Escala de Regulación Emocional
RE-MESACTS
Resultados del proceso de validación psicométrica en seis países de América Latina

MESACTS

MESA REGIONAL DE COOPERACION TECNICA SOBRE COMPETENCIAS TRANSVERSALES Y SOCIOEMOCIONALES

Escala de Regulación Emocional

RE-MESACTS

Resultados del proceso de validación psicométrica en seis países de América Latina

EDITOR

Mesa Regional de Cooperación Técnica sobre Competencias Transversales y Socioemocionales – MESACTS

DIAGRAMACIÓN Y DISEÑO

Yurani Montoya Escobar

IMPRESIÓN

SEXION 22 SAS

Editor

Mesa Regional de Cooperación Técnica sobre Competencias Transversales y Socioemocionales – MESACTS

© CISP, febrero 2020

ISBN: 978-88-99592-05-9

Organización responsable de la elaboración del informe

Comité Internacional para el Desarrollo de los Pueblos (CISP)

Autores del informe

Paolo Raciti
Investigador del Instituto Nacional para el Análisis de las Políticas Públicas (INAPP) de Italia y asesor de proyecto del Comité Internacional para el Desarrollo de los Pueblos (CISP)

Paloma Vivaldi Vera
Investigadora del Instituto Nacional para el Análisis de las Políticas Públicas (INAPP) de Italia y asesora de proyecto del Comité Internacional para el Desarrollo de los Pueblos (CISP)

Miembros del Grupo Técnico autor de la escala RE-MESACTS

Silvina Alegre
Unidad de Evaluación Integral de la Calidad y Equidad Educativa – UEICEE, Ministerio de Educación, Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires, Argentina

Diego Cuevasanta
Instituto Nacional de Evaluación Educativa – INEED, Uruguay

Micaela Finoli
Unidad de Evaluación Integral de la Calidad y Equidad Educativa – UEICEE, Ministerio de Educación, Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires, Argentina

María Isidora Mena
Pontificia Universidad Católica de Chile – Valoras

José María Ñanco
Fundación SES, Argentina

Ernesto País
Unidad de Evaluación Integral de la Calidad y Equidad Educativa – UEICEE, Ministerio de Educación, Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires, Argentina

María Eugenia Panizza
Instituto Nacional de Evaluación Educativa – INEED, Uruguay

Paolo Raciti
Instituto Nacional para el Análisis de las Políticas Públicas – INAPP, Italia, y *Comité Internacional para el Desarrollo de los Pueblos – CISP, Italia*

Ana Teresa Recalde Correa
Ministerio de Educación – Paraguay

Sindy Marcela Simbaqueva Medina
Departamento Nacional de Planeación – Colombia

Paloma Vivaldi Vera
Instituto Nacional para el Análisis de las Políticas Públicas – INAPP, Italia, y *Comitato Internacional para el Desarrollo de los Pueblos – CISP, Italia*

SUMARIO

El estudio presenta el resultado de la validación psicométrica de la escala para la evaluación de la Regulación Emocional construida en América Latina por la Mesa Regional de Cooperación Técnica sobre Competencias Técnicas y Socioemocionales **(MESACTS)**. La validación ha sido realizada contextualmente en seis países (Argentina, Chile, Colombia, El Salvador, Paraguay y Uruguay) con base en los datos relativos a dos pilotos de aplicación del instrumento, que han involucrado en total 1.513 jóvenes en el primer piloto y 2.521 jóvenes en el segundo, de edad entre 13 y 20 años y de escuela secundaria. Dicho proceso se llevó a cabo desde octubre de 2018 hasta noviembre de 2019. Asimismo, el estudio presenta los resultados de la validación psicométrica de una escala de Bienestar Escolar aplicada contextualmente a la RE-MESACTS en el marco del segundo piloto.

CONTENIDO

1. Antecedentes 5
2. El proceso de construcción de la escala 7
3. Metodología del proceso de validación 9
4. Los resultados del primer piloto 10
5. El segundo piloto y la validación final de la escala RE-MESACTS 13
Resultados de la validación 15
5. Identificación de los puntos de corte de la escala RE-MESACTS: relación con la Escala de Autoestima de Morris Rosemberg 35
6. La escala de Bienestar Escolar Percibido 38
7. Los valores de las escalas 41
Regulación Emocional 42
Regulación Emocional y Género 43
Regulación Emocional y horas compartidas diariamente con los padres 46
Autoestima 48
Autoestima y Género 50
Autoestima y horas compartidas diariamente con los padres 53
Bienestar Escolar 55
Conclusiones 62
Referencias bibliográficas 63
Anexos 1 - Cuestionario completo aplicado en el segundo piloto 65
Anexo 2 – Versión validada de la escala para la evaluación de la regulación emocional RE-MESACTS 71
Anexo 3 – Escala de Autoestima de Rosemberg (EAR) 72
Anexo 4 – Escala de Bienestar Escolar MESACTS 73

1. Antecedentes

La Mesa Regional de Cooperación Técnica sobre Competencias Transversales y Socioemocionales (MESACTS)[1] desde el 2016 ha venido desarrollando acciones de intercambio y análisis sobre el tema de la evaluación de las competencias socioemocionales en ámbito educativo y laboral (CSE)[2]. En este marco se puso de manifiesto, por un lado, la gran cantidad de instrumentos disponibles construidos a partir de distintos marcos teóricos y de diferentes prácticas evaluativas según las referencias teóricas asumidas por cada institución; por el otro, el hecho que esta amplia diversidad generaba dificultades en la comparabilidad de los resultados y en el desarrollo de una reflexión común.

Frente a este escenario, confirmada la voluntad de consolidar un espacio regional de análisis e intercambio, algunas de las Entidades miembros de la Mesa compartieron la necesidad de seleccionar una competencia que pudiera constituir la base común de dicho espacio. En esta perspectiva la *regulación emocional* fue reconocida como competencia transversal y estratégica para el desarrollo de las demás (Bisquerra, 2000; Repetto Talavera & Pena Garrido, 2010; Andrés et al., 2017).

Adicionalmente, esta valoración de la *regulación emocional* garantizaba la intención de implementar un espacio de cooperación regional asumiendo dicha competencia como eslabón común sobre el cual cada Entidad habría podido seguir implementando evaluaciones de otras CSE, según sus específicas priorizaciones y sus contextos de acción institucional.

El análisis de la literatura ha permitido constatar la existencia de una gran cantidad de definiciones del constructo (Gómez Pérez & Calleja Bello, 2016) y, consecuentemente, de diferentes instrumentos para evaluarlo, desarrollados principalmente en contextos anglosajones. Sin embargo, los estudios de Gross (1998a; 1998b; 2002; Gross & John, 2003; Gross & Thompson, 2007) constituyen actualmente la referencia más utilizada a nivel internacional, orientando la interpretación de la regulación emocional como un proceso a través del cual las personas manejan sus emociones en función de las metas priorizadas y de los diferentes contextos, con el fin de alcanzar su propio bienestar.

Adicionalmente, como releva el trabajo de Gómez Pérez & Calleja Bello (2017), en el cual se analizaron 167 estudios sobre la regulación emocional y se compararon las características psicométricas de 34 escalas, no se encuentran escalas validadas contextualmente en varios países de la región; es decir, escalas que hayan confirmado su fiabilidad al variar de los contextos culturales. Esta característica era para la MESACTS una condición prioritaria y fundamental para poder avanzar hacia la consolidación de un espacio de reflexión común entre Instituciones gubernamentales, sentado en datos comparables entre países y orientado a la toma de decisiones en el ámbito de las políticas públicas.

Por esta razón se decidió dar inicio a un proceso colectivo de construcción y validación en seis países (Argentina, Chile, Colombia, El Salvador, Paraguay y Uruguay) de una nueva escala, valorando las experiencias de cada Entidad y enfocando la acción evaluativa en adolescentes de la escuela secundaria. Dicho proceso se llevó a cabo desde octubre de 2018 hasta noviembre de 2019.

---

[1] MESACTS (www.mesacts.com) ha sido constituida en el 2016, articulando instituciones públicas del sector educativo y laboral que venían desarrollando programas y proyectos dirigidos al fortalecimiento de las CSE en población vulnerable. Actualmente conforman MESACTS 16 instituciones públicas de 11 países de la región (Argentina, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, México, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay), además de contar con el apoyo de organizaciones de la sociedad civil.

[2] Se mencionan, entre otros, los siguientes eventos: seminario *Evaluar las competencias transversales en ámbito educativo y en los procesos de inserción laboral: experiencias y cuestiones*, Bogotá, 24 de julio de 2015; seminario *El desarrollo de las competencias transversales y socioemocionales a lo largo del ciclo de vida: desde la dimensión experimental hacia la incorporación en políticas públicas*, Bogotá, 25-26 de abril de 2017; taller *Evaluación, Data y Sistemas de Información*, Bogotá, 11-13 de abril de 2018. Adicionalmente, este último taller fue la ocasión para elaborar la Nota Conceptual *Evaluación de habilidades socioemocionales y transversales: un estado del arte* (disponible en red: https://www.mesacts.com/wp-content/uploads/2018/11/Dialogas-MESACTS_Nota-conceptual-Taller-I-Bogotá_Evaluacion-CTSE.pdf)

Las Instituciones públicas que participaron a este ejercicio fueron las siguientes:

- Unidad de Evaluación Integral de la Calidad y Equidad Educativa – *UEICEE, Gobierno de Buenos Aires, Argentina*
- Departamento Nacional de Planeación – *DNP, Colombia*
- Departamento para la Prosperidad Social – *Colombia*
- Secretaría Técnica de Planificación de la Presidencia – *El Salvador*
- Instituto Nacional de la Juventud – *(INJUVE), El Salvador*
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa – INEE, Ministerio de Educación y Ciencias– *Paraguay*
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa – *INEED, Uruguay*

Además, se sumó al proceso la Pontificia Universidad Católica de Chile, a través del programa *Valoras*.

Fundación SES de Argentina y el Comité Internacional para el Desarrollo de los Pueblos – CISP de Italia apoyaron metodológicamente el diseño de la escala y del piloto. El CISP se encargó, además, de las elaboraciones psicométricas para la validación de la escala.

La validación de la escala se realizó a través de dos pilotos, llevados a cabo en octubre de 2018 y noviembre 2019 con muestras distintas. Debido a las diferentes programaciones institucionales, no pudieron participar en el primer piloto el INEED de Uruguay y en el segundo piloto INJUVE de El Salvador. En total, por lo tanto, se realizaron 10 aplicaciones de la escala en seis países con diez muestras distintas de adolescentes de escuela secundaria.

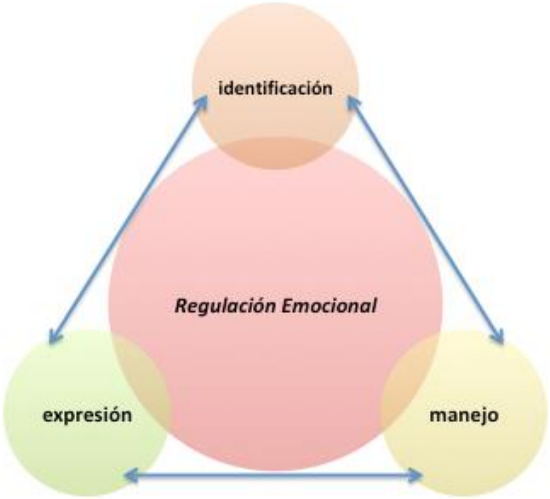
2. El proceso de construcción de la escala

La identificación de los ítems de la escala sometida al proceso de validación fue anticipada por una revisión de las siguientes escalas: (i) cuestionario Aristas de Uruguay, con referencia a los ítems de regulación emocional; (ii) versión española de las escalas de Autoeficacia en el Manejo de las Emociones Positivas y Negativas (Caprara & Gerbino, 2001; Alessandri, Vecchione & Caprara, 2015; Raciti [comp.] et al., 2015) aplicadas en Colombia y Perú (; (iii) escala de Dificultades en la Regulación Emocional – DERS (Gratz, Roemer, 2004); (iv) escala de Alexitimía de Toronto (Taylor, Ryan & Bagby, 1985).

El proceso de selección de los ítems a partir de los instrumentos mencionados se llevó a cabo tomando en cuenta los tres subdimensiones que conforman el constructo de *regulación emocional,* tal y como fue definido por el grupo de trabajo, basándose en la definición de Gross (1998): (i) identificar y comprender las propias emociones; (ii) manejar internamente la respuesta emocional; (iii) expresar las emociones de manera apropiada al contexto.

El grupo de trabajo asumió el esquema interpretativo propuesto por Gross que diferencia entre cinco momentos en el proceso de regulación emocional: (a) identificación de la situación, (b) modificación de la situación, (c) despliegue de la atención, (d) cambio de cogniciones, y (e) modulación de la respuesta. En esta perspectiva, se observa el constructo a través de la retroalimentación entre los tres momentos que lo conforman: el momento de la *identificación*, el momento del *manejo* y el momento de la *expresión (o modulación) de la respuesta emocional*. En otras palabras, el grupo de trabajo define la *regulación emocional* como el resultado de la constante retroalimentación de estos tres momentos durante la interacción de la persona con su entorno (figura 1).

Figura 1. Dinámica de la regulación emocional



Orientados por esta perspectiva y dando prioridad a la consolidación de un espacio común interpretativo entre los representantes de las instituciones involucradas, no fue considerado prioritario diferenciar entre distintas tipologías de estrategias de regulación (cognitivas o conductuales), ni entre los distintos tipos de emociones (positivas y negativas y primarias o secundarias), considerando la medición de la *regulación emocional* como evaluación del grado de capacidad de la persona en identificar, manejar y expresar las emociones en su conjunto.

Tomando en cuenta esta estructura conceptual, el ejercicio colectivo de selección de los ítems entre los distintos instrumentos asumidos como referencia, llevó a la identificación de 24 preguntas consideradas coherentes con el enfoque mencionado anteriormente.

Los ítems seleccionados fueron reformulados en términos de afirmaciones de conductas y sometidos a un proceso de validación cualitativa con el objetivo de verificar la comprensión de los mismos y el grado de cobertura del constructo. Dicho proceso se llevó a cabo en cada país, involucrando al menos 3 expertos

(psicólogos, pedagogos, investigadores del tema) y 10 docentes a los cuales se les aplicó una ficha que indagaba tres dimensiones por cada ítem:

a. claridad lingüística
   - se comprende fácilmente
   - sintáctica y semántica adecuada
b. claridad conceptual
   - ítem adecuado para el contexto adolescente
   - ítem adecuado para el contexto nacional
   - ítem ambiguo
c. grado de cobertura del constructo
   - para nada, parcialmente, suficientemente, totalmente

Asimismo, el conjunto de ítems fue discutido con al menos 30 estudiantes en cada país, con la finalidad de averiguar el nivel de comprensión de las preguntas y la eventual necesidad de adaptación al lenguaje de los adolescentes. Con este fin se les aplicó una ficha que los solicitaba respecto a:

a. sí entendían el contenido de la pregunta (opciones de respuesta: sí; no);
b. de ser sí, qué entendían;
c. cómo lo expresarían con sus palabras.

La tabla 1 muestra el conjunto de ítems en su formulación final.

Tabla 1. Listado de los ítems originarios

1.	Ante distintas situaciones diarias me doy cuenta de mis emociones
2.	Pongo [presto] atención a mis emociones
3.	Me cuesta [es difícil] reconocer mis emociones ante distintas situaciones diarias
4.	Me resulta difícil identificar y nombrar mis emociones
5.	Me cuesta diferenciar entre mis emociones (por ejemplo, cuando estoy triste o enojado)
6.	Disfruto las cosas buenas que me pasan
7.	Cuando me siento mal (triste, enojado o preocupado), pienso en otra cosa para sentirme mejor
8.	Puedo tranquilizarme cuando estoy nervioso
9.	Cuando estoy triste por algo me cuesta [me es difícil] hacer cosas para sentirme mejor
10.	Puedo mantener la calma cuando estoy enojado [molesto]
11.	Manejo el miedo cuando me siento en peligro
12.	Trato de mantener la calma cuando alguien me hace pasar vergüenza
13.	Tolero la frustración cuando las cosas no salen como yo esperaba
14.	Logro levantar el ánimo cuando tengo dificultades
15.	Cuando me siento mal (triste, enojado o preocupado) hago algo, para sentirme mejor
16.	Cuando estoy triste, intento hacer otras cosas para subir el ánimo
17.	Expreso mi felicidad a los demás cuando sucede algo bueno
18.	Cuando me siento mal (triste, enojado o preocupado), me cuesta terminar lo que estoy haciendo
19.	Cuando me siento mal (triste, enojado o preocupado), me cuesta concentrarme
20.	Cuando logro algo importante demuestro mi alegría a los demás
21.	Expreso alegría y entusiasmo en encuentros con amigos
22.	Expreso mis emociones cuando estoy de buen humor
23.	Me cuesta expresar mis emociones a los demás
24.	Me resulta difícil expresar cómo me siento, incluso a mis mejores amigos o familiares

Como modalidad de respuesta se decidió utilizar una escala Likert de frecuencia con 4 opciones (nunca; a veces; a menudo; siempre). De esta manera, para la validación psicométrica de la escala se programaron dos pilotos a ser realizados con muestras distintas. Ambas eran muestras no representativas, equilibradas por género, edad y condición socioeconómica. El primer pilotaje se llevó a cabo entre octubre del 2018 y marzo del 2019 en Argentina, Chile, Colombia, El Salvador y Paraguay, involucrando 1.513 estudiantes entre 13 y 18 años. El segundo se realizó entre octubre y noviembre del 2019 en Argentina, Chile, Colombia, Paraguay y Uruguay, involucrando 2.521 jóvenes entre 13 y 20 años.

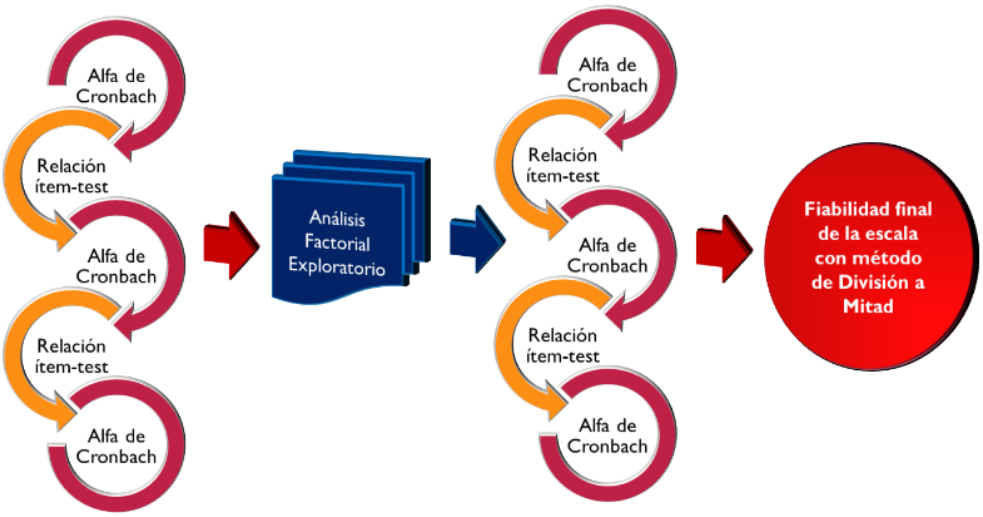
El detalle de los análisis para las validaciones en ambos pilotos será presentado en los párrafos siguientes.

3. Metodología del proceso de validación

En ambos pilotos el proceso de validación ha sido desarrollado según cinco etapas consideradas de manera circular (figura 2):

a. análisis de la consistencia interna a través de la observación de los valores del Alfa de Cronbach y de las relaciones ítem-test (correlación ítem-test y Alfa de Cronbach si el ítem se ha suprimido), aplicado a la muestra de cada país y a la muestra general;
b. Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con los ítems confirmados (método de extracción: análisis de componentes principales; método de rotación: Varimax), aplicado a la muestra de cada país y a la muestra general;
c. nuevo análisis de la consistencia interna considerando sólo los ítems confirmados en la primera AFE, aplicado a cada muestra;
d. fiabilidad final de la escala con Método de División a Mitad del cuestionario, aplicado a cada muestra;
e. Análisis Factorial Confirmatorio, aplicado a la muestra de cada país y a la muestra general.

