

# Revista de Ciencias Sociales

# Evidencias de validez de construcción de una Escala experimental de Resiliencia Económica en universitarios dominicanos

Zerpa, Carlos E.\*  
Rodríguez-Montoya, Cristóbal\*\*  
Frías, Diana\*\*\*  
De Castro, Raquel\*\*\*\*

## Resumen

La resiliencia económica en estudiantes universitarios es una variable crucial para entender su capacidad de adaptarse y superar desafíos financieros. La investigación sobre esta temática es fundamental para desarrollar herramientas que promuevan el bienestar económico en este grupo. El objetivo de esta investigación fue examinar las evidencias de validez de construcción de una Escala Experimental de Resiliencia Económica en estudiantes universitarios de República Dominicana. Se seleccionó una muestra aleatoria de 184 estudiantes de una universidad privada. Se utilizaron técnicas de análisis factorial exploratorio y confirmatorio para evaluar las evidencias de validez de estructura interna, confiabilidad y verificación del modelo factorial subyacente. Los resultados mostraron la idoneidad del instrumento como una herramienta válida, confiable y aplicable para el estudio de la resiliencia económica en estudiantes universitarios de República Dominicana. Se concluye a favor de un modelo unifactorial de medida compuesto por cuatro marcadores para el factor resiliencia económica correspondientes a los factores protectores, que permiten a un ente social individual resistir y adaptarse a las fuerzas del cambio o el impacto de un evento adverso, disminuir la crisis a lo largo del tiempo mediante las opciones económicas de las que disponga y recuperar su estado económico anterior a la crisis.

**Palabras clave:** Resiliencia económica; análisis factorial exploratorio; análisis factorial confirmatorio; estudiantes universitarios; República Dominicana.

---

\* Doctor en Psicología. Especialista en Gerencia de Proyectos. Profesor Titular del Departamento de Ciencia y Tecnología del Comportamiento en la Universidad Simón Bolívar, Caracas, Venezuela. E-mail: [zerpa@usb.ve](mailto:zerpa@usb.ve) ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7150-384X>

\*\* Doctor en Ciencias Sociales y Humanidades. Profesor Titular de la Escuela de Negocios en la Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, Santiago de los Caballeros, República Dominicana. E-mail: [jc.rodriguez@ce.pucmm.edu.do](mailto:jc.rodriguez@ce.pucmm.edu.do) ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8988-0248>

\*\*\* Magíster en Gestión. Profesora de la Escuela de Negocios en la Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, Santiago de los Caballeros, República Dominicana. E-mail: [dfrias@pucmm.edu.do](mailto:dfrias@pucmm.edu.do) ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8568-8147>

\*\*\*\* Magíster en Gerencia y Productividad. Profesora a Tiempo Completo de la Escuela de Negocios en la Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, Santiago de los Caballeros, República Dominicana. E-mail: [rdcastro@pucmm.edu.do](mailto:rdcastro@pucmm.edu.do) ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3993-1868>

# Evidence of construction validity of an experimental Economic Resilience Scale in Dominican university students

## Abstract

Economic resilience in university students is a crucial variable for understanding their ability to adapt and overcome financial challenges. Research on this topic is essential for developing tools that promote economic well-being in this group. The objective of this study was to examine the construct validity evidence of an Experimental Economic Resilience Scale in university students in the Dominican Republic. A random sample of 184 students from a private university was selected. Exploratory and confirmatory factor analysis techniques were used to evaluate evidence of internal structural validity, reliability, and verification of the underlying factor model. The results demonstrated the instrument's suitability as a valid, reliable, and applicable tool for studying economic resilience in university students in the Dominican Republic. It is concluded in favor of a unifactorial measurement model composed of four markers for the economic resilience factor corresponding to the protective factors, which allow an individual social entity to resist and adapt to the forces of change or the impact of an adverse event, reduce the crisis over time through the economic options available to it and recover its pre-crisis economic status.

**Keywords:** Economic resilience; exploratory factor analysis; confirmatory factor analysis; university students; Dominican Republic.

## Introducción

La Escala experimental de Resiliencia Económica (ERE) es un instrumento agregado por Hermosa (2021) a la Escala de Resiliencia para Adultos (RSA) de Friberg et al. (2003), en tanto herramienta de estudio de los factores protectores inter e intra personales que mejor determinan la resiliencia en estudiantes universitarios en el contexto de la pandemia del COVID-19. La escala original (RSA) está compuesta por cinco factores (competencia personal, competencia social, coherencia familiar, apoyo social y estructura personal) con consistencia interna (coeficientes de Cronbach) satisfactoria para cada factor ( $\alpha_1=0.90$ ,  $\alpha_2=0.83$ ,  $\alpha_3=0.87$ ,  $\alpha_4=0.83$ ,  $\alpha_5=0.67$ ).

La Escala experimental ERE agregada al RSA pretende medir el constructo resiliencia económica, bajo el supuesto de que resulta de interés científico medir el constructo resiliencia en diferentes contextos y desde diversas dimensiones (Hermosa, 2021).

Contar con un instrumento que pueda medir objetivamente dicho constructo resulta

de gran utilidad dadas las implicaciones que tiene para la población universitaria el complejo escenario económico derivado de la afectación causada por la pandemia del COVID-19, en especial para las Instituciones de Educación Superior (IES) que requieren de la implementación de programas de ayuda para sus estudiantes matriculados, razones que han motivado este trabajo y que pretende el estudio de las evidencias de validez de construcción, que apoyarían el empleo de dicha escala experimental para posteriores propósitos de investigación y asesoramiento en contextos universitarios y sociales donde su uso resultase pertinente.

El método de análisis factorial (exploratorio y confirmatorio) resulta útil para ello, en cuanto se emplea para examinar la estructura factorial de un instrumento y validar su constructo. Este enfoque permite evaluar la adecuación del modelo teórico subyacente y verificar si los datos empíricos se ajustan al modelo propuesto. La rigurosidad de este método aseguraría la validez y confiabilidad del instrumento ERE en la muestra de interés.

Por tal motivo, el objetivo de esta investigación es examinar, de manera detallada y rigurosamente sistemática, las evidencias de validez, incluyendo la estructura factorial, de una Escala experimental de Resiliencia Económica desarrollada por Hermosa (2021) en una muestra de estudiantes universitarios de República Dominicana.

## 1. Fundamentación teórica

La resiliencia es un tema de interés que ha sido abordado bajo una perspectiva sistémica desde la ingeniería y la ecología y que ha sido también de importancia para ciencias como la psicología y la sociología en los últimos años. La literatura del tema históricamente refiere la existencia de una: a) *Engineering resilience* (velocidad a la que un sistema vuelve a un solo estado estacionario o cíclico luego de una perturbación (Holling, 1986); y, b) una *ecological resilience* (la cantidad de perturbación que se puede sostener antes de que el sistema modifique su estructura, cambiando las variables y procesos que controlan el comportamiento) (Holling, 1986; Gunderson y Holling, 2002).

