

## Escala de Iniciativa de Crecimiento Personal-II: validación de la traducción al español en Paraguay

### Personal Growth Initiative Scale-II: validation of a Spanish translation in Paraguay

### Escala de Iniciativa de Crescimento Pessoal-II: validação da tradução espanhola no Paraguai

María Alexandra Vuyk<sup>1</sup>, ORCID 0000-0003-3963-8522  
Gerónimo Codas<sup>2</sup>, ORCID 0000-0002-1351-0347

<sup>1</sup> *Universidad Católica “Nuestra Señora de la Asunción”, Paraguay*

<sup>2</sup> *Aikumby Centro de Altas Capacidades y Creatividad, Paraguay*

#### Resumen

La iniciativa de crecimiento personal es un constructo que se ha investigado en los últimos años y ha demostrado un carácter transcultural. En la actualidad, se vincula al mismo con otros conceptos relacionados a la psicología clínica y el *counseling*. Para poder realizar estudios en los contextos latinoamericanos, resulta imprescindible que se traduzca y adapte instrumentos que midan dicho constructo. En el presente trabajo se describe la traducción al español y validación factorial de la Escala de Iniciativa de Crecimiento Personal-II en una muestra de 219 universitarios de la ciudad de Asunción (Paraguay). Además, se presentan evidencias de validez basadas en relaciones con otras variables, como ser esperanza y satisfacción con la vida. Se realizaron análisis factoriales confirmatorios y un modelado exploratorio de ecuaciones estructurales que demostraron ajuste aceptable de un modelo de cuatro factores con modificaciones, tal como proponen otros antecedentes. Por otro lado, los coeficientes de correlación de este constructo con la esperanza y satisfacción con la vida otorgan buena evidencia de validez basada en relaciones con otras variables. Se comenta la utilidad de la escala para su uso en el ámbito clínico. En particular, se apuntala su utilidad como predictor de cambio en psicoterapia, ya que el concepto se relaciona íntimamente con factores motivacionales en el proceso terapéutico, y puede ser un predictor de recaídas a largo plazo.

**Palabras clave:** iniciativa de crecimiento personal; análisis factorial; modelado de ecuaciones estructurales; confiabilidad y validez

#### Abstract

Personal growth initiative is a construct that has been investigated in recent years, and has shown a cross-cultural character. Currently, it is linked to other concepts related to counseling and clinical psychology. To carry out studies in Latin American contexts, it is essential that instruments that measure this construct be translated and adapted. The present work describes the translation into Spanish and validation of the Personal Growth Initiative Scale-II in a sample of 219 university students from the city of Asunción (Paraguay). In addition, data for validity evidence in relation with other variables such as the constructs of hope and satisfaction with life are presented. Confirmatory factor analyses and an exploratory structural equation model demonstrated acceptable fit of a four-factor model with modifications, as suggested by other antecedents. On the other hand, correlations of this construct with hope and satisfaction with life give good validity evidence in relation to other



variables. The usefulness of the scale for its use in the clinical setting is discussed. In particular, its usefulness as a predictor of change in psychotherapy is underpinned, since the concept is closely related to motivational factors in the therapeutic process and can be a predictor of relapses in the long term.

**Keywords:** personal growth initiative; factor analysis; structural equation modeling; reliability and validity

### Resumo

A iniciativa de crescimento pessoal é um construto que vem sendo investigado nos últimos anos e que apresenta caráter transcultural. Atualmente, está vinculado a outros conceitos relacionados à psicologia clínica e ao aconselhamento. Para a realização de estudos em contextos latino-americanos, é fundamental que os instrumentos que medem esse construto sejam traduzidos e adaptados. O presente trabalho descreve a tradução para o espanhol e a validação da Personal Growth Initiative Scale-II em uma amostra de 219 estudantes universitários da cidade de Assunção. Além disso, são apresentados dados de evidências de validade em relação a outras variáveis como ser os construtos esperança e satisfação com a vida. Foram realizadas análises fatoriais confirmatórias e modelado exploratório de equações estruturais que demonstraram ajuste aceitável de um modelo de quatro fatores com modificações, como sugerido por outros antecedentes. Por outro lado, os coeficientes de correlação deste construto com esperança e satisfação com a vida dão bons evidências de validade em relação a outras variáveis. A utilidade da escala para seu uso no ambiente clínico é discutida. Em particular, sua utilidade como um preditor de mudança em psicoterapia é sustentada, uma vez que o conceito está intimamente relacionado a fatores motivacionais no processo terapêutico, e pode ser um preditor de recaídas a longo prazo.

**Palavras-chave:** iniciativa de crescimento pessoal; análise fatorial; modelado de equações estruturais; confiabilidade e validade

Recibido: 11/08/2021

Aceptado: 10/05/2022

---

Correspondencia: M. Alexandra Vuyk, Universidad Católica "Nuestra Señora de la Asunción", Paraguay. E-mail: alexandra.vuyk@uc.edu.py

La idea de que las personas pueden mejorar mediante una búsqueda deliberada de su crecimiento personal se condensa en el trabajo de Robitschek (1998), quien definió la iniciativa de crecimiento personal (ICP) como un conjunto desarrollado de habilidades cognitivas y conductuales que facilitan el automejoramiento. En la teoría, este concepto está fundado sobre dos ideas principales: que el crecimiento personal es intencional y que las habilidades que lo facilitan son transferibles de un dominio de la vida a otro (Robitschek et al., 2012).

La ICP ha sido foco de atención de investigadores desde el campo del *counseling* y la psicología clínica. Se ha descrito a las personas con altos índices de dicho constructo como más conscientes del cambio personal a lo largo del tiempo y más proactivas en el aprendizaje y la consecución de objetivos personales (Borowa et al., 2018). Estas personas, además, son más proclives a responsabilizarse por inconvenientes y defectos en lugar de atribuirlos a factores externos (Keefer et al., 2018).

En el ámbito de la psicología clínica y el *counseling* se ha relacionado la ICP con teorías del cambio como la de Prochaska y DiClemente (2005), y en particular con la etapa de preparación. En esta etapa, los clientes en un proceso terapéutico tienen intención de cambio y se encuentran preparados para llevar a cabo las acciones que faciliten ese cambio (Prochaska & DiClemente, 2005; Weigold et al., 2018).

El interés por la iniciativa de crecimiento personal se genera en sus orígenes por la intención de medir y distinguir qué es lo que hace que algunas personas sean más proclives a realizar cambios que puedan hacer que mejoren y logren sus metas, siendo más abiertas a revisar sus prácticas y conductas en pos de la superación (Robitschek et al., 2012). En ese momento, permanecía la duda de si tendría que ver con una característica de la personalidad o con conductas modificables, si habría diferencias individuales preexistentes en estas áreas, y si sería posible aumentar la decisión y la capacidad de trabajar en el desarrollo único personal (Robitschek et al., 2012).

Según Robitschek et al. (2012), dos puntos conceptuales son de importancia en la teoría de la ICP. En primer lugar, el cambio personal que busca capturar es el cambio intencional, realizado con propósito, orientado a una meta; de este modo se diferencia de otras perspectivas de cambio personal que reflejan una valoración del mismo, pero no incluyen la intencionalidad en las conductas que fomentan el cambio. En segundo lugar, esta iniciativa de crecimiento personal se compone de habilidades transferibles a cualquier esfera de la vida humana, en lugar de concentrarse en un dominio del crecimiento. El proceso de crecimiento personal es similar en varios dominios de la vida, por lo cual las habilidades utilizadas en un dominio para poder desarrollarse se pueden extrapolar y usar en otro dominio ya que las conductas son análogas. Esto abre camino a intervenciones que puedan aumentar la ICP y así potencialmente influenciar de manera positiva varios aspectos de la vida de las personas.