Figura 2. Proceso de validación



El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) del modelo identificado como resultado del AFE, fue llevado a cabo a nivel de muestra general y de cada muestra-país con el fin de confirmar la validez explicativa de su estructura factorial, su nivel de ajuste a las distintas muestras y su capacidad de resistencia a las diferencias culturales y de contexto subyacentes a las mismas.

De acorde a la literatura (Batista Foguet & Coenders, 2012; Browne & Cudeck, 1993; Byrne, 2010; Cicchetti, 1994; Cole, 1987; Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008; Hu & Bentler, 1999; Kelley & Lai, 2011; Marsh, Hau, & Wen, 2004), los índices de ajuste tomados en cuenta fueron los siguientes:

- ratio entre χ^2 y grados de libertad, considerando aceptable los valores < 3 para muestras pequeñas;
- Tucker Lewis Index (TLI), considerando buenos los valores ≥ .90 y excelentes los valores ≥ .95;
- Comparative Fit Index (CFI), considerando buenos los valores ≥ .90 y excelentes los valores ≥ .95;
- Root Mean Square Error of Aproximation (RMSEA), considerando buenos los valores ≤ .08 y excelentes los valores ≤ .05;
- Standardized Root Mean Square Residual (SRMSR), considerando buenos los valores ≤ .08 y excelentes los valores ≤ .05.

4. Los resultados del primer piloto

La muestra general del primer piloto incluyó 1.513 jóvenes, de edad entre 13 y 18 años (tabla 2), de escuela secundaria en 5 países: Argentina, Chile, Colombia, El Salvador y Paraguay (tabla 3).

Tabla 2. Edad

Edad	Frecuencia	Porcentaje válido
13	20	1.3
14	133	8.8
15	375	24.8
16	451	29.8
17	341	22.6
18	190	12.6
19	1	.1
Total	1.511	100.0
perdidos	*2*	
Total	1.513	

Tabla 3. Articulación de la muestra general por país

	Frecuencia	Porcentaje
Argentina	298	19.7
Colombia	401	26.5
Paraguay	315	20.8
El Salvador	200	13.2
Chile	299	19.8
Total	1.513	100.0

De esta población el 51.8% se declara de género femenino, el 47.3% de género masculino y acerca del 1.0% se declara de otro género. La tabla 4 muestra los detalles diferenciados por muestra.

Tabla 4. Características de género de las muestras

	Argentina	Chile	Colombia	El Salvador	Paraguay	Muestra General	% válido Muestra General
Mujer	124	137	206	137	177	781	*51.8*
Hombre	166	156	192	63	137	714	*47.3*
Otro	6	3	3	-	-	12	*0.8*
Hombre y Mujer	1	-	-	-	-	1	*0.1*
perdidos	*1*	*3*	-	-	*1*	*5*	
total	298	299	401	200	315	1.513	

El proceso de validación de la escala fue llevado a cabo considerando inicialmente la muestra general conformada por el conjunto de bases de datos de cada Institución involucrada en el pilotaje, con el objetivo de (i) identificar el modelo factorial de referencia y (ii) observar posteriormente si dicho modelo hubiera resistido a los cambios de los contextos culturales aplicándolo de manera separada a cada muestra-país.

Dicho proceso finalizó confirmando 17 ítems de los 24 aplicados, con una estructura de la escala articulada en cuatro factores definidos como sigue:

- Expresión de Emociones Positivas (4 ítems: 17, 20, 21 y 22);
- Estrategias de Autorregulación (4 ítems: 7, 14, 15 y 16);
- Autorregulación de Emociones negativas (5 ítems: 8, 10, 11, 12 y 13);
- Identificación de las Emociones (4 ítems: 1, 2, 4 y 5; ítems 4 y 5 calculado de manera invertida).

De los siete ítems originarios que habían sido formulados con expresión negativa, sólo dos relativos a la dimensión *Identificación* fueron confirmados, aunque el grupo técnico estuviera consciente de las

debilidades psicométricas de ambos ítems. La tabla 5 muestra el listado final de los 17 ítems según la numeración originaria.

Tabla 5. Ítems RE-MESACTS confirmados como resultado del primer piloto

RE_1. Ante distintas situaciones diarias me doy cuenta de mis emociones
RE_2. Pongo [presto] atención a mis emociones
RE_4. Me resulta difícil identificar y nombrar mis emociones
RE_5 Me cuesta diferenciar entre mis emociones (por ejemplo, cuando estoy triste o enojado)
RE_7. Cuando me siento mal (triste, enojado o preocupado), pienso en otra cosa para sentirme mejor
RE_8. Puedo tranquilizarme cuando estoy nervioso
RE_10. Puedo mantener la calma cuando estoy enojado [molesto]
RE_11. Manejo el miedo cuando me siento en peligro
RE_12. Trato de mantener la calma cuando alguien me hace pasar vergüenza
RE_13. Tolero la frustración cuando las cosas no salen como yo esperaba
RE_14. Logro levantar el ánimo cuando tengo dificultades
RE_15. Cuando me siento mal (triste, enojado o preocupado) hago algo, para sentirme mejor
RE_16. Cuando estoy triste, intento hacer otras cosas para subir el ánimo
RE_17. Expreso mi felicidad a los demás cuando sucede algo bueno
RE_20. Cuando logro algo importante demuestro mi alegría a los demás
RE_21. Expreso alegría y entusiasmo en encuentros con amigos
RE_22. Expreso mis emociones cuando estoy de buen humor

La figura 3 muestra la estructura factorial validada, con la atribución de los ítems a los factores latentes identificados en sede de análisis factorial exploratorio. En la figura se destacan los valores críticos de los dos ítems con formulación negativa (RE_4 y RE_5), correspondientes al factor *Identificación*. Como se puede observar, relativamente a los ítems RE_4 y RE_5 el factor *Identificación* obtiene valores de los coeficientes de regresión muy bajos (.15 y .16), señalando como primera información una fuerza predictiva débil respecto a la varianza de los mismos. Adicionalmente, a nivel de las muestras de Argentina, Colombia y Paraguay, a esta debilidad se suma una falta de significatividad estadística de los coeficientes de regresión.

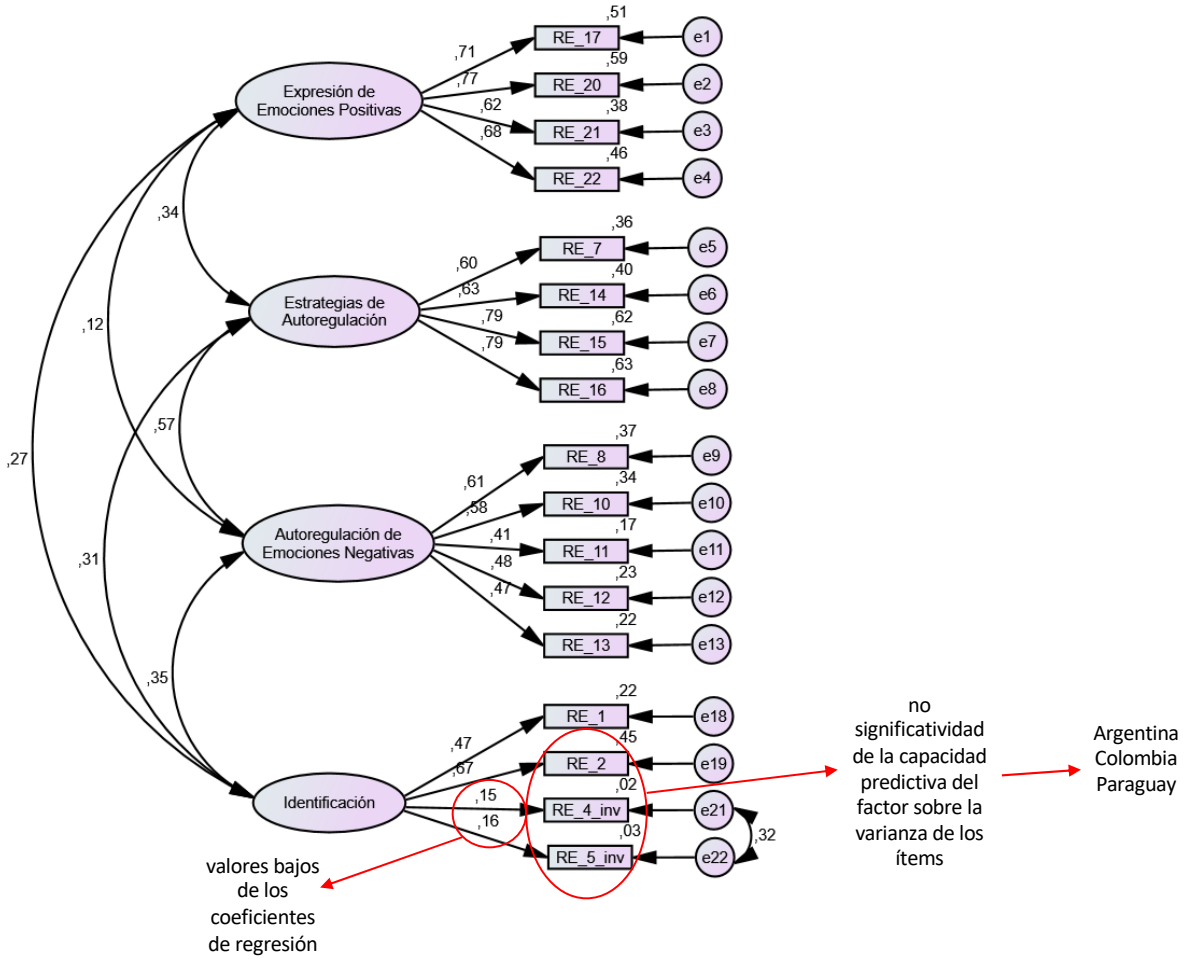
Sin embargo, aunque con dichas debilidades, los índices de ajuste se han destacado por valores satisfactorios o excelentes en todos los países, confirmando la validez del modelo factorial transversalmente al contexto cultural (tabla 6).

Tabla 6. Valores de los índices de ajuste del AFC aplicado a cada base de datos

	chi cuadrado/gdl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
Muestra General	2.60	.96	.97	.03	.04
Argentina	1.65	.92	.94	.05	.06
Chile	1.86	.91	.92	.05	.06
Colombia	1.69	.93	.94	.04	.06
El Salvador	1.16	.97	.97	.03	.06
Paraguay	1.22	.97	.97	.03	.05

Respecto a la debilidad interna detectada en el factor *Identificación*, aunque conscientes de la misma, en consideración de la relevancia del potencial informativo contenido en los ítems RE_4 y RE_5 el grupo técnico consideró oportuno someter igualmente este modelo al segundo piloto con muestras distintas, incluyendo los dos ítems críticos.

Figura 3. AFC de la RE-MESACTS para la Muestra General del primer piloto



Como resultado adicional, el primer piloto evidenció la necesidad de identificar un punto de corte para la apreciación de los valores de la RE-MESACTS. Con este fin se decidió vincular la aplicación de RE-MESACTS con la Escala de Autoestima de Morris Rosemberg (EAR). Esto en consideración de su amplia difusión a nivel internacional y de su demostrada correlación por un lado con patologías como la depresión y con conductas a riesgo, por el otro con la positiva experiencia emocional. Por esta razón fueron añadidos al cuestionario los diez ítems de la EAR.

En fin, para avanzar en la profundización de la relación entre la experiencia de regulación emocional y la condición de bienestar de los jóvenes en los contextos educativos, fueron añadidos al cuestionario 11 ítems a cobertura del constructo *bienestar escolar*. Con el segundo piloto se pretendió validar psicométricamente también esta escala.

5. El segundo piloto y la validación final de la escala RE-MESACTS

El segundo piloto fue diseñado apuntando a los siguientes objetivos:

a. confirmar, con muestras distintas en los países involucrados, el modelo factorial validado en el primer piloto y la constancia de su funcionamiento al cambiar de las muestras;
b. averiguar la eventual mejora de los valores de los ítems RE_4 y RE_5 relativamente a su relación con el factor latente *Identificación*;
c. averiguar la existencia de una correlación estadísticamente significativa entre la escala RE-MESACTS validada y la Escala de Autoestima de Rosemberg (EAR);
d. identificar los puntos de corte para la escala RE-MESACTS, vinculándola al funcionamiento de la EAR.
e. validar la Escala de Bienestar Escolar.

La muestra general del piloto incluyó 2.521 jóvenes, de edad entre 13 y 20 años (tabla 7), de escuela secundaria casi totalmente entre el noveno y undécimo año de escolarización (tabla 8) en 5 países: Argentina, Chile, Colombia, Paraguay y Uruguay (tabla 9).

Tabla 7. Edad

Edad	Frecuencia	% válido	% por grupos de edad	
13	3	.1		
14	335	13.3	*13-15 años*	*54.1*
15	1.022	40.6		
16	648	25.8		
17	375	14.9		
18	121	4.8	*16-20 años*	*45.9*
19	8	.3		
20	4	.2		
Total	2.516	100.0		
perdidos	5			
Total	2.521			

Tabla 8. Años de escolarización

Años de escolarización	Frecuencia	Porcentaje
7	1	.0
8	1	.0
9	862	34.2
10	1.125	44.6
11	435	17.3
12	97	3.8
Total	2.521	100.0

Tabla 9. Articulación de la muestra general por país

	Frecuencia	Porcentaje
Argentina	500	19.8
Chile	401	15.9
Colombia	533	21.1
Paraguay	501	19.9
Uruguay	586	23.2
Total	2.521	100.0

De esta población el 51.5% se declara de género femenino, el 47.1% de género masculino y el 1.4% se declara de otro género o prefiere no responder. La tabla 10 muestra los detalles diferenciados por muestra-país.

Tabla 10. Características de género de la muestra

	Argentina	Chile	Colombia	Paraguay	Uruguay	Muestra General	% válido Muestra General
Mujer	232	197	281	266	318	1294	*51.5*
Hombre	254	191	248	227	264	1184	*47.1*
Otro	5	6	1	-	2	14	*0.6*
Prefiero no responder	9	6	3	-	2	20	*0.8*
perdidos	-	*1*	-	8	-	*9*	
total	500	401	533	501	586	2.521	*100.0*

Del total de la muestra el 20.4% (512 jóvenes) ha repetido de año por lo menos una vez en primaria o secundaria y el 2.7% (67 jóvenes) ha repetido por lo menos una vez tanto en primaria como en secundaria: este dato, aunque con diferente intensidad, sigue confirmando la importante debilidad del sistema educativo regional ya observada en la muestra del primer piloto.

Como en la muestra del primer piloto, en la muestra del segundo piloto son los hombres que repiten de año con mayor frecuencia (figura 4), confirmando en este fenómeno la presencia de una característica de género con significatividad estadística, pero sin encontrar una intensidad relevante de la misma (.086**). Sin embargo, se ha podido por un lado confirmar la independencia de las submuestras por género (tabla 11) y por el otro evidenciar como los hombres, respecto a las mujeres, tengan una probabilidad superior al 50% de repetir de año (tabla 12).

Figura 4. % que ha repetido de grado alguna vez, por género, en la Muestra General

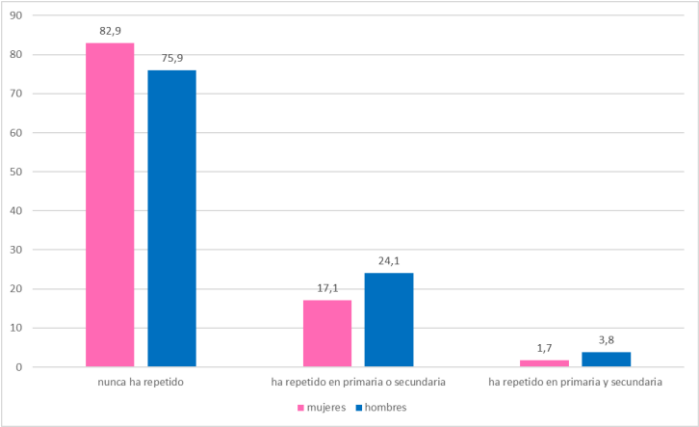


Tabla 11. Prueba no paramétrica de independencia de las muestras (Prueba de Mann-Whitney), en la Muestra General

Resumen de prueba de hipótesis

	Hipótesis nula	Prueba	Sig.	Decisión
1	Las medianas de Jóvenes que han repetido en primaria o secundaria son las mismas entre las categorías de Género recodificada.	Prueba de la mediana para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.
2	La distribución de Jóvenes que han repetido en primaria o secundaria es la misma entre las categorías de Género recodificada.	Prueba U de Mann-Whitney para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.

Se muestran significaciones asintóticas. El nivel de significación es de ,05.

Tabla 12. Estimación de riesgo de los hombres de repetir de año respecto a las mujeres, en la Muestra General

Razón de ventajas para género_recod_inv (Hombre / Mujer)	**1.534**

Sin considerar los 500 jóvenes de la muestra argentina, a los cuales no fue aplicada la variable, la mayoría de los jóvenes que han participado al piloto viven en contextos urbanos (el 89.8%).

Como última característica descriptiva de la muestra general se señala el nivel socioeconómico de los jóvenes. Esta información no ha sido posible detectarla directamente sino utilizando un proxi relacionado

con las características de los colegios – diferenciados entre privados, subvencionados y públicos – y con los niveles de pobreza de los contextos territoriales. A raíz de estas informaciones, no disponibles en las muestras de Argentina y Uruguay, ha sido estimado el nivel socioeconómico de los demás jóvenes diferenciando entre los niveles bajo, medio y medio-alto.

Según esta articulación, referida sólo a los jóvenes de Chile, Colombia y Paraguay, el 35.3% de los encuestados pertenece a un nivel socioeconómico bajo y el 40.6% a un nivel socioeconómico medio-alto (tabla 13).

Tabla 13. Distribución por nivel socioeconómico estimado (Chile, Colombia y Paraguay)

	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido
nivel socioeconómico bajo	507	20.1	35.3
nivel socioeconómico medio	346	13.7	24.1
nivel socioeconómico medio-alto	582	23.1	40.6
Total	*1.435*	*56.9*	*100.0*
Perdidos de Sistema	1.086	43.1	
Total	*2.521*	*100.0*	

Resultados de la validación

Antes que todo cabe señalar que, con el fin de reducir los eventuales sesgos relacionados con la secuencialidad de las preguntas ordenadas por subdimensiones, en el segundo piloto los ítems fueron posicionados en orden aleatorio y se registró en el código de cada ítem el nuevo número de orden seguido por el anterior: por ejemplo, el ítem RE_2 (segundo ítem en el cuestionario del primer piloto) en el cuestionario del segundo piloto ha sido listado como ítem quinto con el código RE_5_2.

El proceso de validación de la escala fue llevado a cabo considerando inicialmente la muestra general conformada por el conjunto de bases de datos de cada institución involucrada en el pilotaje, con el objetivo de (i) replicar el modelo factorial y (ii) observar posteriormente si dicho modelo hubiera resistido a los cambios de los contextos culturales, aplicándolo posteriormente de manera separada a cada muestra-país.

En una primera fase los diecisiete ítems de la escala fueron sometidos a análisis de fiabilidad, que puso en evidencia una inicial debilidad de la relación ítem-test (tabla 14) para los dos ítems con formulación negativa (RE_7_4 y RE_12_5).

Tabla 14. Relación ítem-test RE-MESACTS con 17 variables

	Alfa de Cronbach de la escala = .790
	Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido
RE_1_1	.788
RE_2_14	.771
RE_3_11	.785
RE_4_7	.774
RE_5_2	.777
RE_6_12	.785
RE_7_4_inv	.795
RE_8_8	.780
RE_9_20	.779
RE_10_13	.782
RE_11_22	.776
RE_12_5_inv	.802
RE_13_15	.764
RE_14_10	.782
RE_15_21	.778
RE_16_16	.764
RE_17_17	.775

Esta misma debilidad relativa a estos dos ítems ha sido detectada también en todas las muestras-país.

A pesar de esta primera significativa criticidad, se decidió averiguar la articulación factorial de los ítems con la expectativa de encontrar la misma articulación que en el primer piloto. Efectivamente el Análisis Factorial

Exploratorio (AFE) ha confirmado la misma estructura factorial articulada en cinco factores, con los cuatro ítems relativos al factor *Identificación* divididos entre dos componentes según la dirección de su formulación (tabla 15).