Por extensión, Hernández (2022) se refiere a ella como la capacidad para superar las dificultades y tener éxito a pesar de la exposición a situaciones de alto riesgo. Siguiendo a Vargas y García, 2021; Saldarriaga et al., 2022; Samán et al. (2022), la resiliencia trasciende los límites disciplinares y se presenta como un concepto clave en diversos ámbitos, desde las ciencias sociales hasta las humanidades. Su relevancia se ha visto acentuada en un contexto marcado por la creciente frecuencia e intensidad de eventos catastróficos. En este sentido, la resiliencia se erige como una capacidad esencial para individuos, comunidades y sistemas sociales, permitiéndoles hacer frente a situaciones de crisis y construir futuros más sostenibles.

En efecto, la resiliencia, un concepto inicialmente acuñado en el ámbito de la ecología, ha evolucionado para abarcar una amplia gama de disciplinas, incluyendo las

ciencias sociales y de la salud. De acuerdo con Rogel y Urquizo (2019); y, Boscán, 2022, en el contexto humano, la resiliencia se manifiesta como la capacidad de hacer frente a situaciones adversas, recuperarse de ellas y prosperar. Este constructo multidimensional engloba atributos como la confianza en sí mismo, el optimismo ante la adversidad, el reconocimiento de las propias competencias y la habilidad para mantener la calma y tomar decisiones efectivas en situaciones de crisis. Estos elementos son fundamentales para preservar la calidad de vida y el bienestar psicológico, especialmente en contextos desafiantes.

La evolución del constructo, visto desde la perspectiva económica, permite definirlo como la capacidad de entes económicos para resistir y adaptarse a las fuerzas del cambio o el impacto de un evento adverso (Reggiani, De Graaff y Nijkamp, 2002); o bien, la capacidad para recuperar su estado económico anterior a la crisis mediante la búsqueda de nuevas fuentes de ingreso, apoyo económico, reestructuración financiera, reducción de gastos, entre otros aspectos, fortaleciendo sus factores protectores (Briguglio et al., 2009).

Más concretamente, el constructo puede entenderse como la capacidad de un ente social individual para disminuir la crisis a lo largo del tiempo mediante las opciones económicas de las que disponga, microeconómicamente hablando (Hallegatte, 2014). Diversos autores hispanoamericanos coinciden en definir la resiliencia económica en los términos referidos (Otegui, Calá y Belmartino, 2022; García-Sánchez y Montes-Luna, 2022). En el ámbito de las ciencias económicas y administrativas, el constructo ha sido tema de investigación reciente en Latinoamérica (Villamarin et al., 2020; Ortiz-Fajardo y Erazo-Álvarez, 2021, en el ámbito microempresarial en cuanto al impacto socioeconómico de la resiliencia empresarial, afirmándose que, a mayor resiliencia de una empresa, mayor su aporte al desarrollo social y económico de una región).

En un contexto de pandemia por COVID-19, autores como Allcott et al. (2020); Bartik et al. (2020); Fortsythe et al. (2020); y, Maloney y Taskin (2020), han argumentado

que el distanciamiento social voluntario tuvo un papel importante en la interrupción de las actividades económicas; de allí que resultaba necesario estudiar la resiliencia económica, especialmente en estudiantes de universidad que se vieron severamente afectados por los abruptos cambios originados por el distanciamiento social y el confinamiento en diferentes dimensiones de la vida personal, incluyendo la dimensión económica: Ingresos, gastos y en la continuidad de sus estudios (Instituto Internacional de la UNESCO para la Educación Superior en América Latina y el Caribe [IESALC], 2020).

En tal sentido, la construcción de la ERE fue probada originalmente en el contexto del instrumento total RSA y con una muestra de universitarios ecuatorianos (Hermosa,

2021; Hermosa-Vega, Herrera-Enríquez y Jácome, 2022), denominándose *test* RSA-modificado y nombrando al factor “dimensión económica” cuyo objetivo era determinar las principales características de resiliencia económica en los estudiantes universitarios, soportando la hipótesis de que estos tienen características emprendedoras, cuentan con el apoyo económico de sus familiares, mantienen una visión positiva respecto a sus problemas económicos, son solidarios con otras familias, tienen dificultad para encontrar un nuevo trabajo, son buenos en ahorrar, pero les resulta difícil planificar sus finanzas personales. Todo ello condujo a la especificación de las variables que compondrían la escala experimental o *ítems* a incluir (ver Cuadro 1).

**Cuadro 1**  
**VARIABLES COMPONENTES DE LA ESCALA EXPERIMENTAL DE RESILIENCIA ECONÓMICA DE HERMOSA (2021)**

Variable	Ítem
1 Autonomía financiera	Autonomía (Capacidad de emprender o realizar actividades económicas sin depender de otros): No tengo esa habilidad/ Si tengo esa habilidad.
2 Apoyo económico	Si requiere de apoyo económico: Pide ayuda a familiares/ Pide ayuda a amigos.
3 Problemas económicos	Sus problemas económicos: No se pueden solucionar/ si sabe cómo solucionarlos.
4 Planes futuros	Si usted pierde los ingresos, sus planes para el futuro son: Difíciles de lograr/ Posibles de lograr.
5 Solidaridad económica	Frente a crisis económica de otras familias, mi familia es: Nada solidaria/ Siempre solidaria.
6 Nuevos trabajos	Un nuevo trabajo usted lo consigue con: Mucha Facilidad/ Con dificultad.
7 Capacidad emprendedora	En mis capacidades emprendedoras: Confío fuertemente/ Desconfío fuertemente.
8 Visión optimista	En tiempos de problemas económicos yo tiendo: ver todo de forma pesimista/ encontrar algo bueno para prosperar.
9 Ahorro	Soy bueno en: Ahorrar/ Gastar.
10 Finanzas personales	Para mí, planificar mis finanzas personales me resulta: Difícil/Fácil.

**Fuente:** Elaboración propia, 2024.

En su elaboración, se empleó una muestra de  $N = 2.766$  estudiantes de cuatro universidades ecuatorianas, entre 18 y 24 años de edad (44,03% mujeres; 22,85% se había contagiado de COVID-19); los datos fueron tomados durante la primera oleada de la pandemia, entre junio y agosto de 2020. Inicialmente, la escala experimental total ( $P =$

10 variables) obtuvo un  $\alpha = 0.74$  (coeficiente de confiabilidad de Cronbach), indicando consistencia interna aceptable. Sin embargo, al análisis factorial, el comportamiento de la totalidad de los *ítems* de la escala experimental resultó inadecuado. En efecto, se empleó la rotación *Varimax* y se obtuvo una primera estructura conformada por tres (3) factores.