### **Iniciativa de Crecimiento Personal en la práctica**

La ICP es un predictor de resiliencia ante los estresores. Se ha encontrado que los aspectos comportamentales del constructo predicen mayores niveles de síntomas de estrés postraumático y predicen mayores niveles de crecimiento postraumático (Shigemoto et al., 2016). Estas relaciones podrían indicar que la carencia de comportamiento intencional para la mejora y la utilización de recursos en pos del cambio favorece la aparición de comportamientos evitativos, lo cual a su vez disminuye la probabilidad de recuperación luego del trauma. A la inversa, mayor frecuencia de iniciativas comportamentales tendientes a la confrontación del trauma podrían provocar mayores niveles de estrés en principio, pero luego de la exposición el estrés se extinguiría. De esta manera, bajos niveles de los aspectos comportamentales de la ICP en una evaluación clínica podrían sugerir intervenciones primarias en los patrones de afrontamiento y la regulación emocional, siendo estos factores los que promueven el desarrollo de los trastornos emocionales (Barlow, 2018).

En segundo lugar, la ICP puede ser tenida en cuenta en un proceso de evaluación para decidir la conveniencia de instalar o no un dispositivo psicoterapéutico. Dada su vinculación con el locus de control (Borowa et al., 2018) y con las etapas del cambio psicoterapéutico (Prochaska & DiClemente, 2005; Weigold et al., 2018), la evaluación de la ICP puede ayudar a decidir si es conveniente iniciar o no un proceso terapéutico dadas las características del cliente, o si hacerlo luego de una entrevista motivacional.

## Medición de la ICP

Es en este contexto que surge la Escala de Iniciativa de Crecimiento Personal (EICP; nombre original en inglés: *Personal Growth Initiative Scale*), una escala de estructura unidimensional desarrollada por Robitschek (1998), con la intención de evaluar los resultados de un programa para adultos que buscaban crecimiento personal. La EICP original presentaba ciertas limitaciones teóricas y metodológicas, por lo que posteriormente se creó una segunda versión (EICP-II) constituida por cuatro escalas, con evidencia de validez factorial, alta consistencia interna, estabilidad temporal aceptable y validez concurrente y discriminante (Robitschek et al., 2012).

Existen varias diferencias entre la EICP-II y la EICP original, siendo la más destacable la presentación en subescalas. Las cuatro subescalas de este nuevo instrumento son: a) comportamiento intencional, b) utilización de recursos, c) planificación, y d) preparación para el cambio. Sin embargo, se discute si las escalas de Planificación y Preparación para el cambio forman parte de un mismo componente (Borowa et al., 2018; Robitschek et al., 2012). Además, se ha presentado evidencia para un factor de segundo orden albergando a los cuatro factores de primer orden (Weigold et al., 2018).

A su vez, estas cuatro escalas pueden caracterizarse como comportamentales o cognitivas. En cuanto a los aspectos comportamentales de la ICP, la subescala de Comportamiento intencional se refiere a los comportamientos que denotan compromiso con el cambio. Mientras que Utilización de recursos hace alusión al aprovechamiento de recursos externos en el proceso de cambio. En cuanto a aspectos cognitivos, la subescala de Planificación hace referencia al desarrollo de un plan para el cambio, y Preparación para el cambio consiste en el conocimiento del individuo de cuándo comenzar dicho cambio (Weigold et al., 2018).

A partir del desarrollo del instrumento en sus dos versiones, se ha encontrado relación directa de la ICP con instrumentalidad, asertividad, locus de control interno y bienestar psicológico, y relación inversa con locus de control debido al azar (Robitschek, 1998, 1999) y con depresión (Danitz et al., 2018), revelando que el ICP juega un rol dentro de los procesos psicopatológicos y de resiliencia, al menos como variable predictora. Las relaciones de la ICP con otros constructos varían entre los géneros: se ha propuesto que las diferencias se podrían deber a que los objetivos del crecimiento personal varían según expectativas sociales y culturales (Robitschek et al., 2012).

## Iniciativa de Crecimiento Personal en poblaciones hispanoparlantes

Traducciones y validaciones de esta escala se han realizado para distintos idiomas y culturas, encontrando que se mantiene la estructura de cuatro factores para todos los casos (Borowa et al., 2018; Pinto Pizarro Freitas et al., 2018; Schönfeld & Mesurado, 2020). Se ha encontrado que la ICP es un constructo multiculturalmente válido, aunque presenta diferencias cualitativas respecto al tipo de crecimiento personal que se valora en cada cultura (Robitschek, 2003).

Entre algunas de estas diferencias culturales, se ha encontrado que la subescala de Utilización de recursos (que incluye acudir a recursos sociales) presenta una correlación menor (valores de  $r$  de entre .33 y .44 con las distintas subescalas) con las demás subescalas en comparación con las otras intercorrelaciones (Robitschek et al., 2012). Se ha hipotetizado que esto se debe a que los estudios sobre el constructo se realizaron con muestras predominantemente europeo-americanas, que presentan culturas que valoran el individualismo y la autonomía. Podría esperarse que en culturas colectivistas (como las

representadas en este estudio) la Utilización de recursos correlacionaría de forma más alta con las otras subescalas. Por ejemplo, se ha encontrado que en poblaciones hispanoamericanas la ICP está relacionada con la valoración del entorno (Robitschek, 2003).

En estudios con culturas colectivistas, similares a la incluida en el presente estudio, se han encontrado diferencias con la estructura original de la EICP-II. En el estudio de Pinto Pizarro Freitas et al. (2018) se observa una covarianza de error entre los ítems 2 y 3 y los ítems 6 y 14, por lo que se consigue mejorar el ajuste de los datos solo cuando se permite a esos dos pares de reactivos correlacionar entre sí.

Una validación en español del EICP-II, correspondiente a una población de 313 adolescentes argentinos (Schönfeld & Mesurado, 2020), realizó un análisis factorial confirmatorio con mínimos cuadrados no ponderados, obteniendo un buen grado de ajuste con GFI = .95. Sin embargo, los autores eligieron eliminar los ítems 11 (“Yo sé cuándo tengo que hacer un cambio en mí mismo”) y 12 (“Busco el modo de crecer como persona”), puesto que el programa estadístico AMOS sugirió eliminarlos para mejorar el ajuste. Al eliminar el ítem 12, el factor Uso de recursos quedó únicamente con dos ítems y subidentificado. Los factores con dos ítems llevan a problemas de medición por tener más parámetros a estimar que parámetros conocidos, y por ende tienen grados de libertad negativos. Tampoco se observa que los autores hayan realizado la corrección posible para factores de dos ítems, en la que se fija la carga factorial de ambos ítems de manera idéntica para asumir equivalencia tau y mantener el número de parámetros justamente identificados (Little, 2013). Esto impide la estimación adecuada del ajuste del modelo seleccionado.

El presente estudio pretende evaluar el ajuste al modelo teórico de la EICP-II en su traducción al español en Paraguay a través de un análisis factorial confirmatorio con datos recabados en una muestra paraguaya, comparando los modelos a los realizados en la validación original de Robitschek et al. (2012), cuyo modelo de cuatro factores obtuvo buen ajuste en Argentina (Schönfeld & Mesurado, 2020), y a la validación realizada en Brasil por Pinto Pizarro Freitas et al. (2018) por ser dos culturas latinoamericanas en países limítrofes con Paraguay, en las que se ha validado esta escala. El objetivo se enmarca dentro de una tendencia hacia la validación de constructos y escalas derivados de la psicología positiva en el contexto latinoamericano, lo que permite la evaluación del paradigma dentro de la región (Meier & Oros, 2019).