Tabla 15. AFE_1 - Muestra General, 1° y 2° piloto

AFE – MUESTRA GENERAL, 1° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1	,085	-,035	,084	,010	,822
RE_2	,077	,172	,085	,062	,778
RE_4_inv	,044	,055	,057	,818	,024
RE_5_inv	,004	,013	,135	,794	,045
RE_7	,069	,753	,056	-,045	,075
RE_8	,046	,222	,639	,064	,004
RE_10	-,022	,155	,678	-,021	,047
RE_11	-,004	-,021	,614	,052	,052
RE_12	,058	,095	,598	,072	,083
RE_13	,018	,146	,566	,066	,013
RE_14	,190	,613	,326	,073	,002
RE_15	,091	,832	,142	,062	,069
RE_16	,149	,789	,214	,038	,018
RE_17	,774	,105	-,012	,015	,082
RE_20	,812	,110	-,004	-,003	,039
RE_21	,720	,121	,070	,025	,050
RE_22	,782	,069	,044	,026	,026

AFE – MUESTRA GENERAL, 2° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1_1				,839	
RE_2_14		,568			
RE_3_11			,421		
RE_4_7		,766			
RE_5_2				,709	
RE_6_12			,636		
RE_7_4_inv					,809
RE_8_8			,626		
RE_9_20	,798				
RE_10_13			,656		
RE_11_22	,750				
RE_12_5_inv					,816
RE_13_15		,795			
RE_14_10			,753		
RE_15_21	,663				
RE_16_16		,792			
RE_17_17	,861				

Aplicado a las muestras-país, el AFE ha brindado los mismos resultados, confirmando la constancia del funcionamiento factorial de la escala tras los dos pilotos (tabla 16).

Tabla 16. AFE_1 - Países, 1° y 2° piloto

AFE – ARGENTINA, 1° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1	,075	,038	,084	,785	-,087
RE_2	,129	,041	,011	,797	,079
RE_4_inv	-,028	,115	,014	-,043	,785
RE_5_inv	,051	-,050	,152	,029	,786
RE_7	,049	,708	,069	,220	-,119
RE_8	,053	,295	,596	,176	,124
RE_10	-,014	,092	,740	,068	,074
RE_11	,030	-,077	,674	-,257	,173
RE_12	,150	,184	,459	-,016	-,003
RE_13	-,065	,226	,616	,182	-,098
RE_14	,167	,638	,326	-,036	,143
RE_15	,059	,843	,126	-,002	,038
RE_16	,145	,785	,194	-,050	,066
RE_17	,791	,078	,034	,053	,018
RE_20	,836	,056	,014	,050	-,017
RE_21	,740	,144	,041	,036	,035
RE_22	,806	,063	,060	,108	-,002

AFE – ARGENTINA, 2° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1_1				,784	
RE_2_14		,561			
RE_3_11			,395		
RE_4_7		,706			
RE_5_2				,755	
RE_6_12			,619		
RE_7_4_inv					,795
RE_8_8			,613		
RE_9_20	,826				
RE_10_13			,613		
RE_11_22	,780				
RE_12_5_inv					,794
RE_13_15		,840			
RE_14_10			,708		
RE_15_21	,663				
RE_16_16		,830			
RE_17_17	,856				

AFE – CHILE, 1° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1	,001	,046	,099	,842	,066
RE_2	,276	,031	,068	,755	,119
RE_4_inv	,019	,077	,129	,059	,806
RE_5_inv	,113	,029	,029	,113	,796
RE_7	,741	,074	,144	-,063	,064
RE_8	,234	,129	,612	,057	,162
RE_10	,292	,032	,548	,116	-,187
RE_11	,021	-,025	,682	,105	,080
RE_12	,129	,014	,543	,347	,056
RE_13	,063	-,027	,658	-,158	,055
RE_14	,679	,181	,308	,135	,034
RE_15	,845	,097	,072	,176	,055
RE_16	,830	,160	,126	,128	,042
RE_17	,170	,801	,106	-,005	-,096
RE_20	,117	,824	-,047	-,083	,036
RE_21	,037	,717	,082	,099	,090
RE_22	,116	,762	-,056	,081	,092

AFE – CHILE, 2° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1_1					,868
RE_2_14	,604				
RE_3_11	,512				
RE_4_7	,762				
RE_5_2					,665
RE_6_12			,688		
RE_7_4_inv				,820	
RE_8_8			,434		
RE_9_20		,805			
RE_10_13			,664		
RE_11_22		,729			
RE_12_5_inv				,808	
RE_13_15	,759				
RE_14_10			,774		
RE_15_21		,701			
RE_16_16	,752				
RE_17_17		,840			

AFE – COLOMBIA, 1° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1	,049	,029	-,140	,023	,759
RE_2	,255	,072	,165	,091	,658
RE_4_inv	,049	,119	-,003	,828	,022
RE_5_inv	-,081	,016	,199	,738	,097
RE_7	,057	,773	,054	,043	-,031
RE_8	-,039	,236	,628	,046	,055
RE_10	-,108	,136	,613	-,194	,168
RE_11	-,100	,093	,432	,040	,365
RE_12	,143	,003	,653	,184	-,073
RE_13	,085	,092	,602	,159	-,152
RE_14	,210	,528	,437	,062	,039
RE_15	,105	,842	,095	,049	,107
RE_16	,163	,771	,237	,047	,086
RE_17	,772	,064	-,106	,022	,127
RE_20	,805	,062	-,054	,011	,099
RE_21	,709	,212	,098	-,038	-,025
RE_22	,773	,076	,130	-,011	,044

AFE – COLOMBIA, 2° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1_1					,838
RE_2_14		,548			
RE_3_11			,546		
RE_4_7		,783			
RE_5_2					,745
RE_6_12			,657		
RE_7_4_inv				,815	
RE_8_8			,610		
RE_9_20	,810				
RE_10_13			,549		
RE_11_22	,757				
RE_12_5_inv				,808	
RE_13_15		,776			
RE_14_10			,731		
RE_15_21	,645				
RE_16_16		,822			
RE_17_17	,876				

AFE – PARAGUAY, 1° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1	-,167	,103	,052	,087	,753
RE_2	,240	-,032	,062	,073	,786
RE_4_inv	,060	,053	,107	,816	,008
RE_5_inv	,034	-,002	,115	,743	,127
RE_7	,703	,037	,007	-,028	,033
RE_8	,126	-,032	,729	,140	-,154
RE_10	,162	-,057	,738	,167	-,055
RE_11	-,076	,055	,559	-,145	,284
RE_12	,170	,008	,578	,007	,163
RE_13	,115	,132	,471	,300	,012
RE_14	,650	,117	,113	,100	-,018
RE_15	,813	,074	,133	,099	,027
RE_16	,764	,121	,233	-,008	-,002
RE_17	,048	,725	-,034	,071	,157
RE_20	,122	,762	,047	,001	,072
RE_21	,119	,662	,049	-,017	-,034
RE_22	,025	,781	-,008	,037	-,086

AFE – PARAGUAY, 2° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1_1				,798	
RE_2_14	,557				
RE_3_11	,509				
RE_4_7	,732				
RE_5_2				,713	
RE_6_12			,649		
RE_7_4_inv					,825
RE_8_8			,758		
RE_9_20		,780			
RE_10_13			,626		
RE_11_22		,682			
RE_12_5_inv					,822
RE_13_15	,777				
RE_14_10			,804		
RE_15_21		,683			
RE_16_16	,778				
RE_17_17		,847			

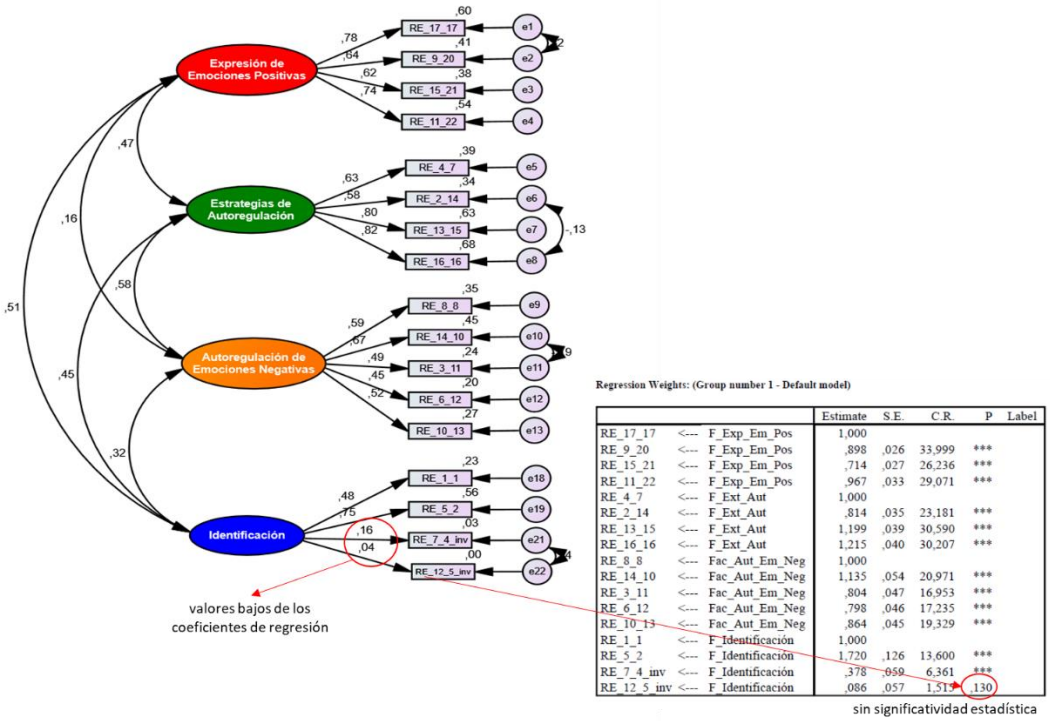
AFE – URUGUAY, 2° piloto

	1	2	3	4	5
RE_1_1					,862
RE_2_14		,513			
RE_3_11			,593		
RE_4_7		,795			
RE_5_2					,614
RE_6_12			,533		
RE_7_4_inv				,788	
RE_8_8			,650		
RE_9_20	,750				
RE_10_13			,699		
RE_11_22	,783				
RE_12_5_inv				,765	
RE_13_15		,770			
RE_14_10			,685		
RE_15_21	,660				
RE_16_16		,738			
RE_17_17	,854				

Confirmados por estas primeras evidencias, que parecen señalar una constancia de funcionamiento de la escala entre las distintas muestras de los dos pilotos, este modelo factorial fue sometido a Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con la expectativa de encontrar confirmada la misma constancia y una mejora de la capacidad predictiva del factor *Identificación* respecto a los dos ítems con formulación negativa.

Lamentablemente los resultados del primer ejercicio de AFC, aplicado a la muestra general, no han respondido a estas expectativas. Como muestra la figura 5, el modelo factorial sigue: (i) expresando valores muy bajos de los coeficientes de regresión relativos a la relación predictiva del factor *Identificación* sobre la variancia de los ítems RE_7_4 y RE_12_5; (ii) registrando una falta de significatividad estadística del valor relativo a la relación *Identificación* → RE_12_5 (p=.130); (iii) confirmando la necesidad de correcciones en las estructuras de todos los factores latentes a través de la introducción de relaciones de covarianza entre errores de medición.

Figura 5. AFC 1 Muestra General, 2° piloto



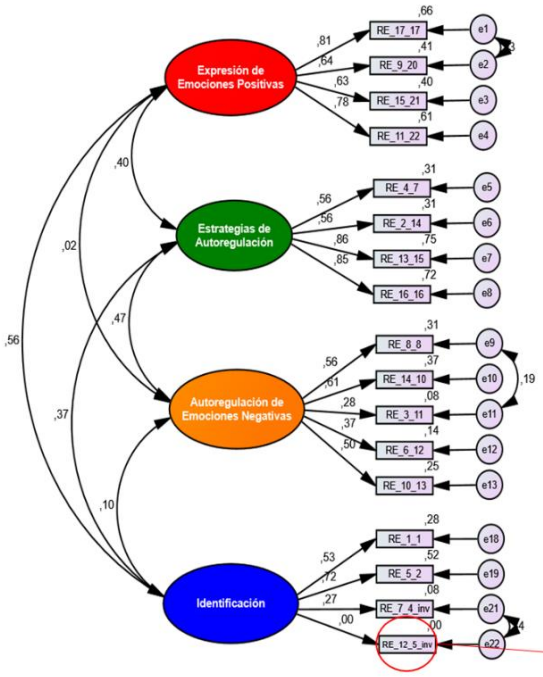
Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
RE_17_17	<---	F_Exp_Em_Pos	1,000				
RE_9_20	<---	F_Exp_Em_Pos	,898	,026	33,999	***	
RE_15_21	<---	F_Exp_Em_Pos	,714	,027	26,236	***	
RE_11_22	<---	F_Exp_Em_Pos	,967	,033	29,071	***	
RE_4_7	<---	F_Ext_Aut	1,000				
RE_2_14	<---	F_Ext_Aut	,814	,035	23,181	***	
RE_13_15	<---	F_Ext_Aut	1,199	,039	30,590	***	
RE_16_16	<---	F_Ext_Aut	1,215	,040	30,207	***	
RE_8_8	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,000				
RE_14_10	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,135	,054	20,971	***	
RE_3_11	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,804	,047	16,953	***	
RE_6_12	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,798	,046	17,235	***	
RE_10_13	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,864	,045	19,329	***	
RE_1_1	<---	F_Identificación	1,000				
RE_5_2	<---	F_Identificación	1,720	,126	13,600	***	
RE_7_4_inv	<---	F_Identificación	,378	,059	6,361	***	
RE_12_5_inv	<---	F_Identificación	,086	,057	1,519	,130	

El AFC de este modelo aplicado a todas las muestras-país (figura 6) ha puesto en evidencia las mismas debilidades, con una sola marginal diferencia en la muestra de Colombia en la cual se ha registrado una significatividad estadística de la relación *Identificación* → RE_12_5 con $p < .05$.

Figura 6. AFC 1 Muestras Países, 2° piloto

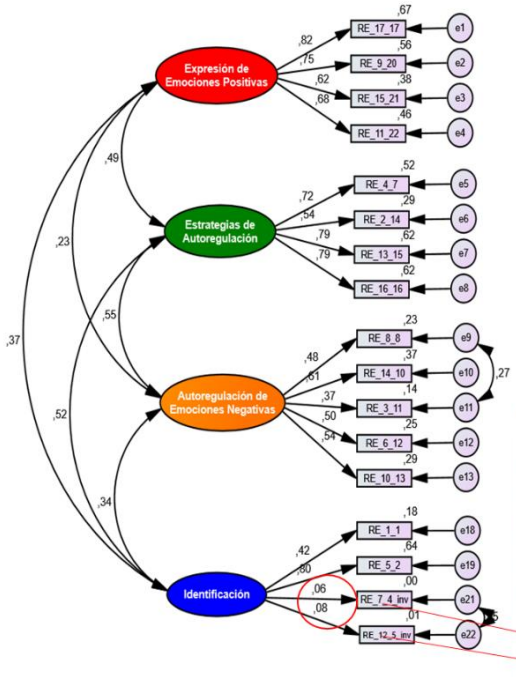
AFC 1– ARGENTINA, 2° piloto



Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
RE_17_17	<---	F_Exp_Em_Pos	1,000				
RE_9_20	<---	F_Exp_Em_Pos	,848	,052	16,164	***	
RE_15_21	<---	F_Exp_Em_Pos	,675	,052	12,881	***	
RE_11_22	<---	F_Exp_Em_Pos	1,038	,070	14,881	***	
RE_4_7	<---	F_Ext_Aut	1,000				
RE_2_14	<---	F_Ext_Aut	,875	,089	9,816	***	
RE_13_15	<---	F_Ext_Aut	1,420	,113	12,557	***	
RE_16_16	<---	F_Ext_Aut	1,356	,108	12,511	***	
RE_8_8	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,000				
RE_14_10	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,028	,139	7,389	***	
RE_3_11	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,486	,100	4,874	***	
RE_6_12	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,731	,128	5,723	***	
RE_10_13	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,874	,127	6,908	***	
RE_1_1	<---	F_Identificación	1,000				
RE_5_2	<---	F_Identificación	1,449	,208	6,975	***	
RE_7_4_inv	<---	F_Identificación	,592	,129	4,568	***	
RE_12_5_inv	<---	F_Identificación	,000	,106	,004	,997	

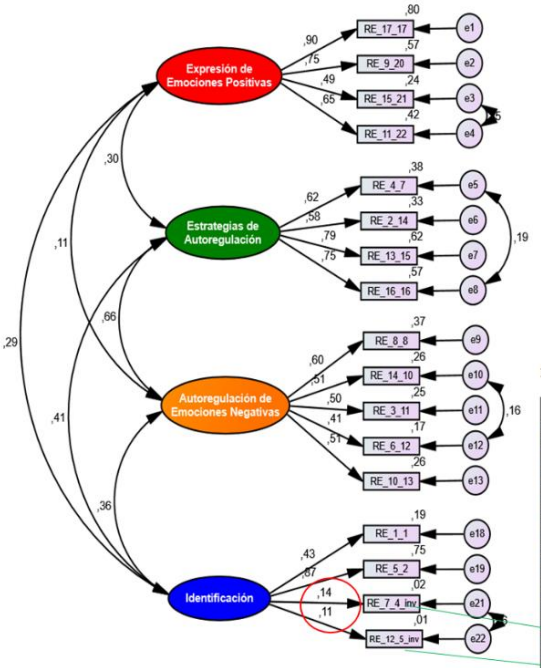
AFC 1– CHILE, 2° piloto



Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
RE_17_17	<---	F_Exp_Em_Pos	1,000				
RE_9_20	<---	F_Exp_Em_Pos	1,011	,072	14,097	***	
RE_15_21	<---	F_Exp_Em_Pos	,694	,059	11,700	***	
RE_11_22	<---	F_Exp_Em_Pos	,844	,065	12,971	***	
RE_4_7	<---	F_Ext_Aut	1,000				
RE_2_14	<---	F_Ext_Aut	,672	,069	9,772	***	
RE_13_15	<---	F_Ext_Aut	1,113	,080	13,830	***	
RE_16_16	<---	F_Ext_Aut	1,064	,077	13,842	***	
RE_8_8	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,000				
RE_14_10	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,308	,199	6,568	***	
RE_3_11	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,734	,125	5,881	***	
RE_6_12	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,087	,180	6,050	***	
RE_10_13	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,099	,174	6,301	***	
RE_1_1	<---	F_Identificación	1,000				
RE_5_2	<---	F_Identificación	2,052	,450	4,561	***	
RE_7_4_inv	<---	F_Identificación	,164	,157	1,044	,296	
RE_12_5_inv	<---	F_Identificación	,199	,155	1,279	,201	

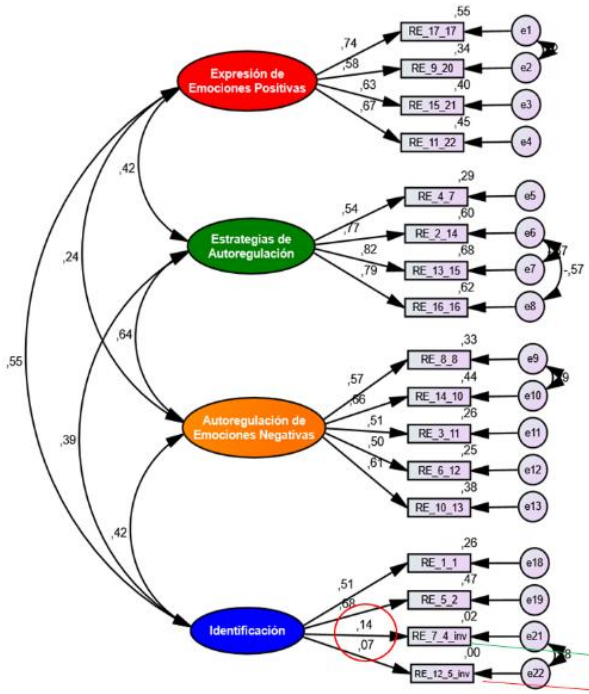
AFC 1– COLOMBIA, 2° piloto



Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
RE_17_17	<---	F_Exp_Em_Pos	1,000				
RE_9_20	<---	F_Exp_Em_Pos	,917	,056	16,452	***	
RE_15_21	<---	F_Exp_Em_Pos	,487	,046	10,555	***	
RE_11_22	<---	F_Exp_Em_Pos	,696	,048	14,383	***	
RE_4_7	<---	F_Ext_Aut	1,000				
RE_2_14	<---	F_Ext_Aut	,766	,074	10,292	***	
RE_13_15	<---	F_Ext_Aut	1,202	,100	11,986	***	
RE_16_16	<---	F_Ext_Aut	1,135	,081	14,102	***	
RE_8_8	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,000				
RE_14_10	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,871	,108	8,070	***	
RE_3_11	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,751	,093	8,078	***	
RE_6_12	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,707	,102	6,905	***	
RE_10_13	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,826	,101	8,182	***	
RE_1_1	<---	F_Identificación	1,000				
RE_5_2	<---	F_Identificación	2,449	,496	4,933	***	
RE_7_4_inv	<---	F_Identificación	,393	,140	2,813	,005	
RE_12_5_inv	<---	F_Identificación	,329	,148	2,223	,026	