Uno de tales lo conformaban solo dos (2) variables (*items*). De acuerdo con McDonald (1999), un requisito importante en el AFE es que haya por lo menos tres (3) marcadores por factor si los factores no están correlacionados, y como mínimo dos (2) marcadores por factor si los factores están correlacionados. De igual modo, Lloret-Segura et al. (2014) afirman que cuántos más *items* existan y midan con precisión un factor, más determinado estará el citado factor y más estable será la solución factorial.

Por tal motivo, en este análisis de Hermosa (2021) se procedió a eliminar el *ítem* que conformaba  $I_3$  (el tercer factor) y que tenía la más baja carga factorial en la matriz rotada. Esto implicó obtener una nueva matriz con dos (2) factores, observando que dicha solución reportaba bajas comunalidades en cinco (5) variables y también bajos montos de carga factorial en la matriz rotada para dichas variables.

En consecuencia, el investigador decidió prescindir de esta solución, eliminándolas; esto finalmente dio como resultado una matriz de un solo componente conformada por cuatro *items* (1, 3, 4 y 6) que mostraban  $\sigma^2_{x_1} = 44,72\%$  (proporción de varianza explicada por los *items* para un factor componente) y un KMO = 0.88 (KMO: Kaiser-Meyer-Olkin o estadístico empleado para examinar la adecuación de los datos para el análisis factorial), valores que consideró aceptables, junto a un coeficiente  $\alpha = 0.58$ , consecuencia de la reducción de la longitud del instrumento.

Al estar incorporada en un instrumento mayor (RSA), concluyó que el ajuste de la escala total resultaba óptimo para estudiar los factores protectores de la resiliencia, incluyendo la económica. Sin embargo, no quedó claro en la investigación si la versión final de cuatro (4) *items* verificaba el modelo de un factor para la escala experimental. En consecuencia, realizar la evaluación de las evidencias de validez de construcción de la subescala de la dimensión económica del RSA modificado es crucial. La validación del constructo permitiría su empleo como herramienta de exploración de los factores

protectores de la resiliencia económica en estudiantes universitarios dominicanos, en un contexto post-pandemia.

## 2. Metodología

Se administró el instrumento ERE empleando un cuestionario elaborado en Google Formularios, entre julio y septiembre de 2022, correspondiéndose con la versión empleada por Hermosa (2021) y revisada en estilo y contenido para su verificación morfosintáctica al contexto cultural de la República Dominicana. Comprendía 10 *items* y un gradiente de opciones de respuesta politómico de cinco (5) alternativas dada la naturaleza ordinal de la medida. De acuerdo con Bandalos y Finney (2010), cuando los *items* a analizar son politómicos (tipo *Likert*), la recomendación que permite una aproximación adecuada al supuesto de continuidad es utilizar *items* con al menos cinco alternativas de respuesta y con distribuciones aproximadamente normales.

Se seleccionó una muestra aleatoria de  $N = 184$  estudiantes universitarios de una universidad privada en República Dominicana, muestra que ofrece representatividad en cuanto a edad, nivel educativo y acceso a *internet* de la población general de universitarios dominicanos y dada la heterogeneidad socioeconómica de los estudiantes matriculados en la institución de adscripción, además de ser relevante por las decisiones cruciales que enfrentaban y la incertidumbre económica que vivían los jóvenes para el momento de la recolección de la data. Se siguió el siguiente procedimiento:

- 1) Análisis de las características sociodemográficas.
- 2) Cálculo de la prueba KMO y el índice de *Bartlett* a fin de establecer la conveniencia de realizar la reducción de dimensiones del instrumento.
- 3) Identificación de las evidencias de validez relacionada con la estructura interna, a través del análisis factorial exploratorio con parámetros de factorización de máxima

verosimilitud y rotación *Oblimin* directo.

4) Contrastación de autovalores (1) empíricos de cada modelo con el modelo teórico de Lautenschlager (1989), en tanto el autovalor medio de matrices de correlación aleatoria esperado, suponiendo independencia, para un instrumento de  $P = 10$  (número de variables) y una muestra de  $N = 200$ , hallado en simulaciones Monte Carlo, arroja una estimación mínima que el autovalor empírico hallado debe igualar o superar.

5) Observación de gráficos de sedimentación y verificación con el paso 4.

6) Estimación de índices de ajuste absoluto, incremental y de parsimonia para modelo factorial confirmatorio según las dimensiones obtenidas.

7) Estimación de la confiabilidad por consistencia interna ( $\alpha$ ) de la escala final. Se

emplearon los programas de cómputo SPSS 23, *Statistica* 7.0 y Amos 16.

### 3. Resultados y discusión

#### 3.1. Caracterización de la muestra de participantes

La Tabla 1, muestra algunas de las características sociodemográficas de los participantes. Se observa que, para el momento de la recolección de la data, del total de estudiantes evaluados ( $N = 184$ ), su composición fue de un 69,6% mujeres; jóvenes con 21 años o menos (67,9%) y solteros (92,4%), que viven con sus familias (87,5%) y sin hijos (95,1%).

**Tabla 1**  
**Características sociodemográficas de la muestra de estudio**

Variable		fi	%
Género	Masculino	55	29,9
	Femenino	128	69,6
	Prefiere no decirlo	1	0,005
	<i>N</i>	184	
Edad	Igual o menor a 21 años	125	67,9
	Entre 22 y 30 años	54	29,3
	Entre 31 y 40 años	3	1,6
	Igual o mayor a 41 años	2	1,1
Estado Civil	Soltero/a	170	92,4
	Unión libre	8	4,3
	Casado/a	6	3,3
Con quien vive	Familia	161	87,5
	Solo/a	16	8,7
	Pareja	7	3,8
Hijos	Si tiene	9	4,9
	No tiene	175	95,1
Nivel actual en el programa de estudios			
	Iniciando (primeros dos años)	70	38,0
	En la mitad	28	15,2

**Cont... Tabla 1**

	Finalizando (últimos dos años)	78	42,4
	Esperando acto de graduación	8	4,3
Contagio COVID-19	Si	83	45,1
	No	101	54,9
Trabajo actual	Tiempo completo	31	16,8
	Tiempo parcial	31	16,8
	Eventualmente	10	5,4
	No trabaja actualmente	112	60,9
Ingreso mensual (RD\$)	Menos de 25000	40	21,7
	Entre 25000 y 50000	29	15,8
	Entre 50001 y 75000	3	1,6
	Entre 75001 y 100000	1	0,5
	Más de 100000	2	1,1
	No recibe ingreso mensual	109	59,2

Fuente: Elaboración propia, 2024.

