco con el optimismo vs pesimismo y las variables de IE, siendo estos datos favorables en las personas con menor grado de DI. Estos resultados son coincidentes con otros planteamientos donde se evidencia la dificultad que tienen las personas con mayor grado de DI respecto a las de menor grado de discapacidad para establecer relaciones con otras personas de forma fluida (Medina-Gómez y Gil-Ibáñez, 2017). En cuanto a las relaciones establecidas en función a la edad, tampoco se encontraron diferencias estadísticamente significativas en ninguno de los instrumentos analizados. Por tramos de edad, son los más jóvenes los que obtienen mejores resultados en satisfacción vital y optimismo (< 33 años); las personas con edad intermedia (34-50 años) son las que presentan puntuaciones más altas en pesimismo. Sin embargo, este tramo de edad es el que obtiene mejores resultados en IE. En términos generales, nuestros datos coinciden con otros trabajos donde las personas más jóvenes tienen mejores expectativas sobre metas futuras (Pulido-Acosta y Herrera-Clavero, 2018), así como el uso apropiado de las emociones en la toma de decisiones es más consistente en la adultez. Estos hallazgos son convergentes con otros estudios, donde la persona adulta con DI leve o moderada es capaz de identificar sus emociones de forma efectiva, sin embargo, tiene dificultad para comprender las de los demás y hacer un uso adaptativo de la situación (Medina-Gómez y Gil-Ibáñez, 2017). Una posible explicación vendría determinada por la falta de habilidades emocionales para afrontar las diferentes situaciones contextuales de su día a día, canalizando de forma errónea la información recibida (Kurtek, 2020). Como sugieren nuestros resultados, aspectos vinculados al desarrollo personal, como la adquisición de competencias emocionales, resolución de problemas y habilidades sociales, se pueden mejorar a través de estrategias de aprendizaje emocional (Extremera *et al.*, 2020; Gebler *et al.*, 2020).

Finalmente, para determinar el efecto modulador de la satisfacción vital entre la IE y optimismo vs pesimismo, se efectuó un análisis de regresión jerárquico para predecir qué variables de la IE entraban en el modelo para explicar la satisfacción vital, descartando aquellos factores con valores no significativos. En nuestro caso, las variables de la IE fueron claridad, adaptabilidad, atención, interpersonal y reparación. De acuerdo con Kahn (2006), el modelo de regresión jerárquica es una de las

técnicas multivariadas más comunes que permiten verificar, a priori, qué variables son significativas en relación al modelo establecido. Siendo razonable este planteamiento, a partir de estos criterios, se desarrolló un análisis de ecuaciones estructurales, verificándose a priori la estabilidad del modelo, para corroborar lo reportado en el análisis de regresión, presentando el modelo un buen ajuste sobre el efecto mediador de la satisfacción vital entre la IE y el optimismo vs pesimismo.

## 5. Conclusión

En el transcurso de esta investigación se han detallado cada uno de los resultados obtenidos en relación al efecto mediador de la satisfacción vital, como factor de bienestar, entre la IE y el optimismo vs pesimismo como atributo o rasgo de la personalidad constatando niveles aceptables de fiabilidad y validez convergente, lo cual pone de relieve la complementariedad de cada uno de los factores analizados, constatando las fortalezas y debilidades de las personas con DI para lograr metas futuras (Vizoso-Gómez y Arias-Gundín, 2018). El trabajo desarrollado resulta ser útil por varios motivos. En primer lugar, para conocer cuáles son los recursos psicológicos y emocionales que poseen las personas con DI en un contexto determinado (Sanín-Posada *et al.*, 2018). En segundo lugar, para analizar los recursos positivos de aspectos relacionados con el uso, la regulación emocional y la capacidad adaptativa como base de una acción dirigida a promover procesos de apoyo o soporte en los individuos, fortaleciendo sus competencias emocionales para prevenir conductas de riesgo (Extremera *et al.*, 2020). Desde esta perspectiva, entendemos que la IE puede favorecer la actitud optimista, propiciando mayor satisfacción vital. Finalmente, estos hallazgos nos permiten afirmar que la IE puede ser un buen indicador de bienestar para las personas con DI, por lo que resultaría innovador incorporarlo en contextos educativos no formales (Alonso-Ferres *et al.*, 2018).