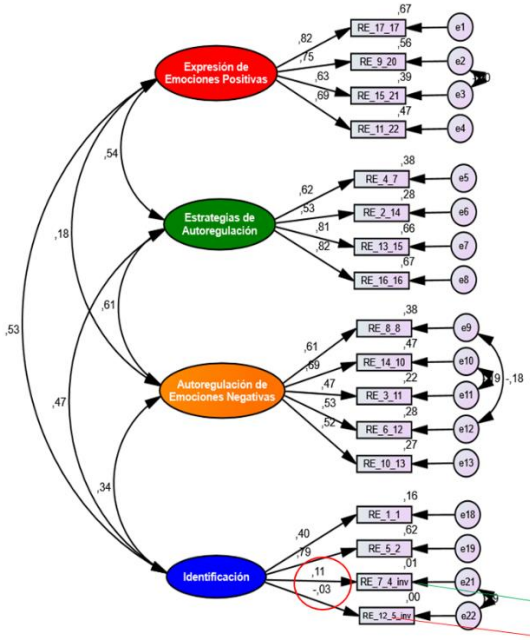
AFC 1– PARAGUAY, 2° piloto



Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
RE_17_17	<---	F_Exp_Em_Pos	1,000				
RE_9_20	<---	F_Exp_Em_Pos	,863	,066	12,974	***	
RE_15_21	<---	F_Exp_Em_Pos	,794	,072	10,968	***	
RE_11_22	<---	F_Exp_Em_Pos	,953	,085	11,251	***	
RE_4_7	<---	F_Ext_Aut	1,000				
RE_2_14	<---	F_Ext_Aut	1,298	,141	9,185	***	
RE_13_15	<---	F_Ext_Aut	1,445	,125	11,596	***	
RE_16_16	<---	F_Ext_Aut	1,353	,117	11,536	***	
RE_8_8	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,000				
RE_14_10	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,175	,099	11,863	***	
RE_3_11	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,836	,103	8,124	***	
RE_6_12	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,860	,108	7,999	***	
RE_10_13	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,012	,112	9,071	***	
RE_1_1	<---	F_Identificación	1,000				
RE_5_2	<---	F_Identificación	1,480	,235	6,309	***	
RE_7_4_inv	<---	F_Identificación	,286	,121	2,353	,019	
RE_12_5_inv	<---	F_Identificación	,147	,124	1,182	,237	

AFC 1– URUGUAY, 2° piloto



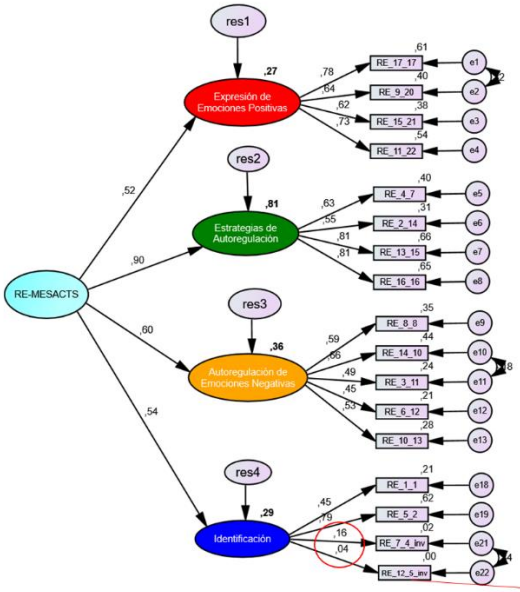
Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
RE_17_17	<---	F_Exp_Em_Pos	1,000				
RE_9_20	<---	F_Exp_Em_Pos	,998	,059	16,957	***	
RE_15_21	<---	F_Exp_Em_Pos	,690	,050	13,918	***	
RE_11_22	<---	F_Exp_Em_Pos	,836	,050	16,565	***	
RE_4_7	<---	F_Ext_Aut	1,000				
RE_2_14	<---	F_Ext_Aut	,755	,070	10,744	***	
RE_13_15	<---	F_Ext_Aut	1,220	,083	14,617	***	
RE_16_16	<---	F_Ext_Aut	1,234	,084	14,662	***	
RE_8_8	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,000				
RE_14_10	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,130	,105	10,738	***	
RE_3_11	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,777	,095	8,209	***	
RE_6_12	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,936	,103	9,054	***	
RE_10_13	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,859	,089	9,619	***	
RE_1_1	<---	F_Identificación	1,000				
RE_5_2	<---	F_Identificación	2,192	,383	5,721	***	
RE_7_4_inv	<---	F_Identificación	,304	,144	2,109	,035	
RE_12_5_inv	<---	F_Identificación	-,078	,139	-,565	,572	

Con la intención de averiguar la posibilidad de conservar en el modelo factorial de la escala el potencial informativo interno a los ítems RE_7_4 y RE_12_5, ha sido realizado un AFC adicional aplicándolo a un modelo alternativo diseñado con factores de segundo orden (figura 7).

Sin embargo, también este modelo no ha logrado expresar valores psicométricos aceptables, capaces de autorizar la conservación de los ítems RE_7_4 y RE_12_5 en la estructura de la escala.

Figura 7. AFC_1 Muestra General con factores de segundo orden, 2° piloto



Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
Expr_Em_Pos	<---	Reg_Em	,368	,046	8,001	***	
F_Ext_Aut	<---	Reg_Em	,646	,058	11,203	***	
Fac_Aut_Em_Neg	<---	Reg_Em	,317	,045	7,034	***	
F_Identificación	<---	Reg_Em	,211	,049	4,300	***	
RE_17_17	<---	Expr_Em_Pos	1,000				
RE_9_20	<---	Expr_Em_Pos	1,015	,072	14,059	***	
RE_15_21	<---	Expr_Em_Pos	[illegible]	,060	11,699	***	
RE_11_22	<---	Expr_Em_Pos	[illegible]	,065	12,939	***	
RE_4_7	<---	F_Ext_Aut	[illegible]				
RE_2_14	<---	F_Ext_Aut	,677	,069	9,849	***	
RE_13_15	<---	F_Ext_Aut	1,114	,080	13,870	***	
RE_16_16	<---	F_Ext_Aut	1,059	,077	13,832	***	
RE_8_8	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,000				
RE_14_10	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,990	,139	7,110	***	
RE_3_11	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,796	,123	6,486	***	
RE_6_12	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,865	,134	6,457	***	
RE_10_13	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,883	,129	6,863	***	
RE_1_1	<---	F_Identificación	1,000				
RE_5_2	<---	F_Identificación	2,058	,459	4,479	***	
RE_7_4_inv	<---	F_Identificación	,165	,158	1,046	,296	
RE_15_21	<---	Expr_Em_Pos	,715	,028	25,896	***	
RE_11_22	<---	Expr_Em_Pos	,959	,034	28,157	***	
RE_4_7	<---	F_Ext_Aut	1,000				
RE_2_14	<---	F_Ext_Aut	,764	,033	23,397	***	
RE_13_15	<---	F_Ext_Aut	1,211	,039	30,792	***	
RE_16_16	<---	F_Ext_Aut	1,179	,038	30,701	***	
RE_8_8	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,000				
RE_14_10	<---	Fac_Aut_Em_Neg	1,136	,055	20,547	***	
RE_3_11	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,796	,048	16,526	***	
RE_6_12	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,814	,047	17,241	***	
RE_10_13	<---	Fac_Aut_Em_Neg	,881	,046	19,277	***	
RE_1_1	<---	F_Identificación	1,000				
RE_5_2	<---	F_Identificación	1,923	,168	11,460	***	
RE_7_4_inv	<---	F_Identificación	,389	,062	6,281	***	
RE_12_5_inv	<---	F_Identificación	,098	,059	1,653	,098	

CHILE

Como muestra la figura 7, a nivel de muestra general se confirman los valores bajos de los coeficientes de regresión relativos a la capacidad predictiva del factor *Identificación* sobre la varianza de los ítems RE_7_4 y RE_12_5 y la falta de significatividad estadística de la relación *Identificación* → RE_12_5. A nivel de muestras-países esta criticidad se encuentra también en la muestra de Chile.

A raíz de estas evidencias ha sido una obligación metodológica la decisión de renunciar a los dos ítems mencionados, no logrando garantizar valores psicométricamente aceptables en el modelo factorial de la escala que los incluya.

Tomada esta decisión se volvió a observar la fiabilidad de la escala conformada por 15 variables, con la exclusión de los ítems RE_7_4 y RE_12_5, y la articulación de las variables por componentes principales. A nivel de muestra general los parámetros de fiabilidad de la escala se confirmaron satisfactorios (tabla 17), con Alfa de Cronbach = .811 y relaciones ítem-test aceptables (valores de la correlación ítem-test siempre > .20 y con promedio = .42; la eliminación de ningún ítem produciría una mejora del valor del Alfa de Cronbach de la escala).

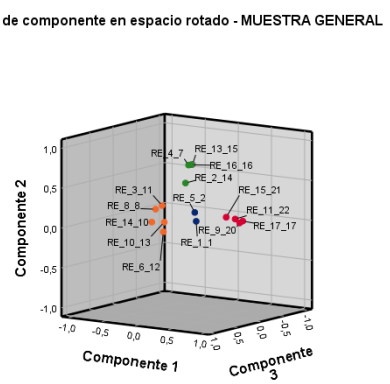
Tabla 17. Valores de fiabilidad de la escala con 15 variables

	Correlación total de ítem corregida	Alfa de Cronbach con ítem suprimido		Correlación total de ítem corregida	Alfa de Cronbach con ítem suprimido
RE_1_1	.263	.810	RE_10_13	.361	.804
RE_2_14	.513	.794	RE_11_22	.446	.798
RE_3_11	.319	.807	RE_13_15	.603	.786
RE_4_7	.477	.796	RE_14_10	.355	.805
RE_5_2	.421	.800	RE_15_21	.432	.800
RE_6_12	.318	.808	RE_16_16	.597	.787
RE_8_8	.370	.804	RE_17_17	.468	.797
RE_9_20	.399	.802			
Alfa de Cronbach = .811					

El AFE aplicado a esta conformación de la escala (tabla 18) ha confirmado una estructura en cuatro componentes, con los dos ítems RE_1_1 y RE_5_2 (elementos del factor *Identificación* junto con los dos ítems excluidos) saturando en un único factor y con el 57.2% de varianza total explicada.

Tabla 18. AFE_2 (15 variables), Muestra General

	1	2	3	4
RE_1_1				.840
RE_2_14		.571		
RE_3_11			.419	
RE_4_7		.762		
RE_5_2				.712
RE_6_12			.635	
RE_8_8			.627	
RE_9_20	.797			
RE_10_13			.656	
RE_11_22	.749			
RE_13_15		.795		
RE_14_10			.753	
RE_15_21	.662			
RE_16_16		.795		
RE_17_17	.860			



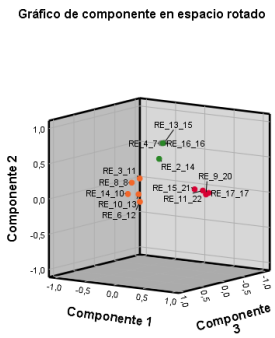
Este resultado si por un lado autoriza a seguir incluyendo en la escala los dos ítems RE_7_4 y RE_12_5, por el otro determina un componente con un número limitado de variables para cubrir adecuadamente el constructo *Identificación*. Por esta razón se ha verificado el funcionamiento de la escala eliminando por entero el componente *Identificación.* Las tablas 19 y 20 muestran los valores de fiabilidad y el AFE de esta versión de la escala (55.2% de varianza total explicada).

Tabla 19. Valores de fiabilidad de la escala con 13 variables

	Correlación total de ítem corregida	Alfa de Cronbach con el ítem suprimido		Correlación total de ítem corregida	Alfa de Cronbach con el ítem suprimido
RE_2_14	.513	.782	RE_11_22	.420	.790
RE_3_11	.318	.798	RE_13_15	.609	.773
RE_4_7	.478	.785	RE_14_10	.370	.794
RE_6_12	.314	.800	RE_15_21	.420	.790
RE_8_8	.389	.793	RE_16_16	.610	.773
RE_9_20	.380	.794	RE_17_17	.453	.787
RE_10_13	.376	.794			
Alfa de Cronbach = .802					

Tabla 20. AFE_3 (13 variables), Muestra General

	1	2	3
RE_2_14		.580	
RE_3_11			.438
RE_4_7		.766	
RE_6_12			.641
RE_8_8			.628
RE_9_20	.798		
RE_10_13			.650
RE_11_22	.767		
RE_13_15		.796	
RE_14_10			.749
RE_15_21	.673		
RE_16_16		.792	
RE_17_17	.861		



Como es posible observar, a nivel de AFE ambas versiones de la escala expresan valores adecuados y de hecho nos entregan dos opciones: (a) seguir incluyendo los dos ítems RE_7_4 y RE_12_5 teniendo en cuenta la relevancia del potencial informativo aportado relativo al componente *Identificación*, pero excluyendo este componente de los análisis diferenciados por factores debido al número limitado de variables disponibles; (b) excluir los ítems RE_7_4 y RE_12_5, renunciando definitivamente al componente *Identificación* y valorando una estructura de la escala más sencilla y coherente.

Antes de tomar una decisión al respecto ambos modelos han sido sometidos a AFC, ambos consiguiendo valores de los índices de ajuste muy satisfactorios (tabla 21 y figuras 8 y 9).

Tabla 21. Índices de ajuste relativos a los modelos alternativos con 15 y 13 variables

	χ^2/gdl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
AFC_2 (15 ítems)	5.97	.95	.96	.04	.04
AFC_3 (13 ítems)	6.54	.95	.96	.05	.04

Figura 8. AFC_2: modelo con 15 variables

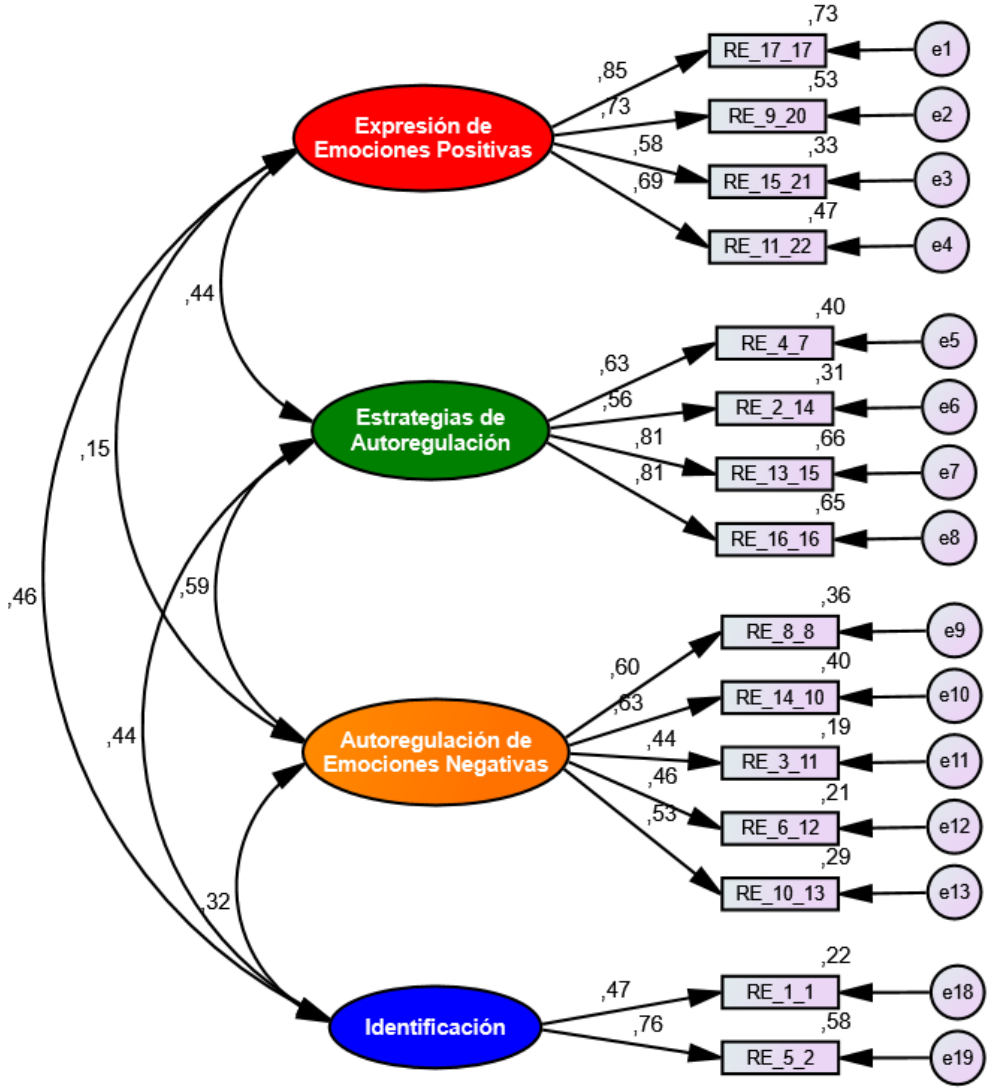
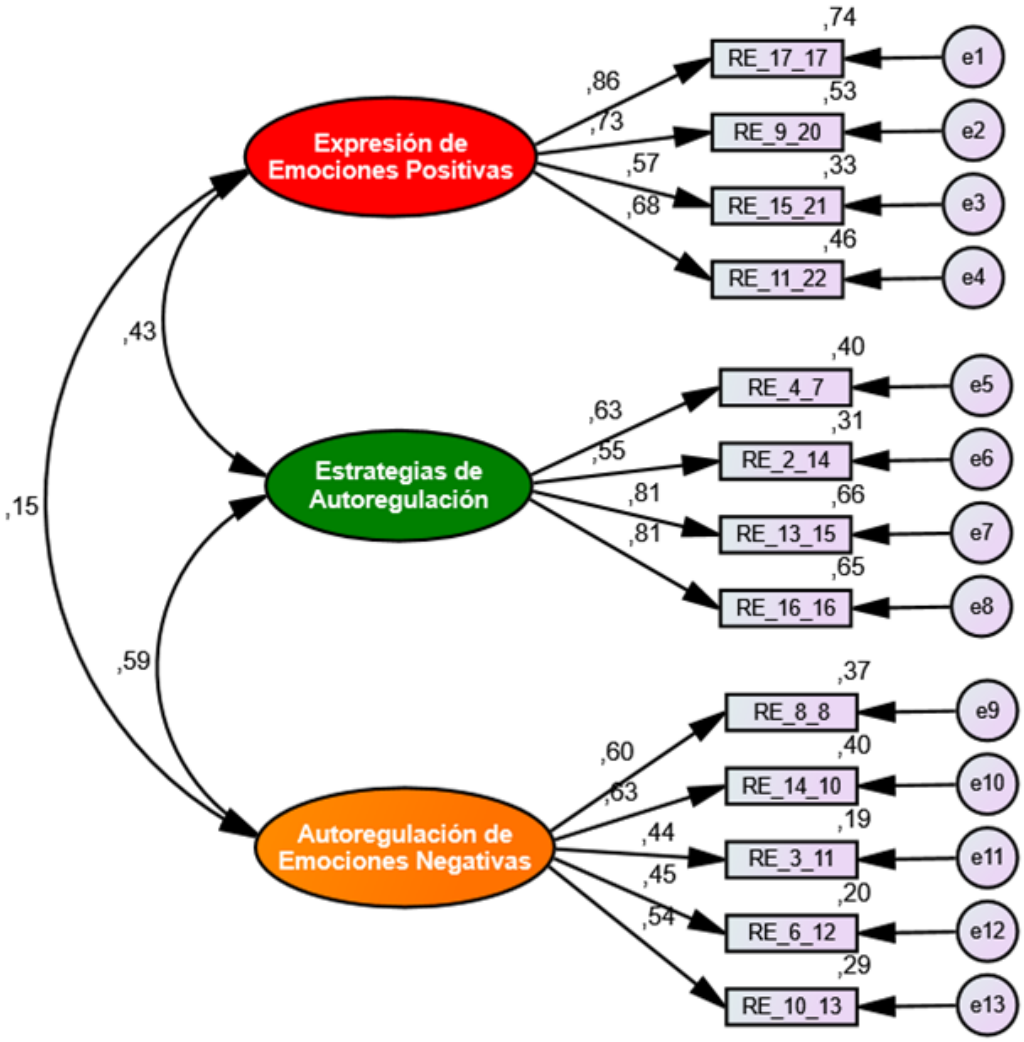


Figura 9. AFC 3: modelo con 13 variables



Como es posible observar, los dos modelos expresan valores equivalentes:

a. de los índices de ajuste;
b. de los coeficientes de regresión descriptivos de la capacidad predictiva de los factores latentes;
c. de los coeficientes de covarianza entre los factores latentes.