Así mismo, 41,5% se había contagiado de COVID al menos una vez, más de la mitad (53,2%) cursaban los primeros tres años de los programas de estudio; mientras que solo el 16,8% tenía un trabajo a tiempo completo, de tal forma que un 37,5% percibía ingresos de hasta 50 mil R.D. pesos o menos<sup>(1)</sup>.

### 3.2. Evidencia de validez relacionada con la estructura interna

Para KMO se obtuvo un valor de 0.752, alto (~ 0.80, aunque la literatura reporta valores satisfactorios realmente a partir de 0.80) (Lloret-Segura et al., 2014). La prueba

de esfericidad resulta significativa ( $p = 0.000$ ); se consideraron óptimos ambos valores para el análisis factorial en tanto los datos resultan satisfactorios.

La verificación de la homogeneidad de varianzas (ver Tabla 2) para las distribuciones de puntajes de hombres y mujeres se estimó a través del estadístico de *Levene*, el cual resulta no significativo ( $W = 0.039$ ,  $p = 0.844$ ) y empleando ANOVA con valores de varianza intra e inter grupos sin significación estadística,  $F(1, 181) = 2.985$ ,  $p = 0.086$ . Estos valores indican claramente invarianza entre géneros para propósitos de los índices de validación a estimar.

**Tabla 2**

### Verificación de homogeneidad de varianzas para los grupos de hombres (N = 55) y mujeres (N = 128) de la muestra del estudio y de normalidad multivariable

Prueba	g.l.	Estadístico	p	Error tip.
<i>W</i>	1,181	0.039	0.844	
<i>F</i>	1,181	0.086	0.086	
<i>As</i>		-0.044		0.180
<i>K</i>		-0.419		0.357

Fuente: Elaboración propia, 2024.

### 3.3. Modelo de Análisis Factorial Exploratorio (AFE) inicial

Se procedió a estimar el modelo factorial, tomando en cuenta la distribución total de puntajes para  $P = 10$  variables (*ítems*). Las comunales para el modelo (extracción) no impresionan satisfactorias; las reportadas resultan en valores entre bajos y medios en su mayoría, siendo las peor explicadas las correspondientes a los *ítems* 2, 4, 5 y 8 ( $< 0.30$ ). *Ítems* con comunales  $< 0.5$  pero  $\geq 0.30$  resultan ser 1, 3, 7 y 8. Solo los *ítems* 6 y 9 reportan una comunalidad estimada de 0.519

y 0.586, respectivamente.

Sin embargo, se observan correlaciones entre variables que pueden sugerir la existencia de más de un factor; en efecto, un grupo de *ítems* muestra correlaciones positivas, directas y significativas ( $p \leq 0.05$ ) que oscilan entre 0.108 y 0.633 (el caso de  $r_{19}$  y  $r_{910}$ ), oscilando la mayoría en valores medio-bajos; mientras que, de otro lado, también se observan valores inversos y significativos de correlación que oscilan entre -0.121 y -0.376 (el caso de  $r_{24}$  y  $r_{12}$ ). Lo anterior puede apreciarse más detalladamente en la Tabla 3, a continuación.

**Tabla 3**  
**Estadísticos descriptivos, correlación entre ítems y comunales para la escala total (P = 10, N = 184)**

	Descriptivos		Correlación										C	E
	M	DT	Ítem1	Ítem2	Ítem3	Ítem4	Ítem5	Ítem6	Ítem7	Ítem8	Ítem9	Ítem10		
Ítem 1	2.467	1.205	1.000	-0.376*	0.324*	0.235*	0.055	0.510*	0.305*	0.299*	0.108*	0.188*	0.347	0.517
Ítem 2	3.402	1.298	-	1.000	-0.275*	-0.121	0.049	-0.275*	-0.185*	-0.185*	-0.129*	-0.202*	0.184	0.254
Ítem 3	3.266	1.206	-	-	1.000	0.321*	0.189*	0.521*	0.315*	0.396*	0.224*	0.448*	0.410	0.464
Ítem 4	2.571	1.369	-	-	-	1.000	0.220*	0.406*	0.212*	0.279*	0.127*	0.157*	0.224	0.320
Ítem 5	3.462	1.187	-	-	-	-	1.000	0.174*	0.049	0.144*	0.083	0.014	0.107	0.213
Ítem 6	2.734	1.289	-	-	-	-	-	1.000	0.431*	0.335*	0.059	0.349*	0.519	0.633
Ítem 7	3.201	1.110	-	-	-	-	-	-	1.000	0.313*	0.276*	0.475*	0.326	0.336
Ítem 8	3.190	1.117	-	-	-	-	-	-	-	1.000	0.197*	0.313*	0.242	0.262
Ítem 9	3.522	1.263	-	-	-	-	-	-	-	-	1.000	0.633*	0.586	0.999
Ítem 10	3.353	1.293	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1.000	0.457	0.412
Escala Total	31.17	6.248	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

**Nota:** C: Comunalidad; E: Extracción;  $p \leq 0.05$ .

**Fuente:** Elaboración propia, 2024.

No obstante, las proporciones de varianza explicada y los autovalores estimados (ver Tabla 4) muestran que un modelo de dos factores para la totalidad de los *ítems* explica  $\sigma^2_{x1} \leq 50\%$  y al contrastar con el criterio de Lautenschlager (1989), que evita

la comparación solo con la solución *Kaiser* de seleccionar automáticamente factores con  $\lambda_1 > 1$ , se observa que los dos primeros factores extraídos superan el valor teórico esperado ( $\lambda_1 = 1.366, \lambda_2 = 1.249$ ).

**Tabla 4**  
**Varianza explicada del instrumento ERE para modelo de dos factores (P = 10, N = 184)**

Factor	Total	Autovalores iniciales ( $\lambda_i$ )		
		Criterio de Lautenschlager <sup>(1)</sup>	% Varianza	% Varianza Acumulada
1	3.441	$\lambda_1 = 1.366$	34.411	34.411
2	1.359	$\lambda_2 = 1.249$	13.587	47.998
3	1.159	$\lambda_3 = 1.161$	11.589	59.587
4	0.798	$\lambda_4 = 1.087$	7.984	67.571
5	0.714	$\lambda_5 = 1.021$	7.139	74.710
6	0.706			
7	0.640			
8	0.563			
9	0.368			
10	0.251			

**Nota:** <sup>(1)</sup> P = 10; N = 200. Lautenschlager (1989), refiere aproximación al  $N$  superior para valores  $\geq 60\%$  del intervalo muestral estimado ( $N = 184$ ). Se omiten cargas factoriales  $\leq 0.40$ .