Pese a lo anterior, se señalan algunas limitaciones en el trabajo. Cabe mencionar la dificultad que tienen las personas con DI para secuenciar instrucciones verbales complejas y expresar su elección, siendo necesarios diferentes apoyos en cada momento. Desde esta perspectiva, se clarifica el desarrollo de la propuesta, donde para la realización de los diferentes cuestionarios se contó con los apoyos necesarios, explicando y aclarando de forma explícita (a través de ejemplos) cada una de las cuestiones planteadas de forma reiterada, dadas las características del colectivo, por lo que los datos no responderían a deseabilidad social, confusión en la redacción de los ítems o inapetencia a la hora de contestar (Arias *et al.*, 2020). Por otra parte, el tamaño reducido de la muestra responde a las características del colectivo, la dificultad de acceso y la complejidad a la hora de abordar este tipo de estudios en personas con DI. Por último, lo novedoso de nuestra propuesta pasa por la posibilidad de dar voz a la propia persona, asumiendo un papel compartido en la construcción de conocimiento sobre los problemas que les afectan.

## 6. Referencias bibliográficas

- AGHVINIAN, M. y SERGI, M. J. (2018). Social functioning impairments in schizotypy when social cognition and neurocognition are not impaired. *Schizophrenia Research Cognition*, 14, 7-13. <https://doi.org/10.1016/j.scog.2018.07.001>
- AKAIKE, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317-332. <https://doi.org/10.1007/BF02294359>
- ALONSO-FERRES, M., BERROCAL DE LUNA, E. y JIMÉNEZ-SÁNCHEZ, M. (2018). Estudio sobre la inteligencia emocional y los factores contextuales en estudiantes de cuarto de educación primaria de la provincia de Granada. *Revista de Investigación Educativa*, 36(1), 141-158. <https://doi.org/10.6018/rie.36.1.281441>
- AMM. (2013). *Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial*. Asociación Médica Mundial.
- ARIAS, V., GARRIDO, L. E., JENARO, C., MARTÍNEZ-MOLINA, A. y ARIAS, B. (2020). A little garbage in, lots of garbage out: assessing the impact of careless responding in personality survey data. *Behavior Research Methods*, 52(6), 2489-2505. <https://doi.org/10.3758/s13428-020-01401-8>
- BAR-ON, R. (1997). *The Emotional Quotient Inventory (EQ-i). A test of Emotional Intelligence*. Multi-Health Systems.
- BENTLER, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- BISQUERRA, R. y MOLERO, D. (2020). Educación emocional en la orientación y tutoría universitaria. En A. PANTOJA (Coord.), *Buenas prácticas en la tutoría universitaria* (pp. 133-152). Síntesis.
- BLASCO-MAGRANER, J. S., BERNABÉ-VALERO, G. y MORET-TATAY, C. (2016). Propiedades psicométricas de una escala de gratitud en educación musical: un análisis multigrupo. *NEREIS. Revista Iberoamericana interdisciplinar de Métodos, Modelización y Simulación*, 8, 45-50.
- CÁRDENAS-CASTRO, M. y ARANCIBIA-MARTINI, H. (2014). Potencia estadística y cálculo del tamaño del efecto en G\*Power: complementos a las pruebas de significación estadística y su aplicación en psicología. *Salud y Sociedad*, 5(2), 210-224. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2014.0002.00006>
- CARVER, C. y SCHEIER, M. (2014). Dispositional optimism. *Trends in Cognitive Sciences*, 18(6), 293-299. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2014.02.003>
- CASTÁN, S. (2020). Prejuicios, lenguaje y discapacidad: notas en torno a la terminología antigua y moderna relativa a las personas con discapacidad. *Cultura, Lenguaje y Representación*, 23, 47-63. <https://doi.org/10.6035/clr.2020.23.3>
- CASTRO, L., CERDA, G., VALLEJOS, V., ZÚNIGA, D. y CANO, R. (2016). Calidad de vida de personas con discapacidad intelectual en centros de formación laboral. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 34(1), 175-186. <https://doi.org/10.12804/apl34.1.2016.12>
- DE BESA-GUTIÉRREZ, M. R., GIL-FLORES, J. y GARCÍA-GONZÁLEZ, A. J. (2019). Variables psicosociales y rendimiento académico asociados al optimismo en estudiantes universitarios españoles de nuevo ingreso. *Acta Colombiana de Psicología*, 22(1), 152-163. <https://doi.org/10.14718/acp.2019.22.1.8>
- DEMIRTAŞ, A. S. (2020). Optimism and happiness in undergraduate students: cognitive flexibility and adjustment to university life as mediators. *Annals of Psychology*, 36(2), 320-329. <https://doi.org/10.6018/analesps.381181>