Además, se pretendió recolectar datos acerca de evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables del instrumento con respecto a los constructos de Esperanza y Satisfacción con la vida. Se esperan índices de correlación directa y moderada, ya que los instrumentos evalúan constructos interrelacionados, pero no idénticos. La esperanza, al igual que la ICP, se orienta hacia el futuro y presenta una visión positiva y optimista; sin embargo, ambos constructos se diferencian en que la esperanza refiere a la búsqueda de metas en general, y no tanto al crecimiento personal como tal, aunque las personas que presenten alta ICP probablemente tengan mayor facilidad para fijarse metas, encontrar vías para el logro de esas metas, y sentirse que tienen agencia o capacidad de logro de dichas metas (Shorey et al., 2007). La satisfacción con la vida presenta relación con la ICP por tratarse de una perspectiva de aceptación de las condiciones de la vida, que se enfoca en el lado positivo (Pascual del Río & Cantero López, 2015).

## Método

### Participantes

Participaron 219 estudiantes universitarios de instituciones académicas públicas y privadas de la ciudad de Asunción (Paraguay). Las edades de los participantes oscilan entre 18 y 47 años de edad ( $M = 23.24$ ;  $DE = 3.743$ ). En la tabla 1 se pueden apreciar los datos sociodemográficos de la muestra.

**Tabla 1**

*Datos sociodemográficos de la muestra (N = 219)*

Característica	<i>n</i>	%
Sexo*		
Femenino	163	74
Masculino	55	25
Estado civil*		
Soltero/a	190	87
Viviendo en pareja	6	3
Casado/a	22	10
Número de hijos*		
Ninguno	190	87
Uno	11	5
Dos	5	2

*Nota.* Estas variables presentan datos perdidos en el sistema.

El muestreo fue de tipo combinado: 164 de los casos se recogieron de manera presencial por un muestreo no probabilístico; otros 55 casos se recogieron por un muestreo tipo bola de nieve con un cuestionario en línea. Se realizó de esta manera para acceder a una diversidad de estudiantes universitarios, representando a distintas carreras y universidades del país. No se evidenciaron diferencias significativas en las escalas de ICP entre participantes que accedieron mediante una u otra estrategia de recolección de datos.

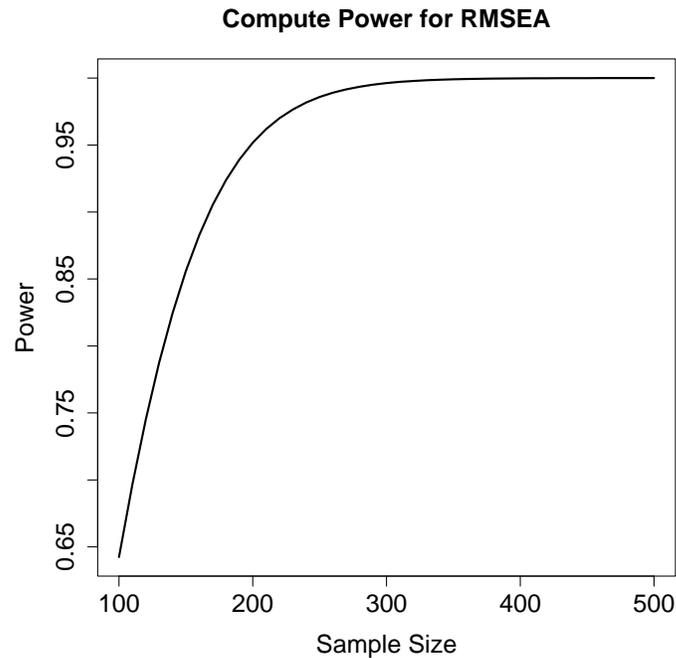
Análisis de poder estadístico fueron realizados a priori para detectar cantidad mínima de participantes para adecuarlo al uso del indicador RMSEA (Preacher & Coffman, 2006). Para la cantidad de parámetros a estimar en cada análisis factorial confirmatorio planeado según sus grados de libertad (*gl*), asumiendo un RMSEA nulo de 0.05 y RMSEA alternativo de 0.08,  $\alpha = .05$  y poder deseado de 0.80, los números mínimos de participantes se situaban entre  $n = 128$  para 104 *gl* y  $n = 133$  para 98 *gl*, que correspondían a los *gl* de cada análisis planeado (Preacher & Coffman, 2006).

También se realizaron análisis de curvas de poder para el uso de RMSEA (Schoemann et al., 2010), tomando los mismos valores estimativos para 104 y 98 *gl*, para estimar el poder que se tendría a medida que aumentara el número de participantes. La figura 1 presenta la curva de poder para 98 *gl*, que es el modelo inicial de cuatro factores correspondiente al modelo teórico de la EICP-II. En el mismo se observa que pasados los  $n = 200$  el poder sobrepasa el valor de 0.95, y se observa que ya habría poca ganancia de poder estadístico con la inclusión de mayor cantidad de participantes. Además, siguiendo a De Jonckere y Rosseel (2022), en la actualidad es posible realizar modelado de ecuaciones estructurales con muestras pequeñas (< 100) o muy pequeñas (< 50) mediante ajustes de estimación de

parámetros, evitando la no convergencia del modelo. Por lo tanto, se infiere que para un modelo pequeño con pocos parámetros, como el que se presenta en este estudio, la cantidad de participantes es adecuada.

### Figura 1

Curva de poder de RMSEA para 98 gl en el modelo EICP-II



Fuente. Schoemann et al. (2010).

### Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico. Se diseñó un cuestionario con preguntas sobre edad, sexo, nombre de la universidad, carrera, años de cursado, si era el primer miembro de su familia en asistir a la universidad, grado de seguridad en la elección de la carrera, ocupación de los padres, nivel de instrucción, estado civil, número de hijos, y quién había elegido la carrera que se encontraban estudiando (si la habían elegido ellos o sus padres).

*Escala de Iniciativa de Crecimiento Personal-II* (Personal Growth Initiative Scale II; Robitschek et al., 2012). Consta de 16 reactivos con opciones de respuesta tipo Likert de 6 puntos, de 0 (*Totalmente en desacuerdo*) a 5 (*Totalmente de acuerdo*). Los reactivos están dispuestos en cuatro escalas: comportamiento intencional, utilización de recursos, planificación y preparación para el cambio. Un mayor puntaje en cada escala indica mayor presencia de dicho componente de iniciativa de crecimiento personal.

La traducción del instrumento original se hizo a través del procedimiento de traducción inversa, llevado a cabo por tres personas con manejo de español e inglés, además de conocimientos sobre psicología. La primera de estas personas tradujo el original en inglés al español. La segunda volvió a realizar la traducción del español al inglés. Finalmente, una tercera persona comparó las tres versiones para determinar si se conservaba el sentido de los

enunciados. El resultado de este proceso puede apreciarse en la tabla 2, con la versión final de los reactivos en español.

**Tabla 2**

*Reactivos de la EICP-II en español*

Reactivo	Enunciado
1	Me pongo metas realistas para lo que quiero cambiar en mí.
2	Puedo darme cuenta cuando estoy listo/a para hacer cambios específicos en mí.
3	Sé cómo hacer un plan realista para cambiarme a mí mismo/a.
4	Tomo cada oportunidad de crecimiento, así como aparece.
5	Cuando trato de cambiar, hago un plan realista para mi crecimiento personal.
6	Pido ayuda cuando trato de cambiar.
7	Trabajo activamente para mejorar.
8	Descubro qué es lo que debo cambiar en mí mismo/a.
9	Estoy constantemente tratando de crecer como persona.
10	Sé cómo ponerme metas realistas para realizar cambios en mí mismo/a.
11	Sé cuándo debo hacer un cambio en mi persona.
12	Uso recursos cuando trato de crecer.
13	Conozco pasos que debo dar para realizar cambios intencionales en mi persona.
14	Busco ayuda de manera activa cuando trato de cambiar.
15	Busco oportunidades para crecer como persona.
16	Sé cuándo es tiempo de cambiar cosas específicas en mi persona.