**Fuente:** Elaboración propia, 2024.

Esta solución para  $P = 10$  arroja un factor que agrupa a los *ítems* 7, 9 y 10; y un segundo factor que agrupa a los *ítems* 1, 3, 4 y 6; los *ítems* 2, 5 y 8 no tienen saturaciones suficientes para incluirse.

La configuración de las matrices no resulta del todo clara para este modelo factorial

inicial (ver Tabla 5). Tanto las matrices de configuración como de estructura arrojan *ítems* con cargas inversas (*ítem* 2), así como valores mayores a la unidad (*ítem* 10) y también *ítems* que cargan en más de un factor (*ítems* 3, 7, 9 y 10 en la matriz factorial, *ítems* 3, 6 y 7 en la matriz de estructura).

**Tabla 5**  
**Matrices resultantes para P = 10, N = 184**

Ítem	Matriz Factorial		Matriz de Configuración			Matriz de Estructura		
	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1		0.628		0.737			0.713	
2				-0.518			-0.492	
3	0.449	0.491				0.461	0.510	0.528
4		0.464			0.494			0.546
5					0.491			0.442
6		0.714		0.559			0.707	0.574
7	0.476	0.628				0.479	0.466	
8								0.401
9	0.633	0.491	0.680			0.632		
10	0.999	0.464	1.003			0.999		

$r_{12} = 0.373$ ;  $r_{13} = 0.237$ ;  $r_{23} = 0.331$

**Fuente:** Elaboración propia, 2024.

De hecho, la matriz factorial muestra dos factores y las restantes se organizan en tres; además, la matriz de configuración muestra dos marcadores para el factor 1 y el factor 3, lo que viola la convención de al menos tres marcadores por factor bajo el supuesto de que no están correlacionados (efectivamente existe correlación entre los tres factores, aunque de baja magnitud). Esto dificulta esencialmente la interpretación de este modelo y amerita la continuación de los análisis para variables reducidas. A partir de la consideración de las communalidades reportadas, en conjunto con las cargas que aportan las matrices estimadas, resultó conveniente reducir la longitud de la escala seleccionando los *ítems* que mayor prospecto sugerían.

### 3.4. Modelo AFE de variables reducidas

Considerando la interacción que teóricamente existe entre el tamaño muestral, el número de *ítems* que se asocian en cada factor, la homogeneidad de la muestra y las communalidades estimadas, se procedió

a realizar una nueva reducción de datos, estimando un modelo AFE que contiene los *ítems* con mayor comunalidad identificada en el análisis preliminar. Así, las variables a considerar fueron los *ítems* 1, 3, 6, 7, 9 y 10 ( $P = 6$ ) que muestran communalidades que oscilan entre 0.326 y 0.586, descartándose el resto dado que presentan valores  $< 0.30$  en este parámetro. Estos *ítems* tienen correlaciones positivas y significativas con coeficientes de nivel medio y bajo que oscilan entre 0.108 ( $r_{19}$ ) y 0.633 ( $r_{910}$ ), excepto en el caso de la correlación entre los *ítems* 6 y 9 ( $r_{69} = 0.059$ ), que es baja y no resulta significativa.

En este AFE, el resultado muestra valores  $As = -0.132$  y  $K = -0.443$ , con ajuste normal,  $KMO = 0.691$ , que puede considerarse apropiado considerando que en la literatura muchos autores toman como valor mínimo de adecuación  $KMO = 0.50$  (Méndez y Rondón, 2012) y coeficiente de *Bartlett* significativo ( $p = 0.000$ ), lo que sugiere adecuación para el análisis factorial. Las Tablas 6, 7 y 8, presentan las estimaciones realizadas. En este modelo (ver Tabla 6), las communalidades del conjunto de *ítems* siguen oscilando en un rango medio-bajo, siendo la variabilidad peor explicada la del *ítem* 1 (0.199).

**Tabla 6**  
**Estadísticos descriptivos, correlación entre ítems y communalidades para la escala reducida (P = 6, N = 184)**

Ítems	Descriptivos		Correlación						C	E
	M	DT	Ítem1	Ítem3	Ítem6	Ítem7	Ítem9	Ítem10		
Ítem1	2.467	1.205	1.000	0.324*	0.510*	0.305*	0.108*	0.188*	0.282	0.199
Ítem3	3.266	1.206	-	1.000	0.521*	0.315*	0.224*	0.448*	0.356	0.393
Ítem 6	2.734	1.289	-	-	1.000	0.431*	0.059	0.349*	0.474	0.372
Ítem 7	3.201	1.110	-	-	-	1.000	0.276*	0.475*	0.316	0.383
Ítem 9	3.522	1.263	-	-	-	-	1.000	0.633*	0.437	0.250
Ítem 10	3.353	1.293	-	-	-	-	-	1.000	0.569	0.546
Escala Total	18.546	4.965	-	-	-	-	-	-	-	-

**Nota:** \*: C: Comunalidad; E: Extracción;  $p \leq 0.05$ .

**Fuente:** Elaboración propia, 2024.

La Tabla 7 de varianza explicada, muestra la posible existencia de dos factores explicativos de la varianza del instrumento. Los autovalores estimados para el primer y

segundo componente, contrastando con el criterio de Lautenschlager (1989) para  $P = 5$  y  $N = 200$ , superan el criterio estimado en simulación Monte Carlo.

**Tabla 7**  
**Varianza explicada por los reactivos del instrumento ERE para modelo de variables reducidas ( $P = 6, N = 184$ )**

Factor	Total	Autovalores iniciales ( $I_i$ )		
		Criterio de Lautenschlager <sup>(1)</sup>	% Varianza	% Varianza Acumulada
1	2.755	$I_1 = 1.201$	45.912	45.912
2	1.258	$I_2 = 1.086$	20.974	66.886
3	0.686	$I_3 = 0.993$	11.437	78.332
4	0.641	$I_4 = 0.912$	10.689	89.011
5	0.384	$I_5 = 0.809$	6.395	95.406
6	0.276	-	4.594	100

**Nota:** <sup>(1)</sup>  $P = 6; N = 200$ . Lautenschlager (1989) refiere aproximación al  $N$  superior para valores  $\geq 60\%$  del intervalo muestral estimado ( $N = 184$ ). Se omiten cargas factoriales  $\leq 0.40$ .

**Fuente:** Elaboración propia, 2024.

Las proporciones de varianza explicada para la escala reducida ( $P = 6$ ) explica una  $\sigma^2 \geq 66\%$ . Esta solución arroja un factor ( $I_1$ ) que agrupa a los *items* 3, 7, 9 y 10; y un segundo factor que agrupa a los *items* 1 y 6. Los resultados discrepan del modelo resultante de Hermosa (2021).

De otro lado, la Tabla 8 muestra la comparación entre las matrices resultantes, observándose que el modelo deriva en una configuración bifactorial más apropiadamente interpretable en tanto todas las saturaciones de varianza explicada por cada *item* oscilan entre 0.416 y 0.921, en el caso de la matriz factorial.