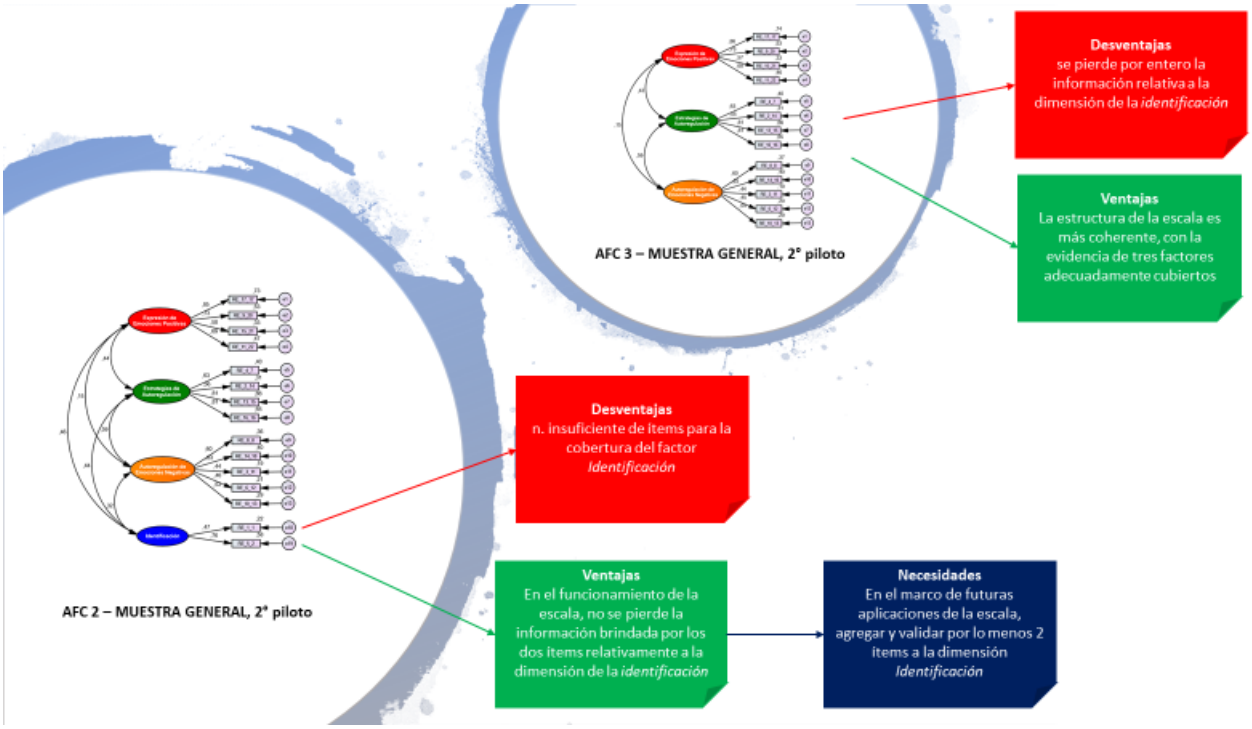
A raíz de estas evidencias, la decisión sobre qué modelo elegir ha sido orientada por la consideración de las ventajas y desventajas correspondientes a las dos opciones (figura 10). En detalle:

a. Modelo con 15 variables, que conserva el factor *Identificación* con dos ítems
   - desventajas: n. limitado de ítems para la cobertura del factor *Identificación*;
   - ventajas: en el funcionamiento de la escala, no se pierde la información brindada por los dos ítems relativamente a la dimensión de la *identificación*.
b. Modelo con 13 variables, que excluye definitivamente el factor *Identificación*
   - desventajas: se pierde por entero la información relativa a la dimensión de la *Identificación*;
   - ventajas: la estructura de la escala es más coherente, con la evidencia de tres factores adecuadamente cubiertos

Con base en estas consideraciones, valorando sobre todo la relevancia de mantener la información brindada por los dos ítems RE_7_4 y RE_12_5 en el funcionamiento global de la escala, **se decidió asumir el modelo RE-MESACTS con 15 variables**, conservando el factor *Identificación,* aunque renunciando al análisis del

subconstructo debido a la insuficiencia del número de ítems que lo describen. El factor deberá ser integrado por al menos 2 ítems en el marco de futuras aplicaciones de la escala.

Figura 10. Ventajas y desventajas de los dos modelos alternativos



Tomada esta decisión, con el fin de averiguar la constancia del funcionamiento de la escala en los distintos contextos de aplicación, se hizo necesario:

a. analizar el funcionamiento del modelo RE-MESACTS con 15 variables en cada muestra-país del segundo piloto;
b. volver a las bases de datos del primer piloto para observar y confirmar el funcionamiento del modelo RE-MESACTS con 15 variables en la muestra general y en cada muestra-país.

Antes que todo, la fiabilidad de la escala ha sido confirmada en todas las muestras, a raíz de los valores satisfactorios del Alfa de Cronbach (tabla 22) y de la ausencia de mejoras de dichos valores si se hubiera eliminado algún ítem.

Tabla 22. Valores del Alfa de Cronbach en las muestras de los dos pilotos

Primer Piloto						Segundo Piloto					
M. G.	Argent.	Chile	Colom.	El Salv.	Parag.	M. G.	Argent.	Chile	Colom.	Parag.	Urug.
0.773	0.771	0.794	0.759	0.765	0.717	0.811	0.776	0.814	0.793	0.816	0.822

La fiabilidad final de la escala ha sido averiguada con el método de la División a Mitad, que ha confirmado en todas las muestras valores satisfactorios de los parámetros considerados (tabla 23).

Tabla 23. Valores fiabilidad con Método División dos Mitades

	Primer Piloto						Segundo Piloto					
	M. G.	Arg.	Chile	Col.	El Salv.	Parag.	M. G.	Arg.	Chile	Col.	Parag.	Urug.
coef. Spearman-Brown	.591	.600	.597	.601	.654	.502	.788	.759	.761	.803	.785	.798
coef. dos mitades de Guttman	.589	.599	.596	.596	.654	.501	.788	.758	.760	.802	.784	.797

Asimismo, los AFE aplicados a todas las muestras tanto del primero como del segundo piloto han confirmado la constancia de la articulación factorial de los ítems en cuatro componentes, replicando la estructura destacada en el AFE de la muestra general del segundo piloto (tabla 18).

El paso siguiente del proceso de validación fue someter a AFC en todas las 12 muestras el modelo ya confirmado a nivel de AFE, con la expectativa de encontrar valores satisfactorios de los índices de ajuste y confirmación de la estructura del modelo factorial.

Los resultados de este análisis han sido muy satisfactorios en todas las muestras, con la única excepción de la muestra de Paraguay del primer piloto, en la cual el modelo RE-MESACTS con 15 variables no resistió al AFC. En este caso se ha confirmado, con excelentes valores de los índices de ajuste, el modelo con tres factores y 13 variables sin el factor *Identificación*.

En todas las demás muestras los AFC han dado resultados satisfactorios. En particular, se señala que, tanto en el primero como en el segundo piloto, los valores del RMSEA y del SRMR han sido excelentes, con los coeficientes siempre situados entre .03 y .05 (tabla 24).

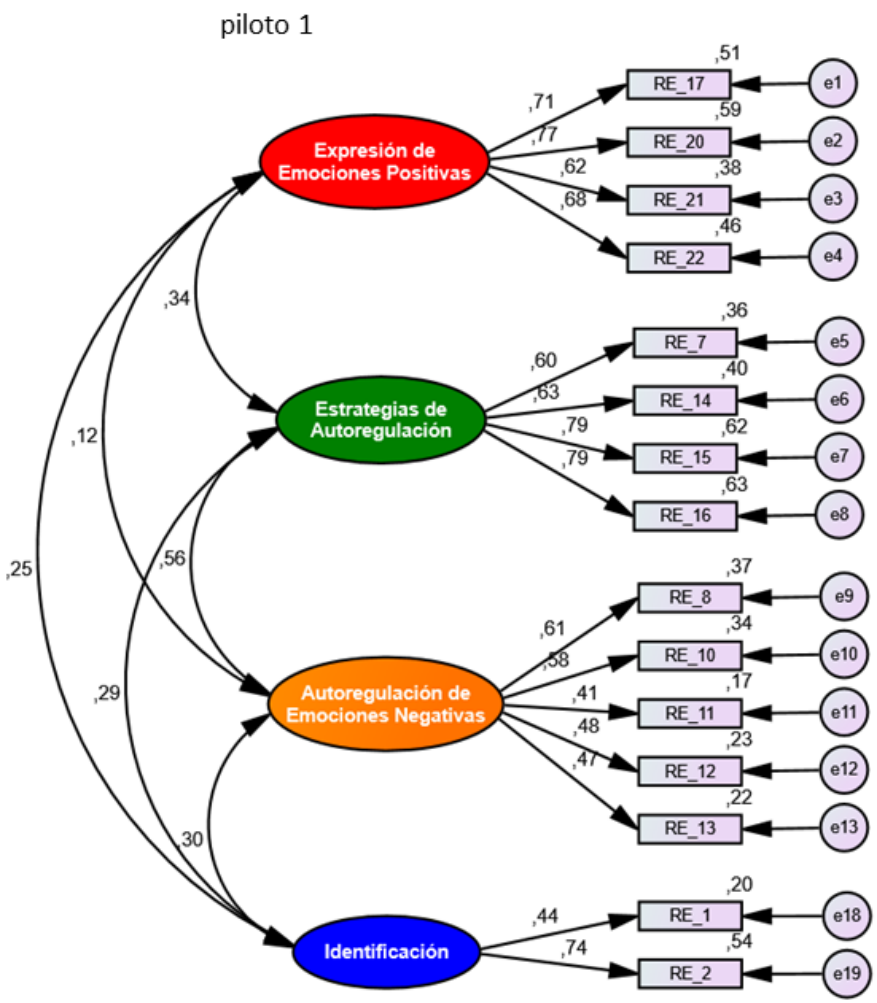
Con respecto a los coeficientes descriptivos del modelo factorial, en todas las muestras se han encontrado valores satisfactorios de los coeficientes de regresión, confirmando una adecuada capacidad predictiva de los factores latentes. Sólo en las muestras de Colombia y El Salvador del primer piloto se han encontrado criticidades en la relación *RE_2 <--- F_Identificación*, registrando en este caso una falta de significatividad con $p > .05$. Siempre entre las muestras del primer piloto se destacan los casos de Colombia y Argentina, los únicos en los cuales ha sido necesario corregir el modelo introduciendo covarianzas entre los errores de medición.

Tabla 24. AFC final modelo RE-MESACTS con 15 variables, Piloto 1 y 2: valores de los índices de ajuste

	PRIMER PILOTO						SEGUNDO PILOTO				
	χ^2/gdl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR		χ^2/gdl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
Muestra General	2.65	.97	.97	.03	.03	Muestra General	5.97	.95	.96	.04	.04
Argentina	1.53	.95	.96	.04	.05	Argentina	2.35	.93	.94	.05	.05
Chile	1.75	.93	.95	.05	.05	Chile	1.94	.94	.95	.05	.05
Colombia	1.51	.96	.97	.04	.05	Colombia	2.32	.93	.95	.05	.05
Paraguay (sin Ident.)	1.21	.98	.98	.03	.04	Paraguay	2.48	.92	.94	.05	.05
El Salvador	1.29	.95	.96	.04	.05	Uruguay	2.45	.94	.95	.05	.04

Las figuras de 11 a 16 muestran los resultados de los AFC aplicados al modelo RE-MESACTS con 15 variables y cuatro factores con base en las muestras del primero y segundo piloto.