*Escala de Esperanza Disposicional para Adultos* (Vuyk & Codas, 2019). Esta escala es una adaptación de la Escala de Esperanza Disposicional para Adultos que fue originalmente diseñada por Snyder et al. (1991). Se compone por 12 reactivos con opciones de respuesta en escala tipo Likert de 8 puntos, 1 (*Definitivamente falso*) y 8 (*Definitivamente verdadero*). Esta escala fue traducida al español y adaptada al contexto paraguayo por Vuyk y Codas (2019). El instrumento se compone de dos subescalas: agencia, que evalúa la motivación que presenta una persona hacia el logro de una meta ( $\omega_s = .96$ ); y medios, que evalúa los caminos que visualiza una persona hacia el logro de esa meta ( $\omega_s = .86$ ); arroja además un puntaje global de esperanza ( $\omega = .95$ ). Fue utilizada previamente en estudios con la EICP-II en inglés (Shorey et al., 2007), en donde se halló que son constructos similares pero no iguales, ya que cada uno aporta una parte de la varianza a la predicción de otros factores, como bienestar psicológico, estrés y optimismo.

*Escala de Satisfacción con la Vida* (Atienza et al., 2000). Esta escala es la versión en castellano de la Satisfaction with Life Scale, originalmente desarrollada por Pavot y Diener (1993) y ampliamente utilizada en la literatura como una medida ultrabreve de utilidad. En la validación de Atienza et al. (2000) presentó un ajuste excelente de GFI = .98 y confiabilidad buena con  $\alpha = .84$ . Está compuesta por cinco ítems orientados a evaluar el grado de satisfacción de la persona con las condiciones de su propia vida. Se contesta mediante una escala tipo Likert de siete puntos desde el 1 (*Totalmente de acuerdo*) al 7 (*Totalmente en desacuerdo*). Fue utilizada previamente en estudios con la EICP-II en la validación de Pinto Pizarro Freitas et al. (2018) al portugués, hallándose correlaciones moderadas y consistentes con todas las dimensiones de la ICP.

## **Procedimiento**

La presente investigación cuenta con la aprobación del Comité de Ética de la Universidad de Kansas (Estados Unidos). Antes de tomar participación en el estudio, se pidió a los estudiantes que leyeran detenidamente y firmaran los formularios de consentimiento informado, tanto en la versión en línea como en la versión de lápiz y papel.

La versión en línea del cuestionario se diseñó en Qualtrics, y posteriormente se compartió en Facebook y Twitter. La aplicación presencial de los instrumentos se realizó en las respectivas aulas durante el horario de clases. Para cada caso se pidió a los docentes a cargo su autorización para utilizar los últimos 30 minutos de la clase. Al finalizar de responder los cuestionarios, los estudiantes los dejaban sobre una mesa designada y se retiraban del aula. Los participantes fueron informados que la participación era libre y voluntaria, que no habría penalizaciones por no participar y que no se ofrecerían incentivos por completar los cuestionarios.

## **Plan de análisis**

Se realizaron análisis factoriales confirmatorios con estimaciones de máxima probabilidad, utilizando el software *R* con el paquete *lavaan* (Rosseel, 2012) para comparar los distintos modelos evaluados en la literatura según su bondad de ajuste, utilizando estimación robusta de máxima probabilidad por la naturaleza ordinal de los datos. Para fijar la varianza factorial, se utilizó el método de configuración de escala (*scale setting*; Little, 2013). La interpretación de la bondad de ajuste de los modelos utilizados en este estudio se basó en las sugerencias de Little (2013) y Hu y Bentler (1999) que hablan de un ajuste aceptable con  $CFI > .90$ ,  $RMSEA < .08$  y  $SRMR < .11$ ; y un ajuste excelente con  $CFI > .95$ ,  $RMSEA < .05$  y  $SRMR < .06$ . Al haber varios modelos a comparar, se tuvieron en cuenta las convenciones para los índices de ajuste previamente mencionadas.

Utilizar modelos de medición que incorporan varios indicadores para cada constructo permite corregir el error de medición, ya que pueden separar los indicadores confiables de los que no lo son (Little, 2013). De este modo, el análisis factorial confirmatorio demuestra ser un método superior a los análisis factoriales exploratorios o a los cálculos simples de subescalas por su menor sesgo y su mayor posibilidad de generalización.

## **Resultados**

Primeramente, se presentan las estadísticas descriptivas para facilidad de interpretación. En la tabla 3 pueden verse las medias y desviaciones típicas para cada uno de los reactivos.

**Tabla 3**  
*Indicadores descriptivos por reactivo de la EICP-II*

Reactivos	<i>M</i>	<i>DE</i>
Ítem 1	3.92	0.94
Ítem 2	3.80	0.96
Ítem 3	3.52	1.00
Ítem 4	3.77	1.03
Ítem 5	3.64	0.98
Ítem 6	3.30	1.36
Ítem 7	3.82	1.03
Ítem 8	3.89	0.94
Ítem 9	4.35	0.82
Ítem 10	3.78	0.90
Ítem 11	3.71	0.94
Ítem 12	3.81	0.88
Ítem 13	3.59	0.9
Ítem 14	3.27	1.23
Ítem 15	4.09	0.84
Ítem 16	3.87	0.87

En la tabla 4, pueden observarse las correlaciones entre las subescalas teóricas de la EICP-II y las subescalas elegidas para la evidencia de validez según relaciones con otras variables. Para las subescalas de esperanza, los coeficientes varían entre correlaciones débiles ( $r = .19$ ) y correlaciones altas ( $r = .66$ ). Para satisfacción con la vida, solo se encuentra una correlación significativa débil con la subescala de planificación, lo cual difiere de los resultados obtenidos por Pinto Pizarro Freitas et al. (2018).

**Tabla 4**  
*Correlaciones entre esperanza, satisfacción con la vida e Iniciativa de Crecimiento Personal*

	Agencia	Medios	Esperanza - Total	Satisfacción con la Vida
Preparación para el cambio	.41**	.25**	.38**	.05
Planificación	.59**	.41**	.57**	.22***
Utilización de recursos	.31**	.19**	.30**	.07
Comportamiento intencional	.66**	.47**	.64**	.13

*Nota.* \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ . Los valores corresponden al coeficiente de Pearson.

La tabla 5 presenta las covarianzas y las correlaciones entre cada subescala de la EICP-II, mientras que la tabla 6 presenta las covarianzas y las correlaciones entre cada ítem de la EICP-II.

**Tabla 5**  
*Covarianzas y correlaciones entre subescalas teóricas de la EICP-II*

Escalas	Preparación para el cambio	Planificación	Utilización de recursos	Comportamiento intencional
Preparación para el cambio	7.097	.926	.872	.707
Planificación	<b>.693</b>	12.362	.727	.757
Utilización de recursos	<b>.423</b>	<b>.347</b>	7.973	.798
Comportamiento intencional	<b>.538</b>	<b>.607</b>	<b>.449</b>	8.376

*Nota.* Las covarianzas se presentan sobre y por encima de la diagonal. Las correlaciones se presentan debajo de la diagonal, en cursiva y negrita.

Los valores de asimetría y curtosis son  $-.54$  y  $.67$  respectivamente para Planificación;  $-.28$  y  $-.29$  para preparación para el cambio;  $-.67$  y  $.66$  para comportamiento intencional; y  $-.54$  y  $.05$  para utilización de recursos. De acuerdo a las convenciones sobre asimetría y curtosis para análisis de variables latentes, se puede afirmar que las variables cuentan con una distribución normal y por ende las estimaciones de máxima probabilidad son adecuadas.