- DIENER, E., EMMONS, R. A., LARSEN, R. J. y GRIFFIN, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- DIENER, E., SUH, E. M., LUCAS, R. E. y SMITH, H. L. (1999). Subjective well-being: three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276-302. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.2.276>
- DOMÍNGUEZ-LARA, S. A. D. y MERINO-SOTO, C. M. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- EXTREMERA, N., SÁNCHEZ-ÁLVAREZ, N. y REY, L. (2020). Pathways between ability emotional intelligence and subjective well-being: bridging links through cognitive emotion regulation strategies. *Sustainability, MDPI, Open Access Journal*, 12(5), 1-11. <https://doi.org/10.3390/su12052111>
- FAUL, F., ERDFELDER, E., BUCHNER, A. y LANG, A. G. (2009). Statistical power analyses using G\*Power 3.1: tests for correlation and regression analyses. *Behavior Research Methods*, 41, 1149-1160. <http://doi.org/10.3758/BRM.41.4.1149>
- FERNÁNDEZ-BERROCAL, P., EXTREMERA, N. y RAMOS, N. (2004). Validity and reliability of the Spanish modified version of the Trait Meta-Mood Scale. *Psychological Reports*, 94, 751-755. <https://doi.org/10.2466/pr0.94.3.751-755>
- FERNÁNDEZ-BERROCAL, P., RUIZ-ARANDA, D., SALGUERO, J. M., PALOMERA, R. y EXTREMERA, N. (2018). The relationship of Botín Foundation's Emotional Intelligence Test (TIEFBA) with personal and scholar adjustment of Spanish. *Revista de Psicodidáctica*, 23, 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2017.07.001>
- FERRANDO, P. J., CHICO, E. y TOUS, J. M. (2002). Propiedades psicométricas del test de optimismo Life Orientation Test. *Psicothema*, 14(3), 673-680.
- FIORI, M. y VESELY MAILLEFER A. (2018). Emotional intelligence as an ability: theory, challenges, and new directions. En K. V. KEEFER, J. D. A. PARKER y D. H. SAKLOSFKE (Eds.), *Emotional Intelligence in Education*. Springer Publishing.
- FLÓREZ, J. (2022). *La vida adulta en el síndrome de Down*. Fundación Iberoamericana Down21. 434 pp. ISBN: 978-84-09-36885-3.
- FOGARTY, G. J., PERERA, H. N., FURST, A. J. y THOMAS, P. R. (2016). Evaluating measures of optimism and sport confidence. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 20(2), 81-92. <https://doi.org/10.1080/1091367X.2015.1111220>
- GASPAR, T., RIBEIRO, J. L. P., MATOS, M. G., LEAL, I. y FERREIRA, A. (2009). Optimismo em crianças e adolescentes: Adaptação e validação do LOT-R [Optimism in children and adolescents: LOT-R adaptation and validation]. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 22(3), 439-446. <https://doi.org/10.1590/S0102-79722009000300015>
- GAVÍN-CHOCANO, Ó. y MOLERO, D. (2019). Estudio sobre inteligencia emocional, satisfacción vital y optimismo disposicional en un centro de día ocupacional de personas con discapacidad intelectual. *Siglo Cero*, 50(3), 47-65. <https://doi.org/10.14201/scero20195034765>
- GAVÍN-CHOCANO, Ó. y MOLERO, D. (2020). Valor predictivo de la inteligencia emocional percibida y calidad de vida sobre la satisfacción vital en personas con discapacidad intelectual. *Revista de Investigación Educativa*, 38(1), 131-148. <https://doi.org/10.6018/rie.331991>
- GEBLER, S., NEZLEK, J. B. y SCHÜTZ, A. (2020). Training emotional intelligence: does training in basic emotional abilities help people to improve higher emotional abilities? *The Journal of Positive Psychology*, 1-10. <https://doi.org/10.1080/17439760.2020.1738537>