Figura 11. AFC final aplicado a las MUESTRAS GENERALES del Piloto 1 y 2



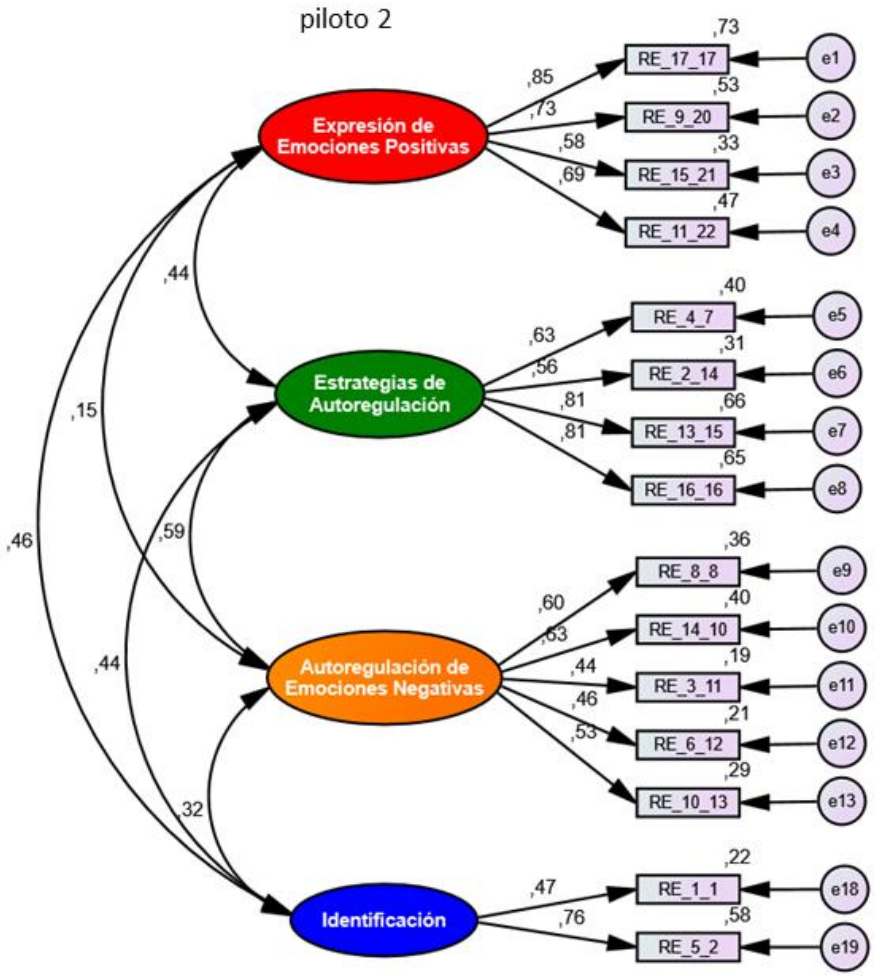


Figura 12. AFC final aplicado a las Muestras de ARGENTINA del Piloto 1 y 2

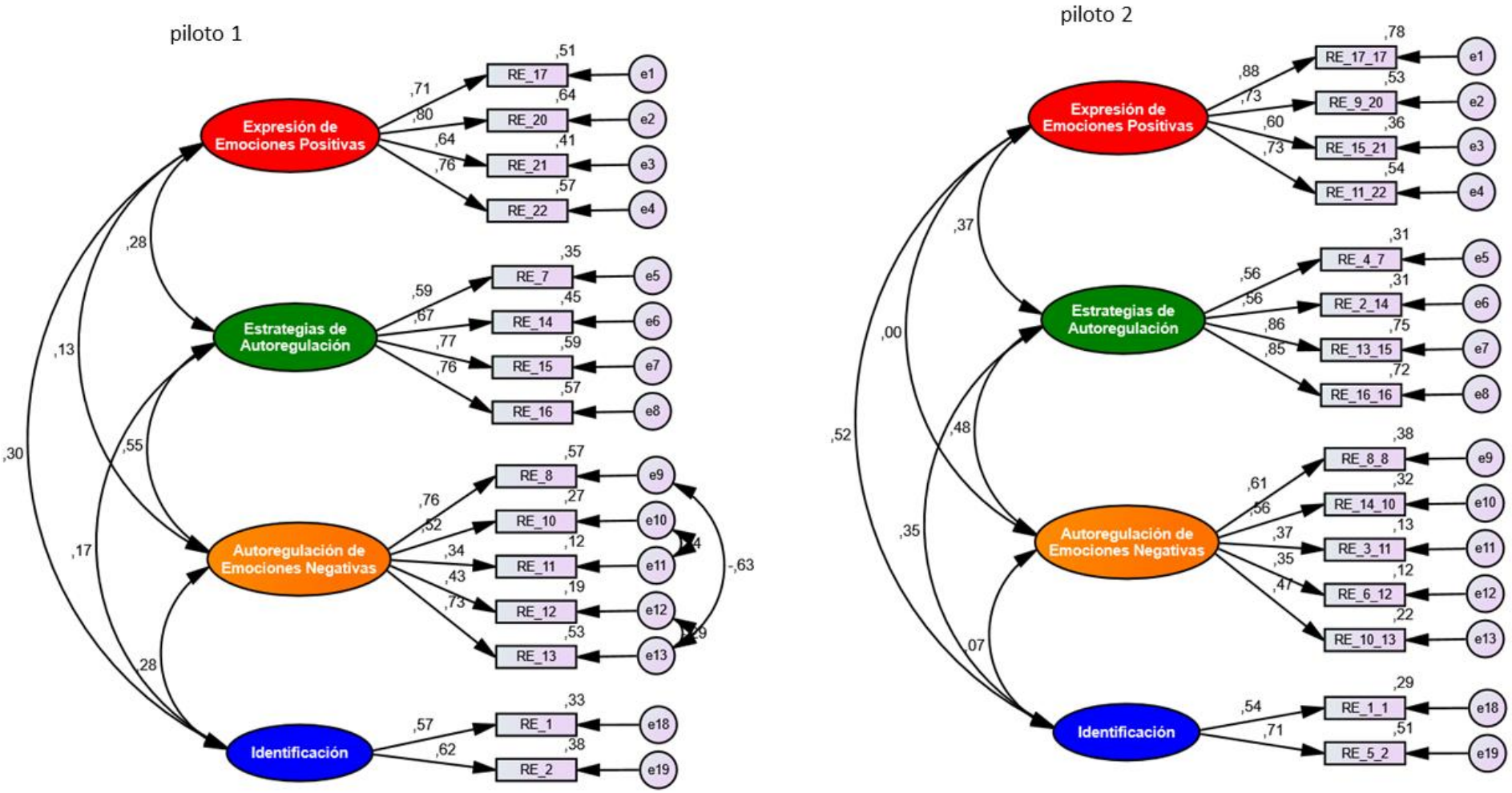


Figura 13. AFC final aplicado a las Muestras de CHILE del Piloto 1 y 2

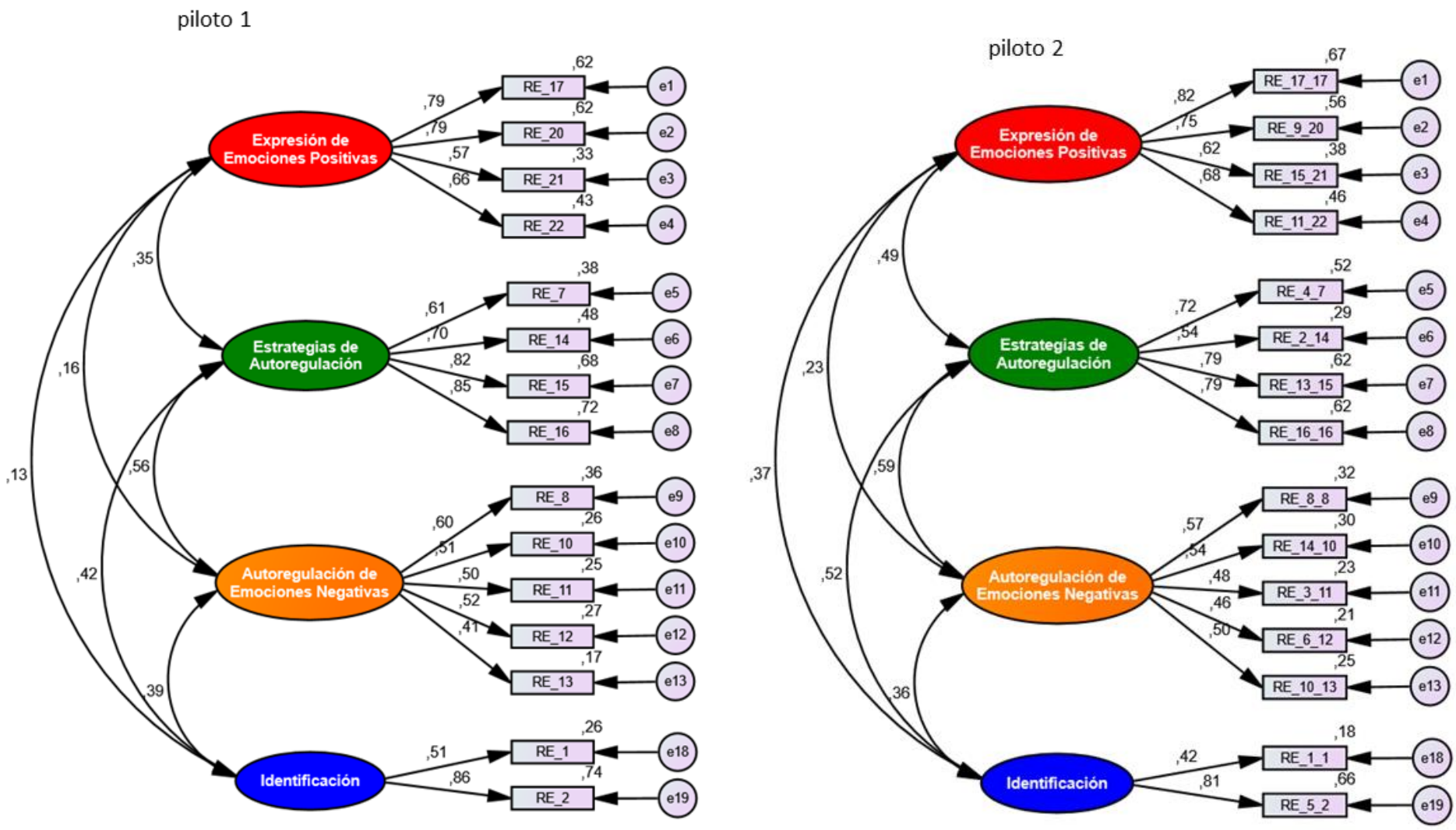
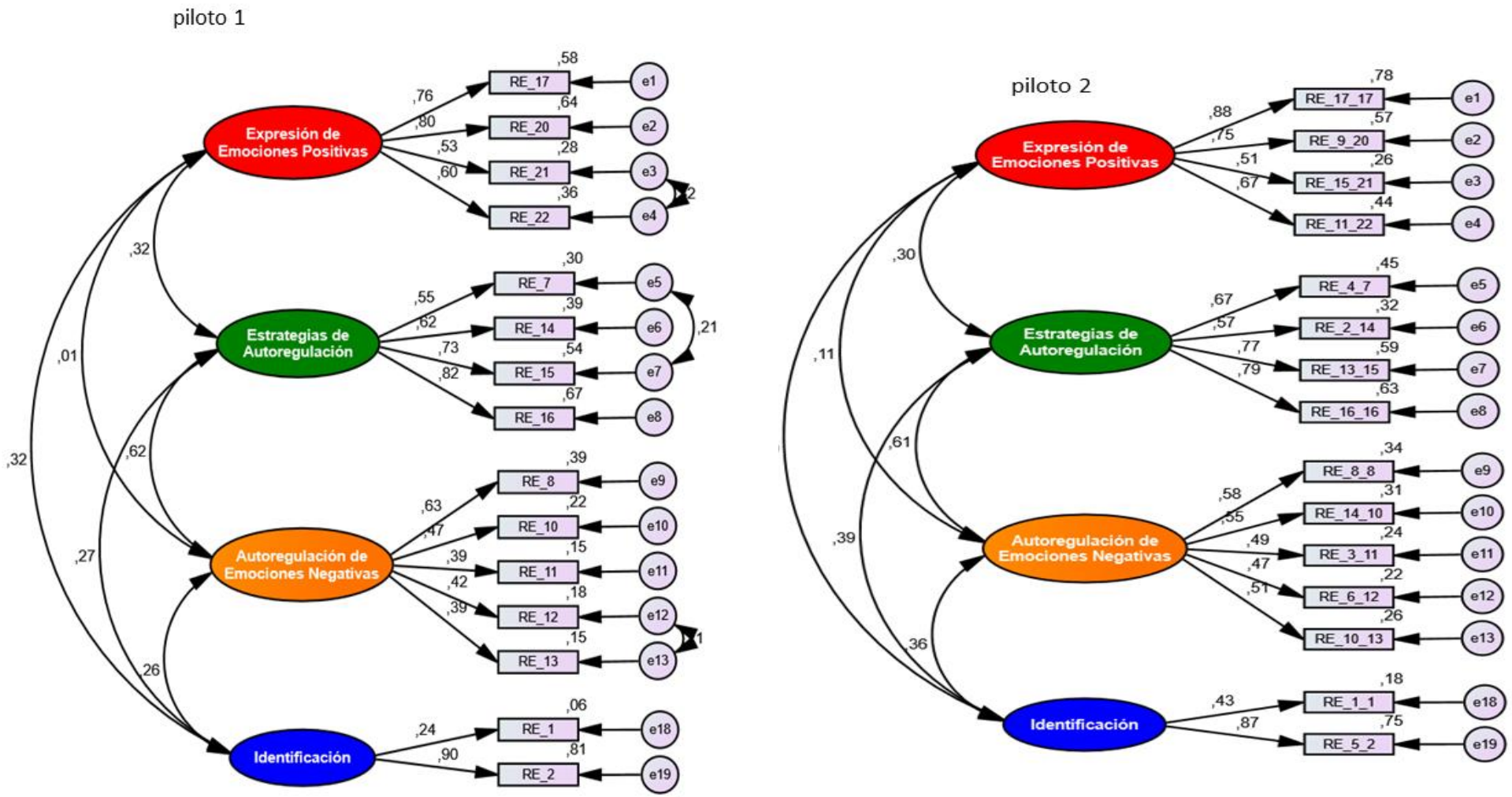


Figura 14. AFC final aplicado a las Muestras de COLOMBIA del Piloto 1 y 2



RE_2 <--- F_Identificación p=,074

Figura 15. AFC final aplicado a las Muestras de PARAGUAY del Piloto 1 y 2

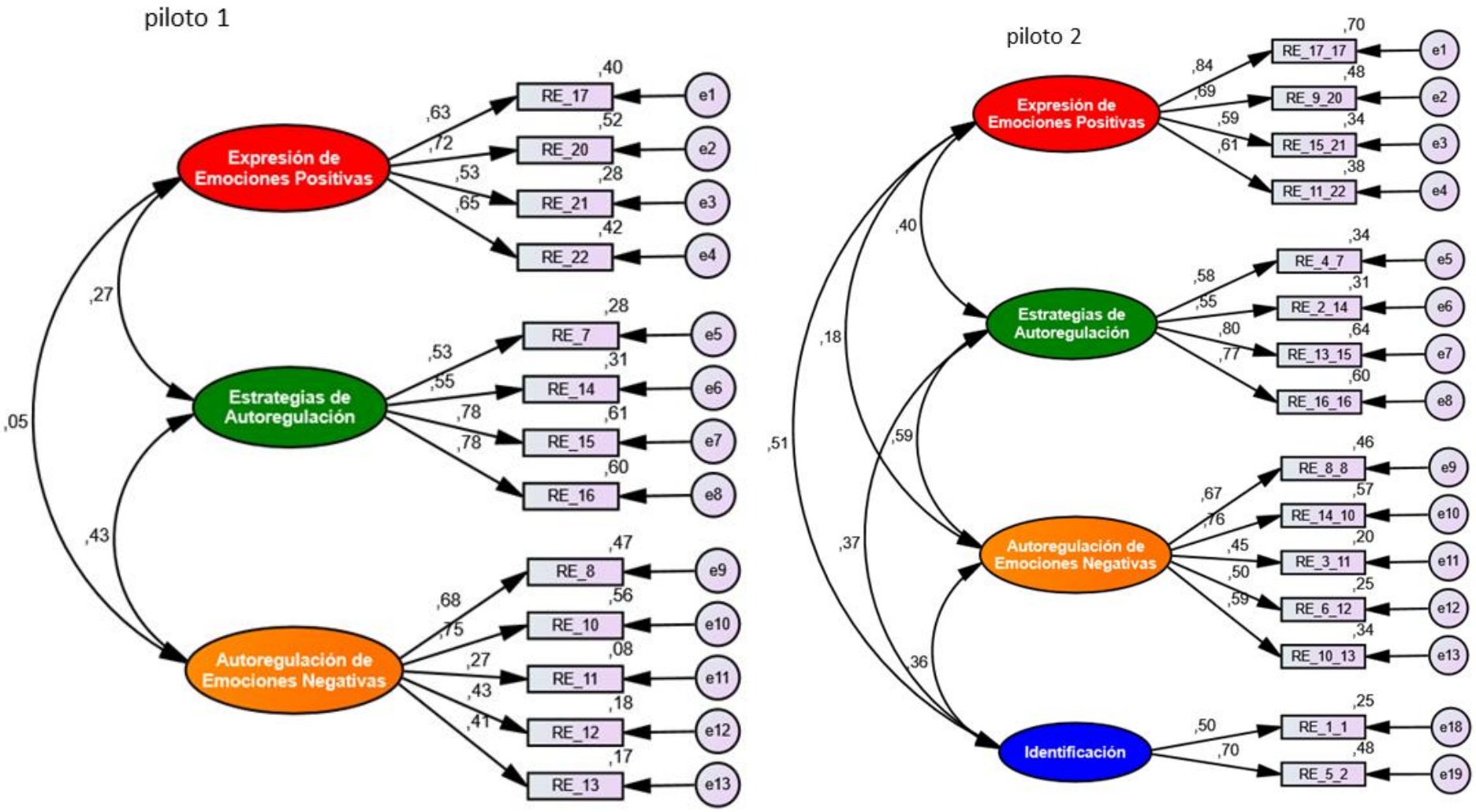


Figura 16. AFC final aplicado a la Muestra de EL SALVADOR del Piloto 1

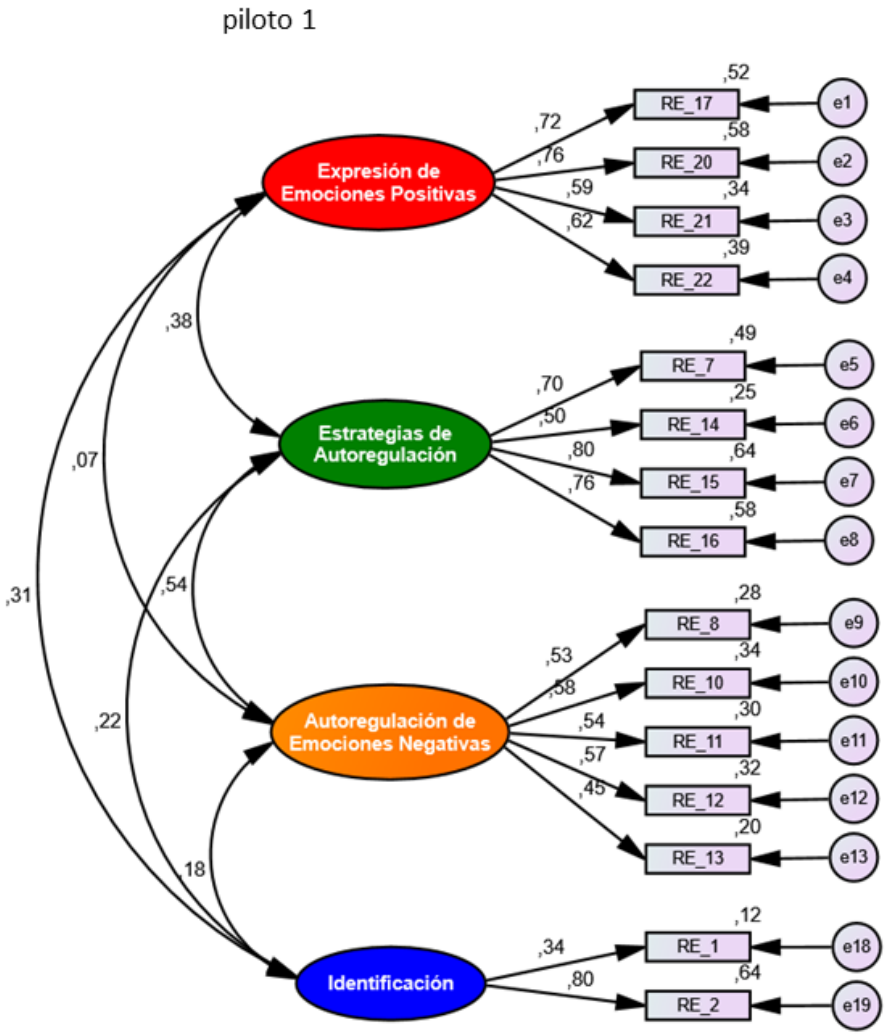
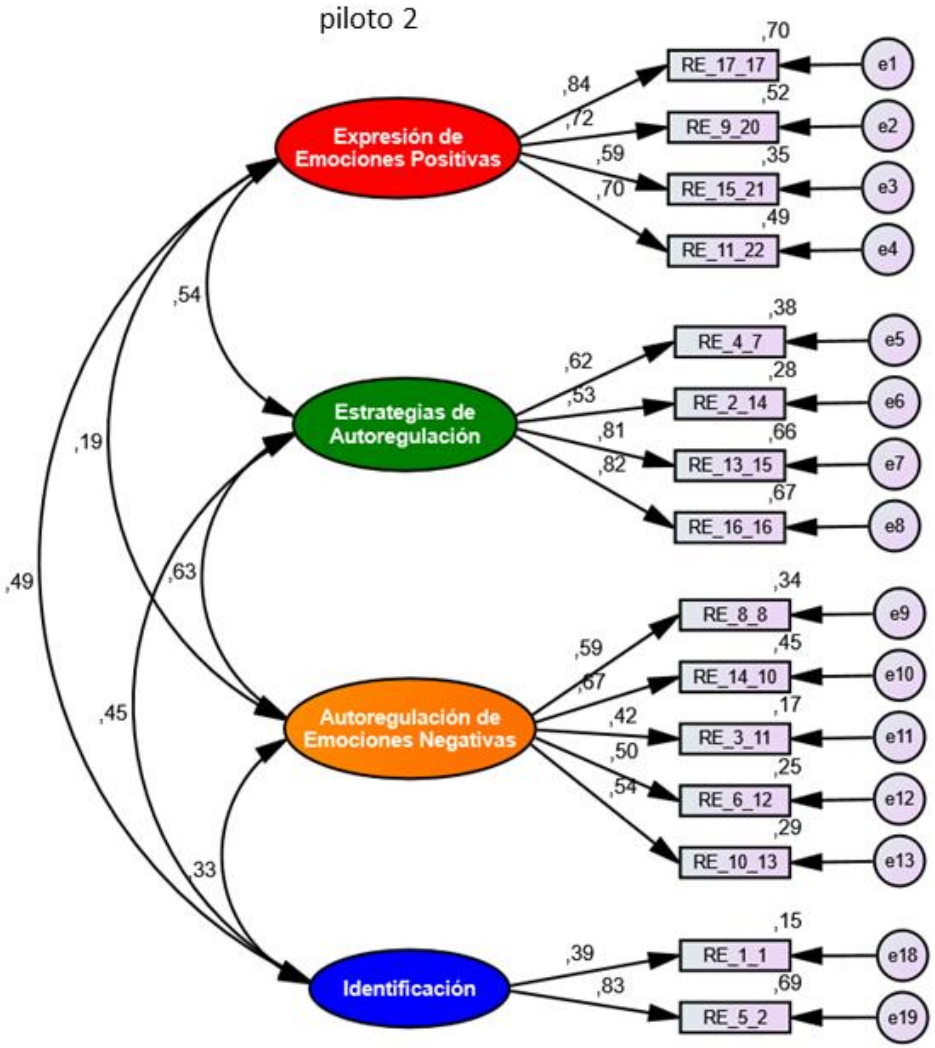


Figura 16b. AFC final aplicado a la Muestra de URUGUAY del Piloto 2



RE_2 <--- F_Identificación p=,112

A raíz de estas evidencias, el modelo factorial de la escala RE-MESACTS con 15 variables y cuatro factores, manteniendo al mismo tiempo el factor *Identificación,* aunque con cobertura limitada, se confirma validado y caracterizado por robustez psicométrica. En particular, se destacan las siguientes conclusiones:

a. el modelo final de la escala RE-MESACTS, con 15 variables, ha sido aplicado en 12 muestras distintas de adolescentes entre 13 y 20 años, estudiantes en colegios de escuela secundaria de 6 países (Argentina, Chile, Colombia, El Salvador, Paraguay y Uruguay);

b. tras las 12 aplicaciones, la escala ha demostrado:
   - estable coherencia interna;
   - constancia en su funcionamiento;
   - constancia en los valores de los índices psicométricos de ajuste, siempre entre bueno y excelente;
   - replicabilidad;
   - capacidad de resistir a los cambios de los contextos culturales.

Por lo tanto, se considera definitivamente validada la escala RE-MESACTS y disponible para su aplicación generalizada conforme a las específicas programaciones de los países interesados. La tabla 25 muestra la versión final de la escala.

Tabla 25. Versión final de la escala RE-MESACTS

	Nunca	A veces	A menudo	Siempre
1. Ante distintas situaciones diarias me doy cuenta de mis emociones	1	2	3	4
2. Logro levantar el ánimo cuando tengo dificultades	1	2	3	4
3. Manejo el miedo cuando me siento en peligro	1	2	3	4
4. Cuando me siento mal (por ejemplo, triste, enojado o preocupado), pienso en otra cosa para sentirme mejor	1	2	3	4
5. Pongo [presto] atención a mis emociones	1	2	3	4
6. Trato de mantener la calma cuando alguien me hace pasar vergüenza	1	2	3	4
7. Puedo tranquilizarme cuando estoy nervioso	1	2	3	4
8. Cuando logro algo importante demuestro mi alegría a los demás	1	2	3	4
9. Tolero la frustración cuando las cosas no salen como yo esperaba	1	2	3	4
10. Expreso mis emociones cuando estoy de buen humor	1	2	3	4
11. Cuando me siento mal (por ejemplo, triste, enojado o preocupado) hago algo, para sentirme mejor	1	2	3	4
12. Puedo mantener la calma cuando estoy enojado [molesto]	1	2	3	4
13. Expreso alegría y entusiasmo en encuentros con amigos	1	2	3	4
14. Cuando estoy triste, intento hacer otras cosas para subir el ánimo	1	2	3	4
15. Expreso mi felicidad a los demás cuando sucede algo bueno	1	2	3	4

5. Identificación de los puntos de corte de la escala RE-MESACTS: relación con la Escala de Autoestima de Morris Rosemberg

Como mencionado anteriormente, con el fin de identificar los puntos de corte de la escala RE-MESACTS se ha decidido vincular su aplicación con la Escala de Autoestima de Morris Rosemberg (EAR) en consideración de la amplia difusión de esta escala a nivel internacional y de su demostrada correlación por un lado con patologías como la depresión y con conductas a riesgo; por el otro con una experiencia emocional positiva (Rosemberg, 1965; Gómez, Quiñones-Camacho, & Davis, 2018; Balaguer Pich, Sánchez Gómez, & García Palacios, 2018; Garaigordobil, Durá & Pérez, 2005; Garaigordobil, & Durá, 2006; Montt & Ulloa Chávez, 1995; Erkolahti, Illonen, Saarijarvi & Terho, 2003; Kim, 2003).