Los resultados de los análisis factoriales confirmatorios se evaluaron según los criterios expuestos en Hu y Bentler (1999) y en Little (2013). Como el modelo 1 de cuatro factores no mostró un ajuste adecuado, se revisaron los índices de modificación del modelo 1 de cuatro factores para explorar posibles fuentes de error y así poder verificar desviaciones del modelo teórico de la EICP-II en la muestra paraguaya. Cabe resaltar que no se realizó este procedimiento únicamente para mejorar el ajuste, ya que se entiende que dicha mejora es circunstancial y arbitraria, y no corrige la especificación errónea de factores (Marsh et al., 2013). Se hallaron varios pares de reactivos que presentaban covarianzas residuales elevadas, siendo los pares más altos los de los reactivos 2-3 y 6-14, al igual que en el estudio de Pinto Pizarro Freitas et al. (2018). También se halló que el reactivo 12 cargaba en todos los factores, causando problemas en la estructura del instrumento, al igual que en el estudio de Schönfeld y Mesurado (2020).

Replicando los estudios mencionados, se procedió a permitir la covarianza entre el par de reactivos 6-14, y luego entre los reactivos 2-3 y 6-14, según lo hicieron Pinto Pizarro Freitas et al. (2018). Adicionalmente, se eliminó el reactivo 12 y luego los reactivos 11 y 12, tal como lo hicieron Schönfeld y Mesurado (2020); pero en este caso realizando la corrección de equivalencia tau para la escala de uso de recursos, que quedó solamente con dos reactivos, a los que se igualó la carga factorial (Little, 2013). Los modelos comparados y sus índices de ajuste se observan en la tabla 7.

**Tabla 6***Covarianzas y correlaciones entre reactivos de la EICP-II*

Reactivos	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	.881	.442	.347	.249	.428	.148	.377	.181	.259	.377	.290	.214	.237	.164	.275	.341
2	<b>.488</b>	.927	.535	.259	.364	.250	.402	.199	.226	.363	.307	.261	.250	.230	.248	.351
3	<b>.373</b>	<b>.560</b>	.983	.354	.499	.084	.379	.247	.119	.451	.369	.260	.382	.133	.199	.326
4	<b>.263</b>	<b>.265</b>	<b>.347</b>	1.065	.413	.243	.584	.206	.323	.371	.210	.261	.348	.273	.345	.211
5	<b>.465</b>	<b>.384</b>	<b>.512</b>	<b>.408</b>	.954	.276	.441	.209	.255	.443	.255	.232	.339	.344	.299	.325
6	<b>.116</b>	<b>.190</b>	<b>.062</b>	<b>.172</b>	<b>.206</b>	1.864	.426	.162	.157	.079	.301	.325	.234	1.212	.260	.150
7	<b>.391</b>	<b>.406</b>	<b>.371</b>	<b>.549</b>	<b>.437</b>	<b>.304</b>	1.057	.341	.403	.417	.293	.402	.404	.411	.452	.307
8	<b>.206</b>	<b>.220</b>	<b>.265</b>	<b>.213</b>	<b>.228</b>	<b>.126</b>	<b>.354</b>	.879	.314	.232	.289	.233	.323	.251	.247	.305
9	<b>.338</b>	<b>.287</b>	<b>.147</b>	<b>.383</b>	<b>.319</b>	<b>.141</b>	<b>.483</b>	<b>.411</b>	.665	.289	.202	.297	.279	.228	.330	.221
10	<b>.449</b>	<b>.422</b>	<b>.508</b>	<b>.402</b>	<b>.505</b>	<b>.065</b>	<b>.454</b>	<b>.277</b>	<b>.397</b>	.799	.352	.315	.438	.211	.207	.405
11	<b>.330</b>	<b>.341</b>	<b>.398</b>	<b>.219</b>	<b>.278</b>	<b>.236</b>	<b>.304</b>	<b>.330</b>	<b>.265</b>	<b>.420</b>	.876	.426	.325	.333	.228	.371
12	<b>.261</b>	<b>.312</b>	<b>.301</b>	<b>.290</b>	<b>.271</b>	<b>.272</b>	<b>.448</b>	<b>.286</b>	<b>.418</b>	<b>.402</b>	<b>.523</b>	.760	.409	.352	.275	.289
13	<b>.281</b>	<b>.288</b>	<b>.429</b>	<b>.374</b>	<b>.386</b>	<b>.190</b>	<b>.438</b>	<b>.383</b>	<b>.380</b>	<b>.546</b>	<b>.386</b>	<b>.520</b>	.809	.378	.257	.363
14	<b>.142</b>	<b>.193</b>	<b>.109</b>	<b>.215</b>	<b>.284</b>	<b>.721</b>	<b>.325</b>	<b>.217</b>	<b>.227</b>	<b>.192</b>	<b>.289</b>	<b>.326</b>	<b>.341</b>	1.518	.318	.280
15	<b>.348</b>	<b>.306</b>	<b>.238</b>	<b>.398</b>	<b>.362</b>	<b>.227</b>	<b>.524</b>	<b>.314</b>	<b>.481</b>	<b>.275</b>	<b>.288</b>	<b>.373</b>	<b>.340</b>	<b>.307</b>	.708	.255
16	<b>.418</b>	<b>.419</b>	<b>.377</b>	<b>.235</b>	<b>.382</b>	<b>.126</b>	<b>.342</b>	<b>.374</b>	<b>.311</b>	<b>.520</b>	<b>.455</b>	<b>.383</b>	<b>.463</b>	<b>.261</b>	<b>.349</b>	.759

*Nota.* Las covarianzas se encuentran sobre y por encima de la diagonal. Las correlaciones se encuentran por debajo de la diagonal, en negrita y cursiva.

**Tabla 7***Índices de bondad de ajuste de los análisis factoriales confirmatorios de la EICP-II*

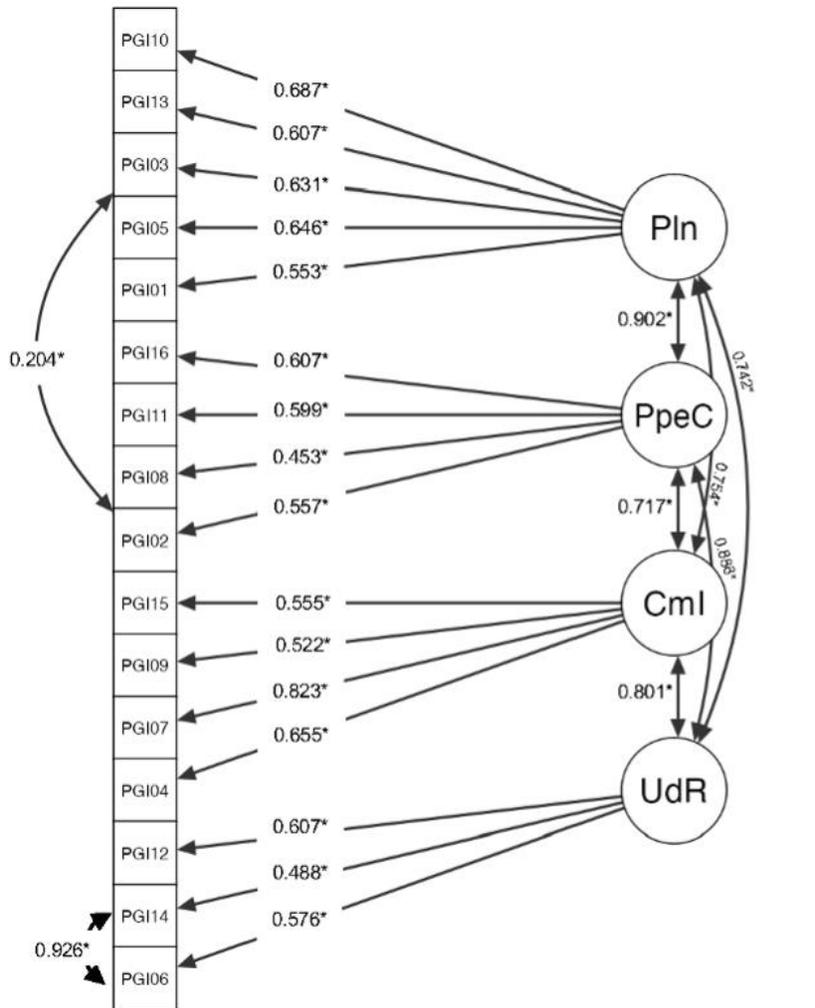
Modelo	gl	$\chi^2$	AIC	BIC	CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA	SRMR
1	98	294.606*	8524.515	8707.029	.851		0.096	0.095
1.1	97	232.382*	8464.290	8650.185	.898	.047	0.08	0.057
1.2	96	210.431*	8444.339	8633.614	.913	.015	0.074	0.054
1.3	85	193.219*	7997.118	8166.113	.910		0.077	0.055
1.4	72	177.737*	7481.215	7640.070	.906	-.004	0.082	0.056
2	104	448.079*	8665.988	8828.223	.740		0.123	0.081
2.1	103	309.511*	8529.420	8695.035	.844	.104	0.096	0.066
2.2	102	284.609*	8506.518	8675.513	.862	.018	0.091	0.063
3	100	304.836*	8530.744	8706.499	.845		0.097	0.099
3.1	99	244.667*	8472.576	8651.710	.890	.045	0.082	0.059
3.2	98	219.633*	8449.542	8632.056	.908	.018	0.076	0.056