**Tabla 8**  
**Matrices resultantes para  $P = 10, N = 184$**

Ítem	Matriz Factorial		Matriz de Configuración		Matriz de Estructura	
	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2
1		0.416		0.561		0.539
3	0.564			0.501		0.578
6		0.722		0.976		0.938
7	0.558			0.386		0.493
9	0.565		0.711		0.676	
10	0.921		0.904		0.956	

$r_{12} = 0.345$

**Fuente:** Elaboración propia, 2024.

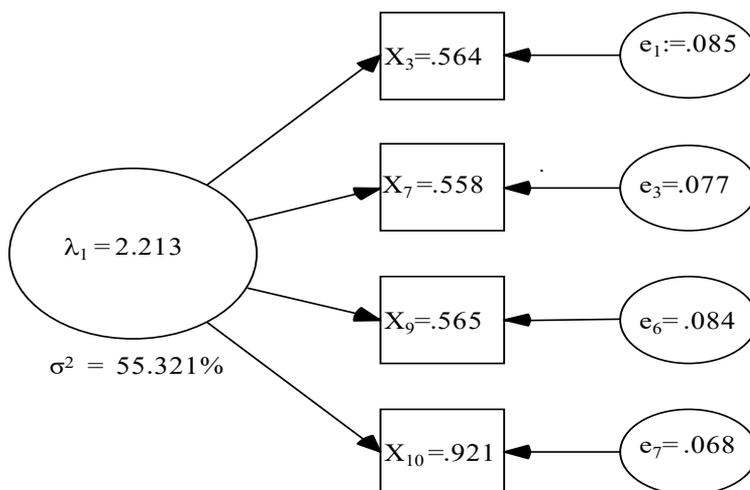
Las correlaciones entre las variables y los factores que se muestran en las matrices de configuración y de estructura, indican que en efecto pueden existir dos dimensiones subyacentes en el modelo de medida, siendo los coeficientes de la matriz de estructura de nivel medio y alto para ambas variables latentes subyacentes (factores 1 y 2), lo cual es corroborado por los coeficientes expuestos en la matriz de configuración.

A pesar de lo anterior, la observación de la extracción de las communalidades en este modelo de variables reducidas indica que la varianza peor explicada se corresponde con el ítem 1 (0.199), lo cual amerita su eliminación del análisis posterior. En consecuencia, el factor 1 quedaría compuesto por un solo marcador (ítem 6), lo cual resulta inaceptable para propósitos de estructura métrica, por lo que se decidió prescindir de dicho factor y pasar al contraste de un modelo confirmatorio de una sola dimensión de  $P = 4$  compuesto por las variables 3, 7, 9 y 10 del instrumento original que resultase adecuadamente interpretable.

KMO de esta nueva reducción de datos resulta en 0.641, dentro de los límites aceptables, con indicador de Bartlett significativo ( $p = 0.000$ ) y varianza explicada por el factor único de  $\sigma^2 = 55,321\%$   $\lambda_1 = 2.213$  y contrastando con Lautenschlager (1989) para  $P = 5$  y  $N = 200$  de  $\lambda_1 = 1.201$ , el autovalor estimado resultó satisfactorio y las cargas factoriales se ubicaron para el ítem 3 = 0.564, ítem 7 = 0.558, ítem 9 = 0.565 e ítem 10 = 0.921, con communalidades superiores a 0.40, concluyéndose que un solo factor resultaría óptimo para la escala.

### 3.5. Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Se contrastó el nuevo modelo teórico (ver Figura I) empleando AFC para la escala de variables reducidas ( $P = 4$ ) de solo un factor. Para este análisis se estimaron índices de ajuste absoluto, incremental y de parsimonia.



Fuente: Elaboración propia, 2024.

**Figura I: Modelo teórico resultante de AFC unidimensional con  $P = 4$**

Correa (2007), resume el significado y la lógica de cada uno de los índices de ajuste en AFC:

1) Los índices de ajuste absoluto indican la medida en que los datos de una muestra definida pueden considerarse adecuados a la especificación de un modelo teórico propuesto; es decir, el grado de acuerdo entre el modelo propuesto y el modelo estadístico efectivamente calculado.

2) Los índices de ajuste incremental evalúan el aumento obtenido en el ajuste de un modelo al compararse con otros modelos similares.

3) Los índices de ajuste de parsimonia

permiten comparar, con base en los grados de libertad resultante de cada modelo que se contrasta, si dos modelos coinciden igualmente bien con las relaciones observadas entre las variables, siendo el modelo más sencillo el modelo “cierto” y, por tanto, el más fácil de replicar.

Hu y Bentler (1995), ya recomendaban emplear múltiples índices de ajuste para interpretar la calidad de modelos de ecuaciones estructurales. Los índices específicos de cada clase estimados, valores resultantes y los valores teóricos de referencia para el modelo confirmatorio pueden observarse en la Tabla 9.

**Tabla 9**

**Índices de ajuste para el modelo factorial confirmatorio de un solo factor y P = 4**

Tipo de Ajuste	Índice	Acrónimo	Valor obtenido	Valor óptimo
Absoluto	Chi-cuadrado	$\chi^2$	4.576	$\geq 0; \leq 2$
	Chi-Cuadrado relativo (PCMIN)	$\chi^2/G.L.$	2.288	$\geq 0; < 3$
	Error de aproximación de la raíz media cuadrática	RMSEA	0.085 [90% IC: 0.0 - 0.189]	$\geq 0; < 0.05$
Incremental	Índice de bondad de ajuste	GFI	0.987	$\geq 0.95; \leq 1$
	Índice de ajuste comparado	CFI	0.986	$\geq 0.95; \leq 1$
	Índice de ajuste normado	NFI	0.975	$\geq 0.95; \leq 1$
Parsimonia	Criterio de información AKAIKE	AIC	0.112	pequeño ~ 0
	Índice ajustado de bondad de ajuste	AGFI	0.937	$\geq 0.90$

**Fuente:** Elaboración propia, 2024.

El modelo AFC resultante muestra un ajuste convenientemente satisfactorio de estructura factorial empleando solo los ítems 3, 7, 9 y 10 como componentes de un único factor. En su mayoría, los índices de ajuste resultan óptimos, en el rango esperado, salvo por el valor de RMSEA que no resulta óptimo, pero sí satisfactorio o “bueno”, discretamente superior a lo esperado, obteniéndose un valor aceptable de acuerdo a lo planteado por Brown y Cudeck (1992), en tanto el intervalo  $0.05 \geq RMSEA \leq 0.08$  puede considerarse “un razonable error de aproximación, puesto que el criterio más aceptado de  $0 \geq RMSEA < .05$  está

basado realmente en un consenso subjetivo y por tanto no puede considerarse infalible” (p. 239); y el valor de  $\chi^2$  que es discretamente mayor a lo esperado.