- GINEVRA, C., MAGNANO, P., LODI, E., ANNOVAZZI, C., CAMUSSI, E., PATRIZ, P. y NOTA, L. (2018). The role of career adaptability and courage on life satisfaction in adolescence. *Journal of Adolescence*, 62, 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2017.11.002>
- GUSTEMS-CARNICER, J., CALDERÓN, C. y FORN, M. (2017). Psychometric properties of the Life Orientation Test (LOT-R) and its relationship with psychological well-being and academic progress in college students. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(1), 19-27. <https://doi.org/10.1016/j.rlp.2016.05.001>
- HODZIC, S., SCHARFEN, J., RIPOLL, P., HOLLING, H. y ZENASNI, F. (2018). How efficient are emotional intelligence trainings: a meta-analysis. *Emotion Review*, 10(2), 138-148. <https://doi.org/10.1177/1754073917708613>
- HU, L. T. y BENTLER, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453.
- KAHN, J. H. (2006). Factor analysis in Counseling Psychology research, training and practice: principles, advances and applications. *The Counseling Psychologist*, 34, 1-36. <https://doi.org/10.1177/0011000006286347>
- KLINE, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press.
- KURTEK, P. (2020). Causal attribution and coping with classmates' isolation and humiliation in young adults with mild intellectual disability. *Journal of Intellectual Disabilities and Offending Behaviour*, 11(2), 101-115. <https://doi.org/10.1108/JIDOB-10-2019-0019>
- LÓPEZ-GULLÓN, J., MARTÍNEZ-ABELLÁN, A. y GARCÍA-PALLARÉS, J. (2017). Optimismo versus pesimismo precompetitivo en los deportes de combate olímpicos. Diferencias de género, ranking y campeones. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 17(2), 67-72.
- LÓPEZ-ZAFRA, E., PULIDO-MARTOS, M. y BERRIOS, P. (2014). EQi Versión Corta (EQI-C). Adaptación y validación al español del EQ-i en universitarios. *Boletín de Psicología*, 110, 21-36.
- MACCANN, C., JIANG, Y., BROWN, L. E. R., DOUBLE, K. S., BUCICH, M. y MINBASHIAN, A. (2020). Emotional intelligence predicts academic performance: a meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 146(2), 150-186. <https://doi.org/10.1037/bul0000219>
- MATTINGLY, V. y KRAIGER, K. (2019). Can emotional intelligence be trained? A meta-analytical investigation. *Human Resource Management Review*, 29(2), 140-155. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2018.03.002>
- MAYER, J. D., CARUSO, D. R. y SALOVEY, P. (2016). The Ability Model of Emotional Intelligence: principles and updates. *Emotion Review*, 8(4), 290-300. <https://doi.org/10.1177/1754073916639667>
- MAYER, J. D. y SALOVEY, P. (1997). What is emotional intelligence? En P. SALOVEY y D. SLUYTER (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: implications for educators* (pp. 3-31). Basic Books.
- MCDONALD, R. P. (1999): *Test theory: a unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- MEDINA-GÓMEZ, B. y GIL-IBÁÑEZ, R. (2017). Estrés y estrategias de afrontamiento en personas con discapacidad intelectual: revisión sistemática. *Ansiedad y Estrés*, 23, 38-44. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2017.05.001>
- MERINO-SOTO, C. y RUIZ-DEL CASTILLO, C. G. (2018). Explorando el vínculo de la inteligencia emocional y la satisfacción con la vida en adultos peruanos. *Ansiedad y Estrés*, 24(2), 140-143. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2018.03.004>
- MILLSTEIN, R. A., CHUNG, W.-J., HOEPPNER, B. B., BOEHM, J. K., LEGLER, S. R., MASTROMAURO, C. A. y HUFFMAN, J. C. (2019). Development of the state optimism measure. *General Hospital Psychiatry*, 58, 83-93. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2019.04.002>