*Notas.* \*  $p < .001$ . 1: modelo original de cuatro factores. 1.1: modelo 1 permite la covarianza de los pares de reactivos 6-14. 1.2: modelo 1 permite la covarianza de los pares de reactivos 2-3 y 6-14. 1.3: modelo 1 sin reactivo 12. 1.4: modelo 1 sin reactivos 11 y 12. 2: modelo de un factor. 2.1: modelo 2 permite la covarianza de los pares de reactivos 6-14. 2.2: modelo 2 permite la covarianza de los pares de reactivos 2-3 y 6-14. 3: modelo de cuatro factores con un factor de segundo orden. 3.1: modelo 3 permite la covarianza de los pares de reactivos 6-14. 3.2: modelo 3 permite la covarianza de los pares de reactivos 2-3 y 6-14.

Los modelos unifactoriales demostraron tener peor ajuste que los modelos de cuatro factores y de cuatro factores con un factor de segundo orden. El modelo que demuestra mejor ajuste es el 1.2, que es el modelo de cuatro factores que permite la covarianza de los reactivos 2-3 y 6-14, que replica el estudio de Pinto Pizarro Freitas et al. (2018). Por lo tanto, fue seleccionado para la interpretación de los resultados. Los ítems que componen cada factor con sus respectivas cargas factoriales se observan en la figura 2.

**Figura 2**

Modelo de cuatro factores correspondiente al modelo teórico de la EICP-II, con residuales correlacionados según Pinto Pizarro Freitas et al. (2018)



*Nota.* Se presentan las cargas factoriales y correlaciones interfactoriales. Valores con \* son significativos a un nivel  $p < .001$ . Pln: Planificación; PpeC: Preparación para el cambio; CmI: Comportamiento intencional; UdR: Utilización de recursos. PGI01 a PGI16 representan los ítems de la EICP-II.

Las subescalas de la EICP-II presentan confiabilidad aceptable, con Omega de McDonald por encima de .70;  $\omega_s = .80$  para planificación;  $\omega_s = .70$  para preparación para el cambio;  $\omega_s = .78$  para comportamiento intencional; y  $\omega_s = .75$  para utilización de recursos. La confiabilidad de la escala total de la EICP-II fue muy buena –más alta que en las subescalas por separado– con  $\omega = .89$ .

Por último, se utilizó la calculadora de Hammer (2016) para obtener el índice de replicabilidad del constructo o H-index, obteniendo  $H = .65$  en planificación;  $H = .77$  para preparación para el cambio;  $H = .58$  para comportamiento intencional; y  $H = .79$  para

utilización de recursos. Al quedar todos por debajo del umbral establecido de .80, se considera que la replicabilidad del constructo es pobre.

### **Análisis auxiliares: ESEM**

Debido a la dificultad para obtener un ajuste óptimo en la estructura teórica y a la baja replicabilidad de la EICP-II, se procedió de manera exploratoria a realizar análisis auxiliares. Cuando los instrumentos tienen muchos residuales correlacionados y cargas cruzadas entre factores, debido a la naturaleza de los constructos y a la forma en que se crean los instrumentos, presentan peores índices de ajuste en el AFC o necesitan múltiples modificaciones para lograr un buen ajuste. Esta necesidad de modificaciones lleva a que terminen siendo modelos basados en datos, que van en contra de la premisa fundamental del AFC de modelos basados en teoría (Gignac et al., 2007). Por esto, se introdujo el modelado de ecuaciones estructurales exploratorio (ESEM por sus siglas en inglés, de *exploratory structural equation modeling*) como una alternativa basada en teoría que pueda complementar al AFC (Marsh et al., 2013).

El ESEM difiere del análisis factorial exploratorio (AFE) tradicional en que incorpora procedimientos metodológicos avanzados de estimación de variables latentes utilizados en el SEM y el AFC que el AFE no puede estimar (Morin et al., 2013). A diferencia del AFC, el ESEM es más flexible porque permite gestionar pequeñas cargas cruzadas para los indicadores (Morin et al., 2013). Para los análisis auxiliares con ESEM se utilizó el programa MPlus 7.1.3 (Muthén & Muthén, 2013), con estimación robusta de máxima probabilidad, rotación oblicua Geomin y predicción de cuatro factores siguiendo el modelo teórico de Robitschek et al. (2012). Se solicita interpretar con cautela los resultados del ESEM al haber sido hechos de manera exploratoria con los datos de la misma muestra.

Al realizar el primer análisis con ESEM, el primer modelo presentaba una matriz de covarianza residual que no era positiva, involucrando al ítem 6 de la escala utilización de recursos. Se eliminó dicho ítem para volver a correr el modelo; este segundo análisis no logró convergencia al exceder el número de iteraciones previstas, y también presentó una matriz de covarianza residual no positiva involucrando al ítem 3. Al eliminar también el ítem 3, el modelo de cuatro factores en ESEM presentó buen ajuste a los datos;  $\chi^2(41, N = 219) = 53.812$ ; CFI = .982, AIC = 7312.771, BIC = 7576.403, SRMR = .024, RMSEA = .038 (.000 - .064). En la tabla 8 puede observarse la distribución de ítems en factores del ESEM, que no corresponden exactamente a la estructura teórica de Robitschek et al. (2012), presentando ligeros desvíos de la misma.

**Tabla 8**  
Carga factorial del ESEM de cuatro factores

Ítem	Preparación para el cambio	Comportamiento intencional	Planificación	Uso de recursos
1	<u>.651</u>	.062	.087	-.031
2	<b>.512</b>	.064	.105	.076
4	-.021	<b>.580</b>	.324	-.102
5	.322	.224	<b>.330</b>	-.069
7	.151	<b>.624</b>	.176	.073
8	.067	.180	.055	<u>.331</u>
9	.092	<b>.351</b>	.090	.158
10	.162	-.020	<b>.673</b>	.039
11	.208	-.089	.115	<u>.521</u>
12	-.008	.142	.126	<b>.507</b>
13	-.076	.127	<b>.424</b>	<u>.343</u>
14	.011	.282	.010	<b>.420</b>
15	.205	<b>.465</b>	-.117	.179
16	<b>.306</b>	-.069	.225	<u>.302</u>

*Nota.* Cargas factoriales del factor principal con  $p < .05$  en negrita. Cargas factoriales esperadas que no cargaron en base a  $p > .05$  en cursiva. Cargas factoriales elevadas con  $p < .05$  que no corresponden al factor principal en subrayado. Los factores aparecen en el orden en el que fueron extraídos.