Normalmente, se espera que la consideración de varios índices de ajuste que coincidan en los valores esperados fuera suficiente para confirmar el modelo y, por tanto, dar cuenta de la validación del constructo. En este caso, los índices de ajuste incremental y de parsimonia estimados se encuentran en valores óptimos, así como, al menos, uno de los tres índices de ajuste absoluto estimado (PCMIN). En consecuencia, estos índices y sus valores

se consideran suficientes para soportar que los resultados psicométricos de la escala reducida

sean satisfactorios. La Tabla 10, muestra la configuración final de *ítems* del AFC.

**Tabla 10**  
**Configuración final de la escala experimental de resiliencia económica para P = 4, N = 184 con estudiantes universitarios de República Dominicana.**

<i>Ítem</i>	Contenido
3	...sé cómo puedo solucionar mis problemas económicos.
7	...confío fuertemente en mis capacidades emprendedoras.
9	...soy bueno para ahorrar.
10	...me resulta fácil planificar mis finanzas personales.

Fuente: Elaboración propia, 2024.

### 3.6. Análisis de confiabilidad

Finalmente, se procedió a realizar la estimación del coeficiente de confiabilidad del instrumento como medida de su consistencia interna. El valor resultante fue alto ( $\alpha = 0.726$ ), a pesar de que la longitud de la escala original había sido reducida en un 60%, y garantiza la fiabilidad de la escala y la estabilidad de la medida, siendo este valor mayor al de la escala original de Hermosa (2021).

La escala experimental de medición del constructo resiliencia económica mostró un comportamiento complejo para su análisis, lo que ameritó tomar decisiones que afectaron la longitud original de la misma. Las decisiones tomadas para los análisis se orientaron en el procedimiento empleado por Hermosa (2021), quien debió también reducir la escala. Sin embargo, la configuración final de variables no resulta similar entre la versión final reportada por dicho investigador y la configuración final de variables que se confirmó en el presente reporte. Los valores que se han obtenido aquí coinciden solo en la configuración de cuatro variables o marcadores para una solución

de factor único, pero con mejores índices de varianza explicada del factor ( $\sigma^2_{x1} = 55.321$  y  $\alpha = 0.726$ ).

De otro lado, la versión que fue reportada en la investigación de Hermosa (2021) no incluyó índices de ajuste, puesto que los mismos se estimaron para la escala RSA completa en diferentes configuraciones factoriales, por lo que no es posible comparar los índices de ajuste aquí obtenidos de la escala experimental con la investigación original.

Pese a ello, un dato de interés adicional es que las saturaciones factoriales de los marcadores o variables (*ítems*) seleccionados en la primera investigación como componentes del factor, arrojan valores menores a los que se han reportado aquí (de hecho, una variable obtiene saturación  $< 0.40$ ), salvo en una sola de ellas, pero en todos los casos con menores estimaciones de error (ver Tabla 11), por lo que los resultados actuales muestran una mejor configuración de variables que efectivamente se ajustan a un modelo confirmatorio unifactorial para el constructo resiliencia económica en mejor medida que la escala experimental reportada originalmente.

**Tabla 11**  
**Contraste entre versiones de la subescala de dimensión económica (original vs. actual)**

Dimensión económica: ítems (Hermosa-Vega 2021)	Saturación factorial	error	Dimensión económica: ítems (Actual)	Saturación factorial	error
1 (Autonomía)	0.480	0.230	3 (Prob. Econó.)	0.564	0.085
3 (Prob. Econó.)	0.650	0.430	7 (Confía Cap. Emprende.)	0.558	0.077
4 (Pérd. Ingres.)	0.490	0.240	9 (Bueno Ahorr.)	0.565	0.084
6 (Fac. Nue. Trabajo)	0.350	0.120	10 (Fac. Plan. Finanzas)	0.921	0.068
$\alpha = 0.58$			$\alpha = 0.726$		

Fuente: Elaboración propia, 2024.

Adicionalmente, es importante considerar las posibles adaptaciones del instrumento a otros grupos o contextos. La ERE podría ser útil en diferentes entornos culturales y socioeconómicos, así como en otras poblaciones, como profesionales, emprendedores y comunidades vulnerables. Futuros estudios podrían explorar estas adaptaciones y evaluar la validez y fiabilidad de la escala en distintos contextos, contribuyendo así a la generalización y robustez del instrumento.

## Conclusiones

La investigación efectuada se planteó como objetivo examinar las evidencias de validez de construcción de una escala experimental de resiliencia económica en una muestra de estudiantes universitarios de República Dominicana. Los resultados permiten concluir a favor de un modelo unifactorial de medida compuesto por cuatro marcadores para el factor resiliencia económica ( $P = 4$  ítems) correspondientes a los factores protectores que permiten a un ente social individual resistir y adaptarse a las fuerzas del cambio o el impacto de un evento adverso, disminuir la crisis a lo largo del tiempo mediante las opciones económicas de las que disponga y recuperar su estado económico anterior a la crisis.

Los índices de ajuste incremental y de

parsimonia del modelo confirmatorio resultan óptimos y los índices de ajuste absoluto pueden considerarse buenos. Es decir, las propiedades psicométricas estimadas para la escala experimental favorecen su empleo para medir la resiliencia económica en estudiantes universitarios de República Dominicana y como herramienta para el diagnóstico de dicha variable con miras a la formulación de programas de asesoramiento o para la toma de decisiones en política pública, en tanto se trata de un instrumento confiable y válido para tales propósitos.

En futuras investigaciones, sería valioso explorar la adaptación de la ERE a otros grupos y contextos, dado que esta investigación consideró una muestra procedente de un único entorno universitario de naturaleza privada y de tamaño reducido. Evaluar la aplicabilidad del instrumento en diferentes poblaciones y escenarios socioeconómicos permitirá expandir su uso y validar su eficacia de manera más amplia, contribuyendo al desarrollo de intervenciones y políticas que promuevan la resiliencia económica en diversas comunidades.

## Notas

<sup>1</sup> Al utilizar el promedio ponderado, el valor del salario mínimo es de RD\$ 17,873.00, equivalente a US\$ 318.00 para el momento de la toma de datos.