- MORENO-MEDINA, G. y ÁLVAREZ-CHAPARRO, E. (2019). Discapacidad intelectual y calidad de vida escala de evaluación. *Inclusión and Desarrollo*, 6(2), 109-118. <https://doi.org/10.26620/uniminuto.inclusion.6.2.2019.109-118>
- MUÑOZ-CAMPOS, E. M., FERNÁNDEZ-GONZÁLEZ, A. y JACOTT, L. (2018). Bienestar subjetivo y satisfacción vital del profesorado. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 16(1), 105-117. <https://doi.org/10.15366/reice2018.16.1.007>
- NIEUWENHUIJSE, A. M., WILLEMS, D. L., VAN GOUDOEVEER, J. B. y OLSMAN, E. (2020). The perspectives of professional caregivers on quality of life of persons with profound intellectual and multiple disabilities: a qualitative study. *International Journal of Developmental Disabilities*. (print). <https://doi.org/10.1080/20473869.2020.1737469>
- ONDÉ-PÉREZ, D. (2020). Revisión del concepto de causalidad en el marco del análisis factorial confirmatorio. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 1(54), 103-118. <https://doi.org/10.21865/RIDEP54.1>
- ORADINI, N. P. B., CASTILLO, L. A., SALAZAR, V. A. V. y CIUDAD, C. M. H. (2019). Optimismo disposicional en docentes de universidades privadas en región metropolitana en Chile. *Revista Arbitrada Interdisciplinaria Koinonía*, 4(7), 168-184. <https://doi.org/10.35381/r.k.v4i7.199>
- OTTATI, F. y NORONHA, A. P. P. (2017). Factor structure of the Life Orientation Test-Revised (LOT-R). *Acta Colombiana de Psicología*, 20(1), 32-39. <https://doi.org/10.14718/ACP.2017.20.1.3>
- PÉREZ-GONZÁLEZ, J. C., PETRIDES, K. V. y FURNHAM, A. (2007). La medida de la inteligencia emocional rasgo. En J. M. MESTRE NAVAS y P. FERNÁNDEZ BERROCAL (Coords.), *Manual de Inteligencia Emocional* (pp. 81-97). Pirámide.
- PETERSON, C. y SELIGMAN, M. E. (1984). Causal explanations as a risk factor for depression: theory and evidence. *Psychological Review*, 91(3), 347-374. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.91.3.347>
- PETRIDES, K. V. y FURNHAM, A. (2001). Trait emotional intelligence: psychometric investigation with reference to established trait taxonomies. *European Journal of Personality*, 15, 425-448. <https://doi.org/10.1002/per.416>
- PETRIDES, K. V., SANCHEZ-RUIZ, M. J., SIEGLING, A. B., SAKLOFSKE, D. H. y MAVROVELI, S. (2018). Emotional intelligence as personality: measurement and role of trait emotional intelligence in educational contexts. En K. KEEFER, J. PARKER y D. SAKLOFSKE (Eds.), *Emotional Intelligence in Education: Integrating Research with Practice* (pp. 49-81). Springer.
- PUIGBÓ, J., EDO, S., ROVIRA, T., LIMONERO, J. T. y FERNÁNDEZ-CASTRO, J. (2019). Influencia de la inteligencia emocional percibida en el afrontamiento del estrés cotidiano. *Ansiedad y Estrés*, 25(1), 1-6. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2019.01.003>
- PULIDO-ACOSTA, F. y HERRERA-CALVERO, F. (2018). Relaciones entre rendimiento e inteligencia emocional en secundaria. *Tendencias Pedagógicas*, 31, 165-185.
- REMOR, E., AMORÓS, M. y CARROBLES, J. A. (2006). El optimismo y la experiencia de ira en relación con el malestar físico. *Anales de Psicología*, 22(1), 37-44.
- RIBEIRO, J. L. P., PEDRO, L. y MARQUES, S. (2012). Dispositional optimism is unidimensional or bidimensional? The Portuguese Revised Life Orientation Test. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(3), 1259-1271. [https://doi.org/10.5209/rev\\_SJOP.2012.v15.n3.39412](https://doi.org/10.5209/rev_SJOP.2012.v15.n3.39412)
- SALOVEY, P. y MAYER, J. D. (1990). Emotional Intelligence. *Imagination, Cognition y Personality*, 9(3), 185-211. <https://doi.org/10.2190/DUGG-P24E-52WK-6CDG>
- SALOVEY, P., MAYER, J. D., GOLDMAN, S. L., TURVEY, C. y PALFAI, T. P. (1995). Emotional attention, clarity and repair: exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. En J. W. PENNEBAKER (Ed.), *Emotion, disclosure and health* (pp. 125-154). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10182-006>