Si bien se observa que en general la carga factorial es según lo esperado, existen ciertas desviaciones. El factor comportamiento intencional, que en el modelo teórico comprende los ítems 4, 7, 9 y 15, se replica de forma perfecta con buena carga factorial. El factor planificación, que en el modelo teórico comprende los ítems 1, 3, 5, 10 y 13, incluye tres de los cinco ítems esperados con buena carga factorial; mientras que el ítem 1 carga en otro factor y el ítem 3 debió ser eliminado para la convergencia del modelo. El factor preparación para el cambio, que en el modelo teórico comprende los ítems 2, 8, 11 y 16, incluye dos de los cuatro ítems esperados con buena carga factorial, incluye al ítem 11 con baja carga factorial, no incluye al ítem 8 y también carga al ítem 1 que en teoría corresponde a planificación. El factor uso de recursos, que en el modelo teórico comprende los ítems 6, 12 y 14, incluye dos ítems esperados con buena carga factorial y el ítem 6 fue eliminado por causar errores en el modelo. Además, en este último factor se observa que cargan ítems que corresponden a preparación para el cambio como ser el 8, 11 y 16, y el ítem 13 que corresponde a planificación.

## Discusión y Conclusión

El presente estudio tuvo como objetivo la validación de la estructura factorial de una traducción al español de la Escala de Iniciativa de Crecimiento Personal (Robitschek et al., 2012). Si bien la escala fue creada originalmente pensando en cuatro factores que componían al constructo, algunas investigaciones arrojaron controversias sobre esta estructura factorial (Borowa et al., 2018; Weigold et al., 2018).

Los datos de la presente investigación indican que la estructura de cuatro factores se sostiene en esta versión del cuestionario para personas hispanoparlantes como el mejor modelo interpretativo, pero que cuenta con dificultades en la especificación de la estructura según los resultados de los AFC planeados y el ESEM auxiliar realizados en este estudio. Complicaciones estructurales incluyen pares de reactivos no independientes, reactivos que cargan en más de una escala, y reactivos que no corresponden a la escala a la que pertenecen de manera teórica.

El par compuesto por el reactivo 2 (“Puedo darme cuenta cuando estoy listo/a para hacer cambios específicos en mí”) y el 3 (“Sé cómo hacer un plan realista para cambiarme a mí mismo/a”), así como el par compuesto por el reactivo 6 (“Pido ayuda cuando trato de cambiar”) y el reactivo 14 (“Busco ayuda de manera activa cuando trato de cambiar”) no son independientes entre sí. Este fenómeno ya había sido reportado en una traducción de esta escala al portugués (Pinto Pizarro Freitas et al., 2018). Los reactivos 2 y 3 pertenecen a dos subescalas distintas, preparación para el cambio y planificación respectivamente. Ambas subescalas pertenecen al componente cognitivo descrito por Weigold et al. (2018). Los reactivos 6 y 14 pertenecen a la misma subescala (utilización de recursos), perteneciente al componente conductual (Weigold et al., 2018).

En este estudio también se evidenció dentro del componente cognitivo que el ítem 1 (“Me pongo metas realistas para lo que quiero cambiar en mí”) se agrupa con ítems del factor preparación para el cambio, en lugar de agruparse con ítems del factor planificación. Podría inferirse que el hecho de desarrollar el plan que lleve al cambio y el hecho de saber cuándo sea el momento de ejecutar dicho cambio no estén tan diferenciados en la cultura latinoamericana como en otras culturas.

La falta de independencia entre los ítems específicos anteriormente mencionados, o el ítem que carga en una escala distinta, no aparenta representar dificultades a la hora de interpretar los resultados de la EICP-II, al referirse a un mismo componente (cognitivo o conductual) o a una misma subescala según el par de reactivos en cuestión.

Los índices de correlación entre la EICP-II y las escalas de Esperanza y Satisfacción con la Vida se ajustan a las expectativas basadas en investigaciones anteriores: que son constructos relacionados entre sí, mas no necesariamente equivalentes (Shorey et al., 2007). Tanto la escala total de Esperanza así como las subescalas de agencia y medios presentan correlaciones moderadas a fuertes con las subescalas de comportamiento intencional y planificación. Agencia mide la motivación personal y la convicción de poder llegar al logro de metas, y medios mide las múltiples vías que la persona puede vislumbrar para llegar a esa meta (Snyder et al., 1991), que se relacionan a la búsqueda de oportunidades de cambio que se ven en la conducta intencional de crecimiento personal y a la fijación de metas realistas que la persona ve como factibles. Se relacionan en menor medida con correlaciones leves a moderadas con las subescalas de preparación para el cambio y utilización de recursos que refieren a la detección de momentos y áreas a mejorar y a la ayuda instrumental solicitada

para el efecto. En este estudio, el grado de satisfacción con la vida actual de la persona solamente se relacionó de forma leve con la subescala de planificación, indicando de cierto modo que las personas más satisfechas son quienes saben ponerse metas realistas y viceversa. Esto se distingue de Pinto Pizarro Freitas et al. (2018) en cuyo estudio la satisfacción con la vida propia guardaba relación con la ICP general.

Los datos indican que la escala muestra ajuste aceptable entre estudiantes de la ciudad de Asunción, por lo que se recomienda su uso en esta población con fines clínicos y de investigación. Como iniciativa hacia el auto-mejoramiento en distintas áreas (Robitschek, 1998), y predictor de locus de control (Keefer et al., 2018) la ICP puede medirse para determinar en qué medida un paciente puede beneficiarse de un proceso terapéutico (Borowa et al., 2018). Pacientes con bajos índices de ICP podrían entenderse como atravesando las etapas más primarias del cambio terapéutico (Prochaska & DiClemente, 2005), por lo que podrían beneficiarse de la técnica de entrevista motivacional (Rollnick et al., 2008).

Por otro lado, bajos índices de ICP en contextos clínicos pueden funcionar como predictores de desajuste ante acontecimientos estresantes futuros (Shigemoto et al., 2016). Esto significa que un paciente podría beneficiarse de intervenciones primarias que el terapeuta diseñe, independientemente de que el mismo no cumpla con criterios nosológicos en el momento de la consulta psicológica.

### **Limitaciones y sugerencias para futuras investigaciones**

Como principal limitación en este estudio cabe mencionar que el muestreo se realizó por conveniencia, tomándose datos exclusivamente de estudiantes universitarios de instituciones educativas de la ciudad de Asunción. Esto podría implicar que la escala no se ajuste igualmente bien a otros segmentos de la población paraguaya, tomando en cuenta que el Paraguay es un país multicultural. Las diferencias culturales pueden verse inclusive dentro de la ciudad de Asunción. También debe hacerse la salvedad de que los paraguayos que acceden a la educación universitaria son una minoría. Por ende, podría no representar a la población general. Sin embargo, estos datos podrían ser representativos de la población que generalmente busca apoyo psicológico clínico y posee la suficiente comprensión lectora para completar instrumentos psicológicos.

Sería importante evaluar la utilidad de la escala en contextos, poblaciones y situaciones distintas; por ejemplo, entornos comunitarios en lugar de clínicos, personas con idioma español como segunda lengua, personas con dificultades con la comprensión lectora utilizando la EICP-II como guía de entrevista, etc. De este modo, podría establecerse utilidad adicional a la sugerida en este artículo para la EICP-II en la práctica clínica.

Adicionalmente, es necesario continuar afinando la estructura factorial de la ICP para que las mediciones puedan reflejar mejor el constructo. Los problemas inherentes a su medición en contextos latinoamericanos indican que aún no se ha hallado la estructura óptima para la explicación del funcionamiento de la ICP en estas poblaciones. Ante la falta de instrumentos similares sería posible utilizar esta versión de la EICP-II, pero teniendo en cuenta las limitaciones en su estructura.