Como primer paso se analizó el funcionamiento de la EAR en las muestras del segundo piloto, confirmando la estructura factorial validada en literatura (entre otros: Rosemberg, 1965; Atienza, Moreno Sigüenza & Balanguer Solá, 2000; Schmitt, & Allik, 2005; Cogollo, Campo-Arias & Herazo, 2015; Chiungjung & Niambo, 2012; Rojas-Barahona, Zegers & Fórster, 2009), aunque con marginales diferencias a nivel de muestras-país por lo que se refiere a las covarianzas introducidas entre los errores de medición. La figura 17 muestra el modelo factorial validado por AFC en la muestra general y la tabla 26 los relativos índices de ajuste.

Figura 17. AFC Escala de Autoestima de Rosemberg, aplicado a la Muestra General

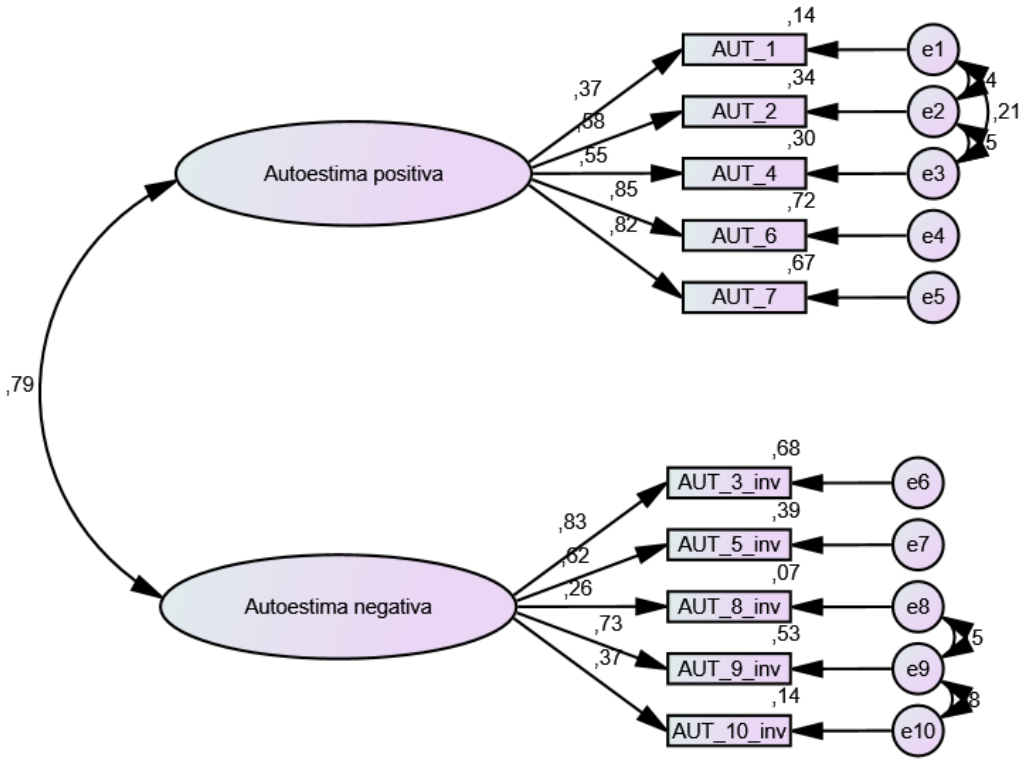


Tabla 26. AFC Escala de Autoestima de Rosemberg, aplicado a la Muestra General y a las muestras-país: Índices de ajuste

	χ^2/gdl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
Muestra General	7.66	.96	.98	.05	.03
Argentina	2.32	.96	.98	.05	.04
Chile	2.66	.94	.96	.06	.05
Colombia	2.47	.96	.97	.05	.04
Paraguay	2.47	.96	.97	.05	.04
Uruguay	2.94	.95	.97	.06	.04

Confirmado el funcionamiento de la EAR aplicada a las muestras del segundo piloto, ha sido posible averiguar la hipótesis de correlación entre RE-MESACTS y EAR. Como primer paso se ha tomado en cuenta el coeficiente

de correlación, que en todas las muestras asumió valores estadísticamente significativos en el nivel de .01 con Rho de Spearman entre .413 y .535 (tabla 27).

Tabla 27. Correlación entre EAR y RE-MESACTS: valores del Rho de Spearman

Muestra General	.492**
Argentina	.489**
Chile	.531**
Colombia	.461**
Paraguay	.535**
Uruguay	.413**

Estos valores confirman la hipótesis de correlación entre RE-MESACTS y EAR, hallazgo fundamental para poder avanzar hacia la identificación de puntos de corte de la RE-MESACTS justificados por dicha correlación. Asimismo, la normalidad de la distribución de las frecuencias de ambas las escalas (figuras 18 y 19) refuerza esta conclusión.

Figura 18. Forma la distribución de las frecuencias de RE-MESACTS

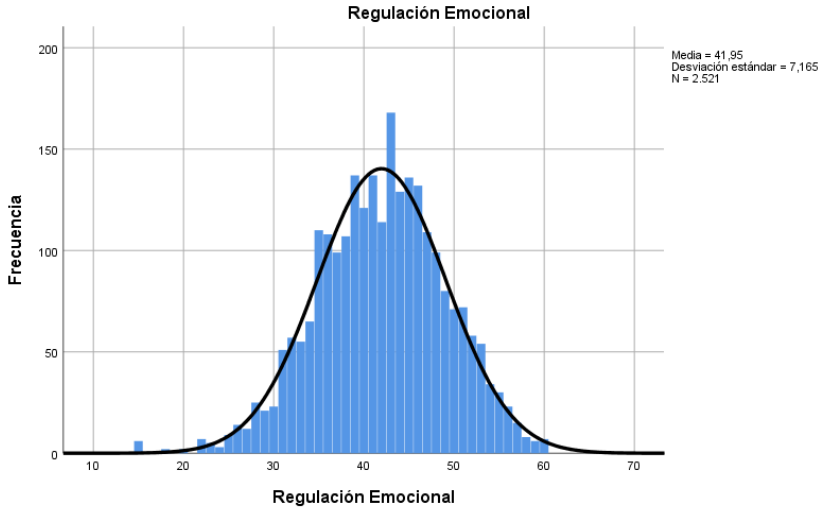
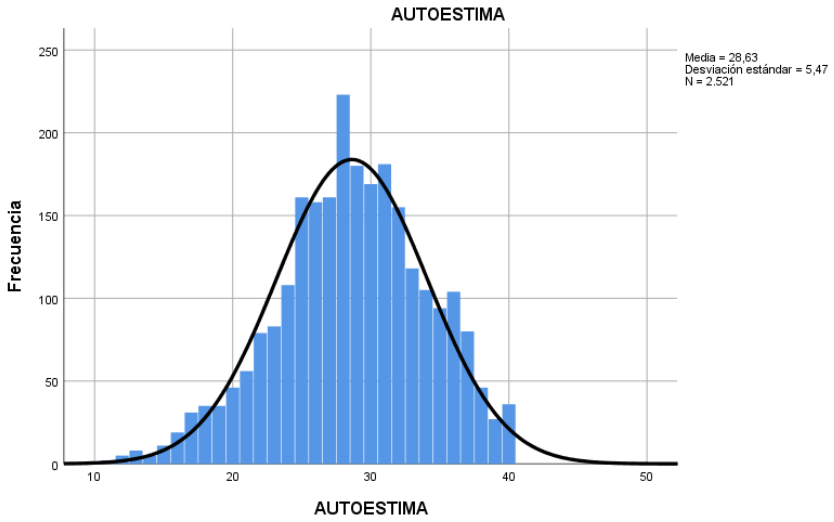


Figura 19. Forma la distribución de las frecuencias de EAR



Estas observaciones autorizaron el utilizo de los valores de la EAR como referencia para la identificación de los puntos de corte de la RE-MESACTS.

Con este fin se asumió la clasificación de la EAR validada en literatura, que articula en tres clases los valores de la escala diferenciados entre un mínimo de 10 y un máximo de 40. Las tres clases de valores corresponden a:

- autoestima baja, con valores de 10 a 25;
- autoestima vulnerable, con valores de 26 a 29;
- autoestima normal o alta, con valores de 30 a 40.

Con base en esta articulación de la EAR, en la muestra general han sido seleccionados dos grupos de jóvenes: (i) los jóvenes con valor 30 en la EAR y (ii) los jóvenes con valor 25 en la EAR. En el primer caso se trata de los jóvenes que se posicionan en el valor límite inferior de la clase *autoestima normal o alta*, en el segundo caso se trata de los jóvenes que se posicionan en el valor límite superior de la clase *autoestima baja*. De ambos grupos se ha observado el valor de la mediana de la RE-MESACTS, como evidenciado en la tabla 28:

Tabla 28. Mediana RE-MESACTS en los grupos límite de la clasificación EAR

	mediana RE-MESACTS
jóvenes con autoestima normal o alta y EAR = 30	42
jóvenes con autoestima baja y EAR = 25	38

Estos valores han sido asumidos como puntos de corte de la RE-MESACTS, definiendo una articulación de la escala en tres clases de valores:

a. regulación emocional baja, con valores RE-MESACTS de 15 a 38;
b. regulación emocional vulnerable, con valores RE-MESACTS de 39 a 41;
c. regulación emocional normal o alta, con valores RE-MESACTS de 42 a 60.

6. La escala de Bienestar Escolar Percibido

El cuestionario del segundo piloto ha incluido un grupo de 11 ítems con el objetivo de detectar el nivel de bienestar escolar percibido por los jóvenes encuestados (tabla 29). Estas preguntas fueron aplicadas en todos los países participantes en el piloto a excepción de Argentina.

Tabla 29. Ítems de la escala de Bienestar Escolar Percibido

	Totalmente en desacuerdo	En desacuerdo	De acuerdo	Totalmente de acuerdo
18. Me siento parte de esta escuela/colegio	1	2	3	4
19. En mi escuela/colegio hay jóvenes en los que puedo confiar	1	2	3	4
20. En mi escuela/colegio me siento seguro/a	1	2	3	4
21. En mi escuela/colegio puedo hacer amigos/as	1	2	3	4
22. En esta escuela/colegio puedo equivocarme sin ser juzgado/a	1	2	3	4
23. En esta escuela/colegio **no** se discrimina a nadie	1	2	3	4
24. En mi escuela/colegio me ayudan a encontrar diferentes formas de expresarme	1	2	3	4
25. En mi escuela me dan herramientas para manejar los conflictos	1	2	3	4
26. En mi escuela/colegio facilitan espacios de participación y expresión de jóvenes	1	2	3	4
27. Dentro de mi escuela/colegio **no** hay situaciones de violencia (física, verbal, psicológica)	1	2	3	4
28. En mi escuela/colegio hay adultos en los que puedo confiar	1	2	3	4

El AFE de este grupo de ítems aplicado a la muestra general ha evidenciado una estructura factorial articulada en tres componentes, como detallado en la tabla 30.

Tabla 30. AFE Escala de Bienestar Escolar

	Componente		
	1	2	3
Escuela_18	.660		
Escuela_19	.778		
Escuela_20	.634		
Escuela_21	.762		
Escuela_22			.647
Escuela_23			.806
Escuela_24		.718	
Escuela_25		.719	
Escuela_26		.744	
Escuela_27			.763
Escuela_28		.590	
Alfa de Cronbach = .801			
Varianza explicada = 56,99%			

Esta misma estructura ha sido encontrada en todas las muestras, con una única excepción relativa al ítem 22 en la muestra de Chile, que satura en el primer componente, y al ítem 20 en la muestra de Paraguay, que satura en el tercer componente.

Asumiendo como referencia la estructura evidenciada por el AFE en la muestra general, los tres componentes han sido definidos como sigue:

- componente 1: pertenencia, seguridad y confianza
- componente 2: participación
- componente 3: inclusividad

Este modelo factorial ha sido sometido a AFC para confirmar psicométricamente la robustez de la escala y la consecuente posibilidad de utilizarla en el estudio de la regulación emocional, con el fin de detectar el aporte del contexto escolar en la capacidad de los jóvenes de manejar sus propias emociones. Los resultados han sido muy satisfactorios, con valores excelentes de los índices de ajuste en todas las muestras (tabla 31).

Tabla 31. AFC de la escala de Bienestar Escolar Percibido: valores de los índices de ajuste

	χ^2/gdl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
Muestra General	5.57	.95	.96	.05	.03
Chile	1.83	.96	.97	.05	.04
Colombia	1.79	.96	.97	.04	.04
Paraguay	1.87	.96	.97	.04	.04
Uruguay	2.34	.95	.97	.05	.04

La figura 20 presenta la estructura del modelo factorial con base en la muestra general, evidenciando los valores de los coeficientes de covarianza entre los factores latentes y de los coeficientes de regresión que destacan la buena capacidad predictiva de los factores latentes sobre la varianza de los ítems correspondientes. Las figuras de 21 a 24 muestran los resultados de los AFC aplicados a las muestras-país, evidenciando la constancia de los valores del modelo.

Figura 20. AFC de la escala de Bienestar Escolar Percibido, muestra general: modelo validado

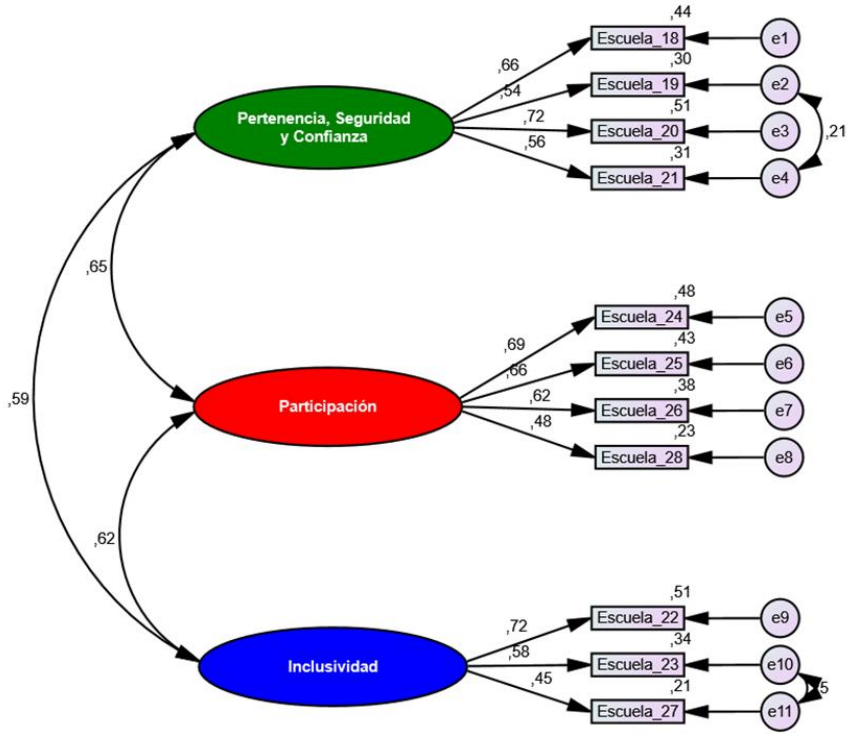


Figura 21. AFC de la escala de Bienestar Escolar Percibido, muestra CHILE: modelo validado

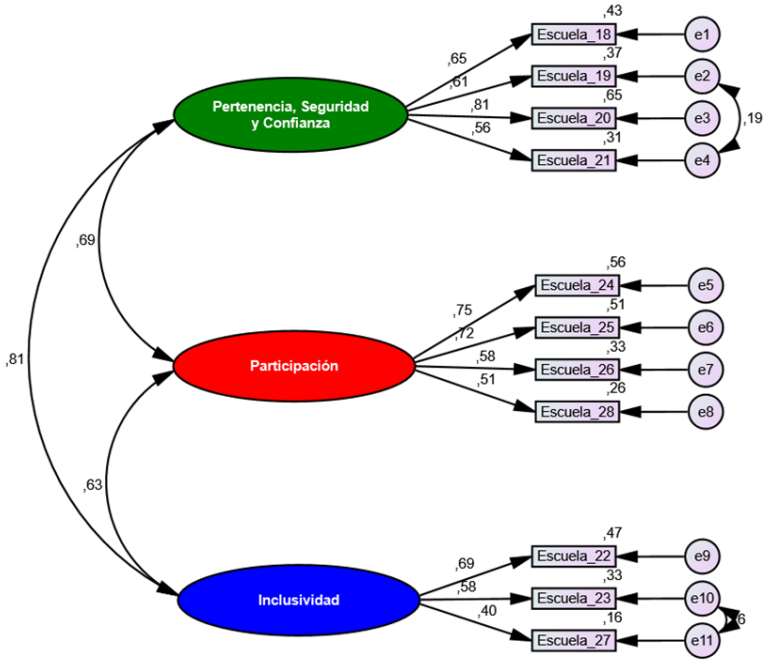


Figura 22. AFC de la escala de Bienestar Escolar Percibido, muestra COLOMBIA: modelo validado

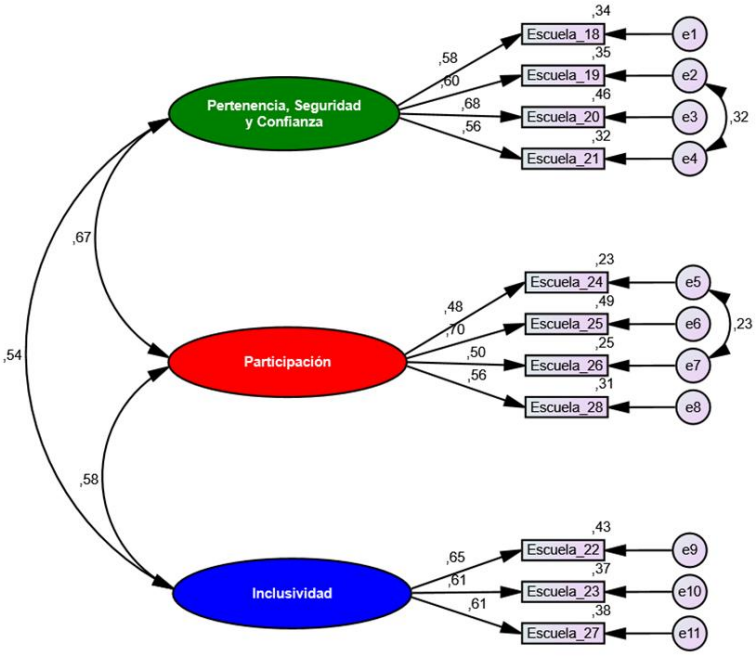


Figura 23. AFC de la escala de Bienestar Escolar Percibido, muestra PARAGUAY: modelo validado

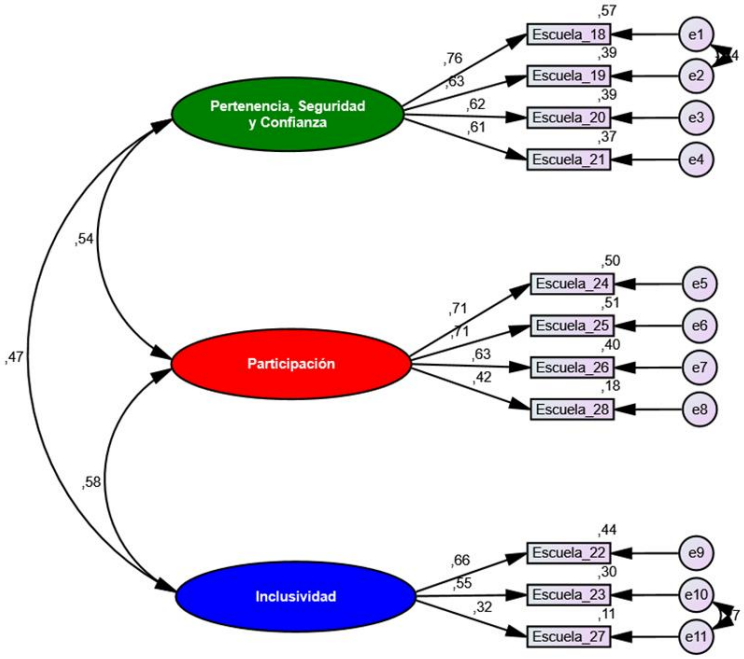
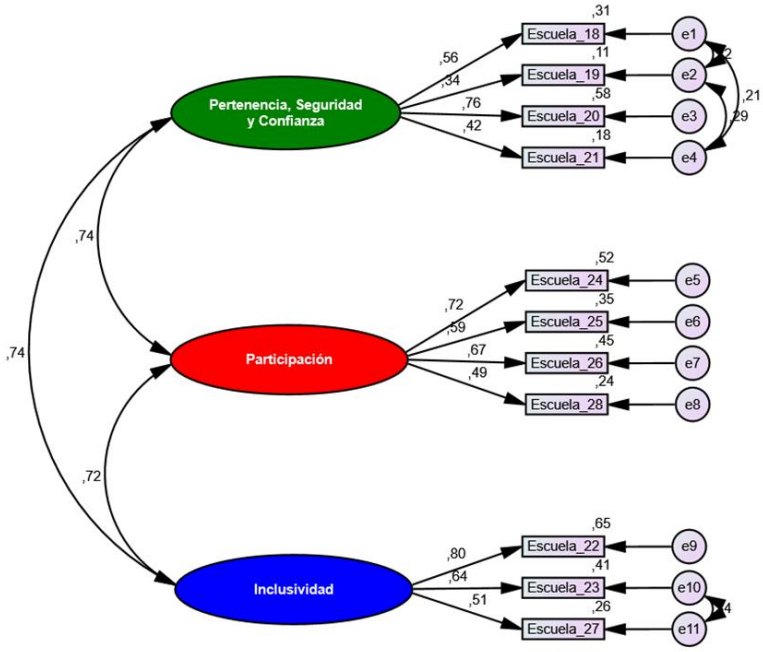


Figura 24. AFC de la escala de Bienestar Escolar Percibido, muestra URUGUAY: modelo validado



A raíz de estas evidencias psicométricas se considera por lo tanto validada la escala de Bienestar Escolar incluida en el cuestionario del segundo piloto y se utilizarán los valores de dicha escala y de sus subcomponentes con miras a la profundización de la relación entre capacidad de regulación emocional y calidad de la vida escolar en la percepción de los jóvenes.