- SANÍN-POSADA, A., SALANOVA-SORIA, M. y VERAVILLARROEL, P. (2018). Happiness and optimism interventions at work: gender differences. *Open Access Library Journal*, 5(11), 1-16. <https://doi.org/10.4236/oalib.1104842>
- SCHALOCK, R. L. y VERDUGO, M. Á. (2003). *Calidad de Vida. Manual para profesionales de la educación, salud y servicios sociales*. Alianza Editorial.
- SCHIEFER, M. F. y CARVER, C. S. (1985). Optimism, coping, and health: assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology*, 4(3), 219-247. <https://doi.org/10.1037/0278-6133.4.3.219>
- SCHIEFER, M. F., CARVER, C. S. y BRIDGES, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism and trait anxiety, selfmastery, and self-esteem: a reevaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(6), 1063-1078. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.67.6.1063>
- SELIGSON, J. L., HUEBNER, E. S. y VALOIS, R. F. (2003). Preliminary validation of the Brief Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale (BMSLSS). *Social Indicators Research*, 61, 121-145. <https://doi.org/10.1023/A:1021326822957>
- STEIGER, J. H. y LIND, J. C. (1980). Statistically based tests for the number of common factors. En *Annual Meeting of the Psychometric Society* (vol. 758, pp. 424-453). Iowa City, IA.
- STONE, L. L., JANSSENS, J. M., VERMULST, A. A., VAN DER MATEN, M., ENGELS, R. C. y OTTEN, R. (2015). The Strengths and Difficulties Questionnaire: psychometric properties of the parent and teacher version in children aged 4-7. *BMC Psychology*, 3(1), 1-12. <https://doi.org/10.1186/s40359-015-0061-8>
- SURIÁ-MARTÍNEZ, R. (2017). Redes virtuales y apoyo social percibido en usuarios con discapacidad: análisis según la tipología, grado y etapa en la que se adquiere la discapacidad. *Escritos de Psicología*, 10, 31-40. <https://doi.org/10.5231/psy.writ.2017.21403>
- URZÚA, A., CAQUEO-URÍZAR, A., ARAYA, C., DÍAZ, P., ROCHA, M. y VALDIVIA, P. (2016). ¿Existe relación entre los optimismos estado y rasgo y la evaluación de la calidad de vida? *Universitas Psychologica*, 15(2), 231-242. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-2.rtso>
- VÁZQUEZ, C., DUQUE, A. y HERVÁS, C. (2013). Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS) en una muestra representativa de españoles adultos: validación y datos normativos. *The Spanish Journal of Psychology*, 16. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.82>
- VENTURA-LEÓN, J. L. (2019). ¿Es el final del alfa de Cronbach? *Adicciones*, 31(1), 80-81. <https://doi.org/10.20882/adicciones.1037>
- VERA-VILLARROEL, P., URZÚA, A., BEYLE, C., CONTRERAS, D., LILLO, S., OYARZO, F. y SANÍN-POSADA, A. (2017). Relación entre optimismo y salud bajo la influencia de las creencias religiosas en dos muestras latinoamericanas. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(3), 213-221. <https://doi.org/10.1016/j.rlp.2017.03.002>
- VILLARROEL, P. B., RUBIO, N. C. y ATENAS, K. C. (2009). Evaluación del optimismo: un análisis preliminar del Life Orientation Test versión revisada (LOT-R) en población chilena. *Universitas Psychologica*, 8(1), 61-68.
- VIZOSO-GÓMEZ, C. y ARIAS-GUNDÍN, O. (2018). Resiliencia, optimismo y burnout académico en estudiantes universitarios. *European Journal of Education and Psychology*, 11(1), 47-59. <https://doi.org/10.30552/ejep.v11i1.185>
- YUILE, L. E., SMIDT, A. y QUINLAN, S. (2020). Valuing relationships: the impact of a sensory program on the interactions of adolescents with severe-to-profound intellectual disabilities. *Journal of Intellectual Disabilities*, 1-27. <https://doi.org/10.1177/1744629520921730>
- ZENGER, M., FINCK, C., ZANON, C., JIMENEZ, W., SINGER, S. e HINZ, A. (2013). Evaluation of the Latin American version of the Life Orientation Test-Revised. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 13, 243-252. [https://doi.org/10.1016/S1697-2600\(13\)70029-2](https://doi.org/10.1016/S1697-2600(13)70029-2)