## Referencias bibliográficas

- Allcott, H., Boxell, L., Conway, J., Gentzkow, M., Thaler, M., y Yang, D. (2020). Polarization and public health: Partisan differences in social distancing during the coronavirus pandemic. *Journal of Public Economic*, 191, 104254. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104254>
- Bandalos, D. L., y Finney, S. J. (2010). Factor Analysis: Exploratory and Confirmatory. In G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *Reviewer's guide to quantitative methods* (pp.98-122). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315755649-8>
- Bartik, A. W., Bertrand, M., Cullen, Z. B., Glaeser, E. L., Luca, M., y Stanton, C. T. (2020). *How are small businesses adjusting to COVID-19? early evidence from a survey*. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, 26989. <https://doi.org/10.3386/w26989>
- Boscán, M. (2022). Editorial. Resiliencia en la Revista de Ciencias Sociales (Ve), durante su larga trayectoria de aciertos y desafíos.... *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVIII(4), 11-15. <https://doi.org/10.31876/rcs.v28i4.39111>
- Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N., y Vella, S. (2009). Economic vulnerability and resilience: Concepts and Measurements. *Oxford Development Studies*, 37(3), 229-247. <https://doi.org/10.1080/13600810903089893>
- Brown, M. W., y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Correa, J. C. (2007). Modelos de ecuaciones estructurales: operaciones y conceptos básicos. *Analogías del Comportamiento*, (9), 61-87. <https://revistasenlinea.saber.ucab.edu.ve/index.php/analogias/article/view/4937>
- Fortsythe, E., Kahn, L. B., Lange, F., y Wiczer, D. G. (2020). Labor demand in the time of COVID-19: Evidence from vacancy postings and UI claims. *Journal of Public Economic*, 189, 104238. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104238>
- Friborg, O., Hjemdal, O., Rosenvinge, J. H., y Martinussen, M. (2003). A new rating scale for adult resilience: What are the central protective resources behind healthy adjustment? *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 12(2), 65-76. <https://doi.org/10.1002/mpr.143>
- García-Sánchez, A., y Montes-Luna, M. (2022). Resiliencia económica de las regiones españolas ante la crisis financiera de 2008. *Revista de Estudios Empresariales*, (1), 4-22. <https://doi.org/10.17561/ree.n1.2022.6518>
- Gunderson, L. H., y Holling, C. S. (Eds.) (2002). *Panarchy: Understanding Transformations in Systems of Human and Nature*. Island Press.
- Hallegatte, S. (2014). *Economic resilience: Definition and measurement*. World Bank Policy Research Working Paper No. 6852. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/350411468149663792/pdf/WPS6852.pdf>
- Hermosa, G. G. (2021). *La resiliencia socio económica en estudiantes universitarios de Ecuador ante el impacto del COVID-19* [Tesis de maestría, Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, FLACSO Ecuador]. <https://repositorio.flacsoandes.edu.ec/handle/10469/17616>
- Hermosa-Vega, G., Herrera-Enríquez, G., y Jácome, H. (2022). An analysis

- of the socioeconomic resilience of Ecuadorian university students against SARS-CoV2: The development and validation of a measurement instrument. In M. Botto-Tobar, H. Cruz, A. Díaz y B. Durakovic. (Eds.), *Emerging Research in Intelligent Systems. CIT 2021. Lecture Notes in Networks and Systems* (Vol. 406; pp. 145-160). Springer. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-96046-9\\_11](https://doi.org/10.1007/978-3-030-96046-9_11)
- Hernández, A. C. (2022). *Informe de política sobre el fomento de la resiliencia económica urbana durante la pandemia de COVID-19 y en el periodo pospandemia en Santo Domingo*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). <https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/47829/1/S2200056.es.pdf>
- Holling, C. S. (1986). The Resilience of terrestrial ecosystems: Local surprise and global change. In W. C. Clark y R. E. Munn (Eds.), *Sustainable Development of the Biosphere* (pp. 292-317). Cambridge University.
- Hu, L.-T., y Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). Sage Publications, Inc.
- Instituto Internacional de la UNESCO para la Educación Superior en América Latina y el Caribe - IESALC (2020). *COVID-19 y educación superior: De los efectos inmediatos al día después. Análisis de impactos, respuestas políticas y recomendaciones*. IESALC-UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000375125>
- Lautenschlager, G. J. (1989). A comparison of alternatives to conducting Monte Carlo analyses for determining parallel analysis criteria. *Multivariate Behavioral Research*, 24(3), 365-395. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2403\\_6](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2403_6)
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Maloney, W., y Taskin, T. (2020). *Determinants of social distancing and economic activity during COVID-19: A global view*. World Bank. Policy Research Working Paper No. 9242. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-9242>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified approach*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc. <https://doi.org/10.4324/9781410601087>
- Méndez, C., y Rondón, M. A. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(1), 197-207. [https://doi.org/10.1016/S0034-7450\(14\)60077-9](https://doi.org/10.1016/S0034-7450(14)60077-9)
- Ortiz-Fajardo, H. A., y Erazo-Álvarez, C. A. (2021). Resiliencia empresarial en tiempos de pandemia: Retos y desafíos de las microempresas. *Revista Arbitrada Interdisciplinaria Koinonía*, 6(12), 366-398.
- Otegui, S., Calá, C. D., y Belmartino, A. (2022). Economic resilience in Argentina: Recoverability and specialization profiles of local labor markets (1996-2015). *Economía, Sociedad y Territorio*, 22(69), 339-365. <https://doi.org/10.22136/est20221746>
- Reggiani, A., De Graaff, T., y Nijkamp, P. (2002). Resilience: An evolutionary approach to spatial economic systems. *Networks and Spatial Economics*, 2(2), 211-229. <https://doi.org/10.1023/A:1015377515690>

- Rogel, E. M., y Urquizo, J. I. (2019). Aproximación teórica a la resiliencia en las organizaciones financieras. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXV(2), 112-119. <https://produccioncientificaluz.org/index.php/rcs/article/view/27340>
- Saldarriaga, O., Ledesma, M. J., Malpartida, J. N., y Diaz, J. R. (2022). Resiliencia docente en las escuelas públicas de Lima Metropolitana – Perú. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVIII(1), 261-274. <https://doi.org/10.31876/rcs.v28i1.37690>
- Samán, S. N., Mendoza, W. I., Miranda, M. D. P., y Esparza, R. M. (2022). Resiliencia y competitividad empresarial: Una revisión sistemática, período 2011–2021. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVIII(3), 306-37. <https://doi.org/10.31876/rcs.v28i3.38476>
- Vargas, W. C., y García, M. (2021). Resiliencia, comprensión psicosocial para los pospenados del Instituto Nacional Penitenciario y Carcelario en Colombia. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVII(E-3), 151-167. <https://doi.org/10.31876/rcs.v27i.36499>
- Villamarin, W., Arteaga, R., Álvarez, C., y Mero, U. (2020). Resiliencia empresarial: Su incidencia en el desarrollo socioeconómico de la provincia de Manabí – Ecuador. *Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana*, 18(10). <https://ojs.observatoriolatinoamericano.com/ojs/index.php/olel/article/view/64>