## Referencias

- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García-Merita, M. (2000). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en adolescentes. *Psicothema*, *12*(2), 314-319.
- Barlow, D. H. (Ed.). (2018). *Unified protocol for transdiagnostic treatment of emotional disorders*. Oxford University Press.
- Borowa, D., Kossakowska, M. M., Harmon, K. A., & Robitschek, C. (2018). Personal growth initiative's relation to life meaning and satisfaction in a Polish sample. *Current Psychology*, *39*(5), 1648-1660. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9862-2>
- Danitz, S. B., Orsillo, S. M., Beard, C., & Bjorgvinsson, T. (2018). The relationship between personal growth and psychological functioning in individuals treated in a partial hospital setting. *Journal of Clinical Psychology*, *74*(10), 1759-1774. <https://doi.org/10.1002/jclp.22627>
- De Jonckere, J. & Rosseel, Y. (2022) Using bounded estimation to avoid nonconvergence in small sample structural equation modeling, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *29*(3), 412-427. Publicación avanzada en línea. <https://doi.org/10.1080/10705511.2021.1982716>
- Gignac, G. E., Bates, T. C., & Jang, K. L. (2007). Implications relevant to CFA model misfit, reliability, and the five-factor model as measured by the NEO-FFI. *Personality and Individual Differences*, *43*, 1051-1062. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.02.024>
- Hammer, J. H. (2016). *Construct Replicability Calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate the Hancock and Mueller (2001) H index*. <http://drjosephhammer.com>
- Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Keefer, L. A., Brown, M., McGrew, S. J., & Reeves, S. L. (2018). Growth motivation moderates a self-serving attribution bias in the health domain. *Personality and Individual Differences*, *134*, 60-65. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.05.047>
- Little, T. D. (2013). *Longitudinal structural equation modeling*. Guilford Press.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Nagengast, B., Morin, A. J. S., & Von Davier, M. (2013). Why item parcels are (almost) never appropriate: Two wrongs do not make a right—Camouflaging misspecification with item parcels in CFA models. *Psychological Methods*, *18*(3), 257-284. <https://doi.org/10.1037/a0032773>
- Meier, L. K. & Oros, L. B. (2019). Adaptación y análisis psicométrico de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff en adolescentes argentinos. *Psykhé (Santiago)*, *28*(1). <https://doi.org/10.7764/psykhe.28.1.1169>
- Morin, A. J. S., Marsh, H. W., & Nagengast, B. (2013). Exploratory structural equation modeling. En G.R. Hancock & R.O. Mueller, *Structural equation modeling: A second course* (2<sup>nd</sup> ed., pp. 395-436). Information Age Publishing.
- Muthén, L. & Muthén, B. (2013). *Mplus user's guide* (7<sup>th</sup> ed.). Muthén & Muthén.
- Pascual del Río, M. & Cantero López, J. (2015). *Mujeres en situación de nido vacío, nido demasiado lleno, madres con hijos menores y no madres: Un estudio acerca de las teorías implícitas sobre la maternidad, el bienestar psicológico, la iniciativa de crecimiento personal y la satisfacción con la vida* [Tesis doctoral]. Universidad de Valencia. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/tesis?codigo=79500>

- Pavot, W. & Diener, E. (1993). Review of the Satisfaction With Life Scale. *Psychological Assessment*, 5(2), 164-172. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.5.2.164>
- Pinto Pizarro Freitas, C., Renovato Tobo, P., Fuigueiredo Damásio, B., Koller, S. H., Hiroki Kamei, H., & Robitschek, C. (2018). Personal Growth Initiative Scale - II: Adaptation and psychometric properties of the Brazilian version. *Paidéia*, 28(0). <http://dx.doi.org/10.1590/1982-4327e2806>
- Preacher, K. J. & Coffman, D. L. (2006, mayo). *Computing power and minimum sample size for RMSEA* [Software]. <http://quantpsy.org/>
- Prochaska, J. O. & DiClemente, C. C. (2005). The transtheoretical approach. En C. Norcross & M. R. Goldfried (Eds.), *Handbook of psychotherapy integration* (pp. 147-171). Oxford University Press.
- Robitschek, C. (1998). Personal growth initiative: The construct and its measure. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 30(4), 183-198. <https://doi.org/10.1080/07481756.1998.12068941>
- Robitschek, C. (1999). Further validation of the personal growth initiative scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 36(4), 136. <https://doi.org/10.1080/03612759.2008.10527240>
- Robitschek, C. (2003). Validity of personal growth initiative scale scores with a Mexican American college student population. *Journal of Counseling Psychology*, 50(4), 496-502. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.50.4.496>
- Robitschek, C., Ashton, M. W., Spering, C. C., Geiger, N., Byers, D., Schotts, G. C., & Thoen, M. A. (2012). Development and psychometric evaluation of the Personal Growth Initiative Scale-II. *Journal of Counseling Psychology*, 59(2), 274-287. <https://doi.org/10.1037/a0027310>
- Rollnick, S., Miller, W. R., Butler, C. C., & Aloia, M. S. (2008). Motivational interviewing in health care: Helping patients change behavior. *COPD: Journal of Chronic Obstructive Pulmonary Disease*, 5(3), 203. <https://doi.org/10.1080/15412550802093108>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Schoemann, A. M., Preacher, K. J., & Coffman, D. L. (2010, abril). *Plotting power curves for RMSEA* [Software]. <http://quantpsy.org/>
- Schönfeld, F. S. & Mesurado, B. (2020). Adaptación al español de la Escala de Iniciativa para el Crecimiento Personal–II en población adolescente de Entre Ríos, Argentina. *Perspectivas en Psicología*, 17(1), 80-91.
- Shigemoto, Y., Ashton, M. W., & Robitschek, C. (2016). Predictors of growth in the aftermath of traumatic events: The role of personal growth initiative. *Journal of Loss and Trauma*, 21(5), 399-409. <https://doi.org/10.1080/15325024.2015.1110446>
- Shorey, H. S., Little, T. D., Snyder, C. R., Kluck, B., & Robitschek, C. (2007). Hope and personal growth initiative: A comparison of positive, future-oriented constructs. *Personality and Individual Differences*, 43(7), 1917-1926. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.06.011>
- Snyder, C. R., Harris, C., Anderson, J. R., Holleran, S. A., Irving, L. M., Sigmon, S. T., Yoshinobu, L., Gibb, J., Langelle, C., & Harney, P. (1991). The will and the ways: Development and validation of an individual-differences measure of hope. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(4), 570-585. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.60.4.570>

- Vuyk, M. A. & Cudas, G. (2019). Validación de la Escala de Esperanza Disposicional para Adultos en Paraguay. *Revista Evaluar*, 19(1). <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v19.n1.23880>
- Weigold, I. K., Boyle, R. A., Weigold, A., Antonucci, S. Z., Mitchell, H. B., & Martin-Wagar, C. A. (2018). Personal Growth Initiative in the Therapeutic Process: An Exploratory Study. *The Counseling Psychologist*, 46(4), 481-504. <https://doi.org/10.1177/0011000018774541>

**Cómo citar:** Vuyk, M. A. & Cudas, G. (2022). Escala de Iniciativa de Crecimiento Personal-II: validación de la traducción al español en Paraguay. *Ciencias Psicológicas*, 16(1), e-2657. <https://doi.org/10.22235/cp.v16i1.2657>

**Contribución de los autores:** a) Concepción y diseño del trabajo; b) Adquisición de datos; c) Análisis e interpretación de datos; d) Redacción del manuscrito; e) revisión crítica del manuscrito.

M. A. V. ha contribuido con a, b, c, e; G. C. con c, d, e.

**Editora científica responsable:** Dra. Cecilia Cracco.