Los valores de la escala y sus subcomponentes serán clasificados como evidenciado en la tabla 32:

Tabla 32. Clasificación de los valores de la Escala de Bienestar Escolar Percibido

	mín.	máx.	nivel bajo	nivel medio-bajo	nivel medio-alto	nivel alto
Bienestar Escolar	11	44	11-19	20-27	28-35	36-44
Pertenencia, seguridad y confianza	4	16	4-7	8-10	11-13	14-16
Participación	4	16	4-7	8-10	11-13	14-16
Inclusividad	3	12	3-5	6-7	8-9	10-11

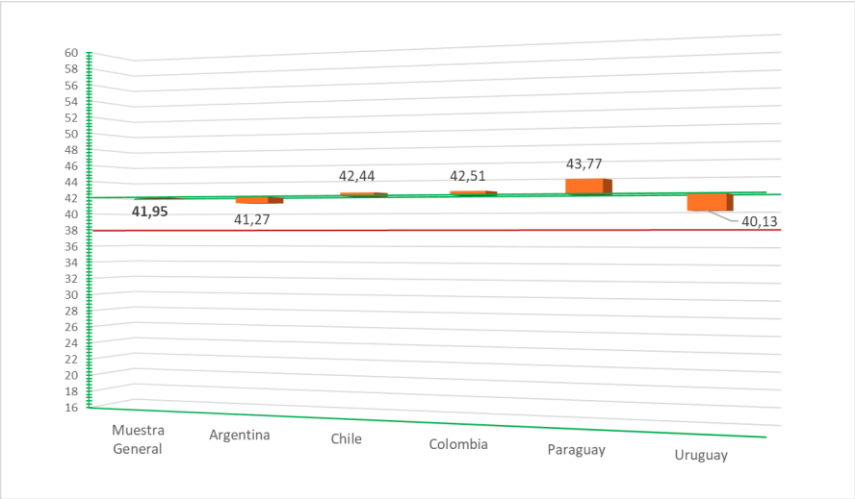
7. Los valores de las escalas

Regulación Emocional

Una vez validada y confirmada su transversalidad cultural, la escala RE-MESACTS fue aplicada para observar los valores asumidos en las muestras disponibles.

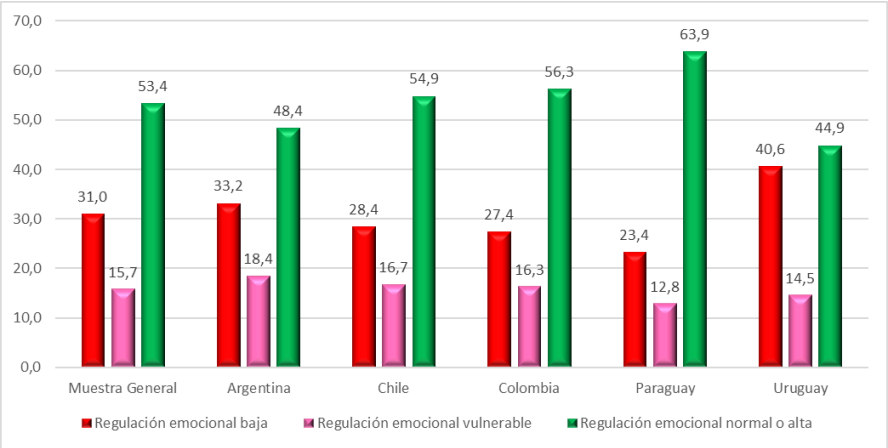
Los estadísticos descriptivos destacan un promedio de la escala igual a 41.95, con los valores de la RE-MESACTS incluidos entre un mínimo de 15 y un máximo de 60. Considerando los puntos de corte identificados (recordamos: 38 como punto límite superior de la clase *regulación emocional baja* y 42 como punto límite inferior de la clase *regulación normal o alta*), este promedio se posiciona justo por debajo de la línea de normalidad. A nivel de muestras-país, los promedios de Chile, Colombia y Paraguay logran superar dicha línea; por lo contrario, los promedios de Argentina y Uruguay quedan por debajo del punto de corte de normalidad (figura 25). Además, los promedios de Paraguay y Uruguay se destacan como valores extremos: Paraguay con el promedio más alto (43.77) y Uruguay con el promedio más bajo (40.13).

Figura 25. Promedios de la RE-MESACTS



Si observamos la distribución de los jóvenes encuestados en las tres clases de valores de la RE-MESACTS generados por los puntos de corte, se destaca que en la muestra general el 31% de jóvenes tiene un grado de regulación emocional bajo, el 15.7% vulnerable y el 53.4% normal o alto. Esta misma tendencia de la distribución por clases de valores se encuentra si se observan las muestras-país (figura 26). Sin embargo, reflejando los valores de los promedios, esta distribución en las muestras de Paraguay y Uruguay expresa valores extremos, con un porcentaje significativamente más alto en la clase *regulación emocional normal o alta* en Paraguay (63.9%) y un porcentaje significativamente más alto en la clase *regulación emocional baja* en Uruguay (40.6%).

Figura 26. Clasificación de los valores de la RE-MESACTS



Con respecto a los valores de la RE-MESACTS en función de las variables demográficas, para orientar la selección de las variables a ser comentadas hemos tomado en cuenta la significatividad de las correlaciones. La tabla 33 muestra los valores significativos del Rho de Spearman para la muestra general y para las distintas muestras de los países involucrados en el piloto.

Tabla 33. Coeficientes de correlación (Rho de Spearman) de RE-MESACTS con las variables demográficas

	Género	Años de escolarización	Han repetido de año	Nivel de estudio de la madre	Nivel de estudio del padre	Horas compartidas con padres	Nivel Socioeconómico estimado
Muestra General	.146**	.115**	-.048*	.092**	-	.151**	.092**
Argentina	-	-	-	.146**	.133**	n.a.	n.a.
Chile	.148**	-	-	-	-	.178**	-
Colombia	.171**	.125**	-.099*	.128**	-	.205**	.208**
Paraguay	.189**	-	-	-	-	.180**	-
Uruguay	.172**	-	-	-	-	.139**	n.a.

Como se observa, sólo respecto a dos variables demográficas se han encontrado coeficientes de correlación estadísticamente significativos, aunque con fuerza moderada, en todas las muestras: se trata del género y de la cantidad de las horas compartidas diariamente con los padres. Respecto a estas variables, la correlación significativa con la RE-MESACTS ha sido respaldada por la confirmación de la independencia de las submuestras, detectada aplicando a la muestra general la prueba de Mann-Whitney, que ha permitido rechazar la hipótesis nula en ambos casos (tabla 34).

Tabla 34. Prueba de Mann-Whitney relativa a las variables "género" y "horas compartidas diariamente con los padres" para la escala RE-MESACTS

Resumen de prueba de hipótesis

	Hipótesis nula	Prueba	Sig.	Decisión
1	Las medianas de Regulación Emocional son las mismas entre las categorías de Género recodificada.	Prueba de la mediana para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.
2	La distribución de Regulación Emocional es la misma entre las categorías de Género recodificada.	Prueba U de Mann-Whitney para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.

Se muestran significaciones asintóticas. El nivel de significación es de ,05.

Resumen de prueba de hipótesis

	Hipótesis nula	Prueba	Sig.	Decisión
1	Las medianas de Regulación Emocional son las mismas entre las categorías de 3 horas o más compartidas diariamente con los padres.	Prueba de la mediana para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.
2	La distribución de Regulación Emocional es la misma entre las categorías de 3 horas o más compartidas diariamente con los padres.	Prueba U de Mann-Whitney para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.

Se muestran significaciones asintóticas. El nivel de significación es de ,05.

A nivel de muestra general se encuentra significatividad también en las correlaciones con las variables *años de escolarización* y *nivel socioeconómico estimado*, pero con valores evidentemente jalados por los coeficientes de Colombia, única muestra en la cual se encuentran valores relevantes respecto a estas variables. Asimismo, sólo en las muestras de Argentina y Colombia se encuentran coeficientes de correlación significativos relativamente al nivel de estudio de la madre (valores que producen un débil .092** a nivel de muestra general) y sólo en Argentina se encuentra significatividad en la correlación con el nivel de estudio del padre.

Por lo tanto, tomando en cuenta estas evidencias, respecto a las variables demográficas disponibles el comento de los valores de RE-MESACTS se enfocará sólo en las dos variables cuya correlación está confirmada transversalmente a todas las muestras: género y horas compartidas diariamente con los padres.

Regulación Emocional y Género

Respecto a la variable de género observamos que las mujeres tienen un promedio significativamente peor respecto a los hombres, siempre inferior a los 2 puntos de diferencia, con la única excepción de la muestra de Argentina, y siempre por debajo del punto de corte que separa la condición de *regulación emocional normal o alta* de la condición de *regulación emocional vulnerable*, con la única excepción de la muestra de Paraguay (figura 27). Adicionalmente, en coherencia con el valor promedio general, la muestra de Uruguay se destaca con los peores promedios tanto en las mujeres como en los hombres.

Figura 27. Promedios RE-MESACTS por género y diferencial mujeres-hombres

Respecto a las excepciones mencionadas, observamos que:

- la muestra de Argentina es el único caso en el cual los hombres no logran superar el punto de corte de normalidad y el diferencial respecto a las mujeres no alcanza niveles de efectiva relevancia, con un valor justo superior al medio punto (.58);
- la muestra de Paraguay es el único caso en el cual las mujeres logran superar el punto de corte de *regulación emocional normal o alta*, aunque por lo contrario la brecha con los hombres asuma la dimensión mayor en comparación con las demás muestras (2.8). Es decir que en la muestra de Paraguay las mujeres tienen una capacidad de regulación emocional significativamente mejor que las mujeres de las demás muestras, pero respecto a los hombres están afectadas por una brecha significativamente más amplia.

Esta diferencia de condición entre mujeres y hombres se constata igualmente si analizamos la distribución según las tres clases de valor de la escala RE-MESACTS (figura 28). A este respecto observamos (figura 29) que en la muestra general las mujeres respecto a los hombres se encuentran en la clase de valores bajos con un diferencial de más de 10 puntos porcentuales (36.2% frente a 25.4%). Este diferencial invierte su dirección y aumenta hasta 14 puntos porcentuales si consideramos la clase de valores normales o altos (el 46.6% para las mujeres frente al 60.7% para los hombres).

Figura 28. Distribución por género según las clases de valor de la RE-MESACTS

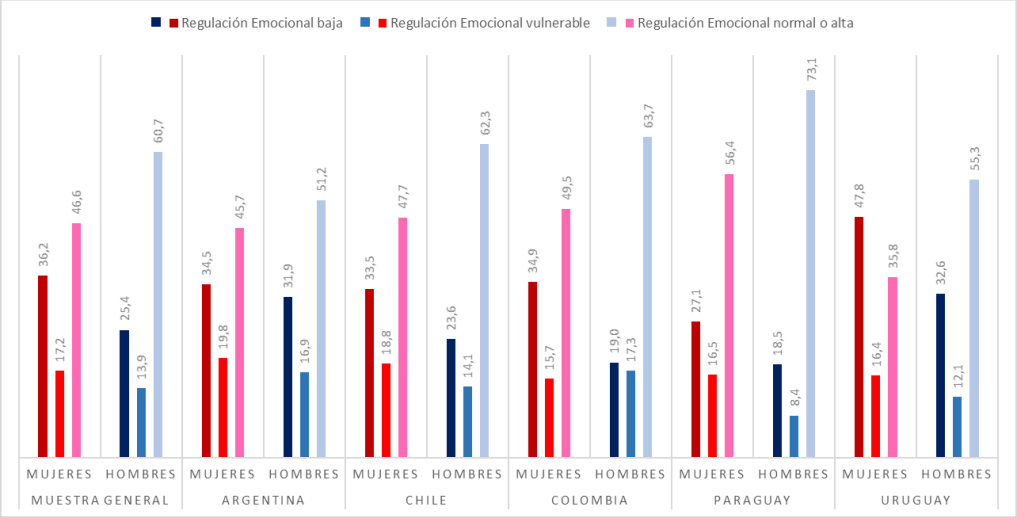
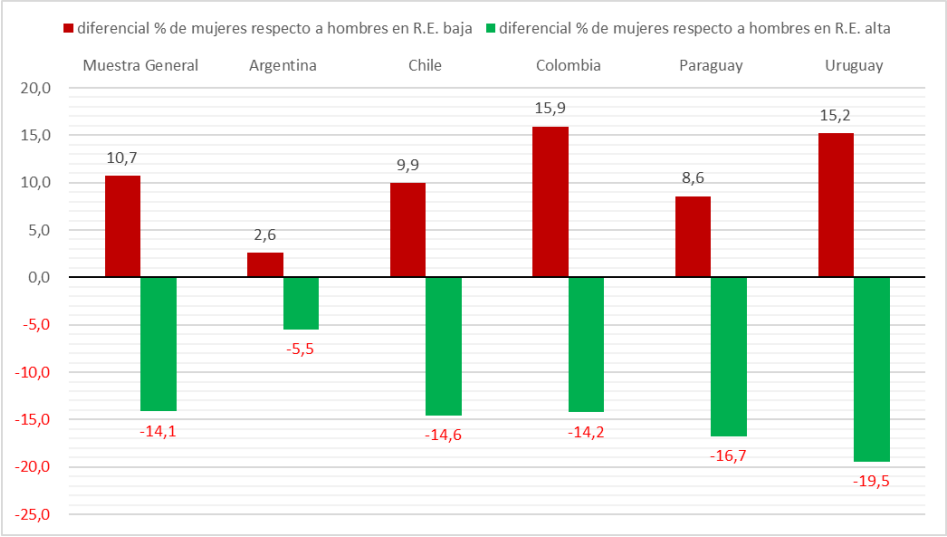


Figura 29. Diferencial para las mujeres respecto a los hombres en los % de distribución en las clases de valor RE-MESACTS



Esta misma tendencia de la distribución según las clases de valor, aunque con diferente intensidad, se constata en todas las muestras-país.

En particular, se destaca la muestra de Paraguay con el porcentaje más alto de mujeres y hombres en la clase de valores altos y menor en la clase de valores bajos, aunque, por otro lado, la muestra exprese en la clase de valores altos la segunda brecha por tamaño del diferencial de porcentaje entre mujeres y hombres. En el otro extremo, es en la muestra de Uruguay que para las mujeres se encuentran los menores porcentajes de distribución en la clase de valores altos y los mayores en la clase de valores bajos.

Con respecto al distanciamiento de los diferenciales encontrados en la muestra general, llama la atención, en coherencia con los valores de sus promedios, la muestra de Argentina en la cual se constatan los diferenciales más bajos entre mujeres y hombres. Asimismo, es en la muestra de Uruguay que se encuentra el diferencial más alto (más de 19 puntos porcentuales) en la distribución en la clase de valores altos y el segundo más alto en la clase de valores bajos, confirmando la mayor criticidad respecto a las demás muestras ya constatada en la observación de los valores promedios de la escala. En la misma línea se destaca la muestra de Colombia, con el diferencial más alto en la clase de valores bajos.

La peor condición de las mujeres respecto a los hombres relativamente a la capacidad de regulación emocional se encuentra confirmada por el análisis de la estimación del riesgo de caer en los valores bajos de la escala RE-MESACTS dependiendo del género. Como muestra la tabla 35, en la muestra general las mujeres tienen casi el 80% más de probabilidades de caer en los valores bajos respecto a los hombres (razón de

ventajas = 1,772). Por lo que se refiere a las muestras-países, sólo en la muestra de Argentina este valor se aproxima a 1, confirmando una diferencia mínima en términos de género. De otro lado, como en las expectativas sentadas en la observación de los promedios y de las distribuciones en las clases de valor, en las muestras de Paraguay y Uruguay esta probabilidad para las mujeres supera el doble respecto a los hombres.

Tabla 35. Estimación de riesgo para las mujeres respecto a los hombres de caer en los valores bajos de la escala RE-MESACTS

mujeres vs. hombres	razón de ventajas para valores bajos de regulación emocional
Muestra General	1.772
Argentina	1.246
Chile	1.811
Colombia	1.793
Paraguay	2.104
Uruguay	2.214

A raíz de estos datos, finalmente, podemos confirmar la relevancia del género en determinar la capacidad de regulación emocional y, en este sentido, la mayor fragilidad de las mujeres respecto a los hombres, respaldando la necesidad estratégica del enfoque de género en el diseño e implementación de las políticas públicas en educación.

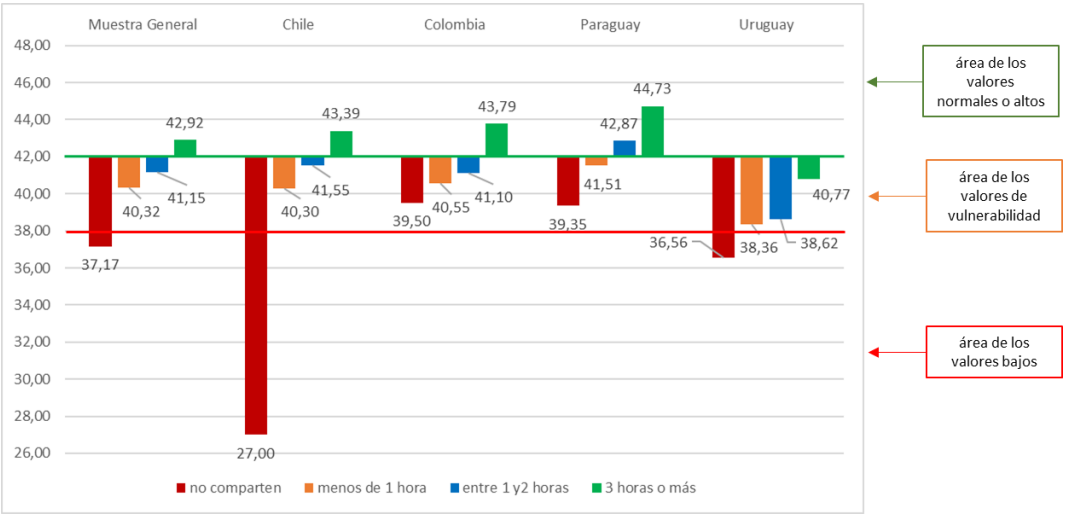
Regulación Emocional y horas compartidas diariamente con los padres

La segunda variable con correlación significativa transversalmente a todas las muestras, con excepción de la muestra de Argentina en la cual la pregunta no ha sido aplicada, es: *Durante el día, ¿Cuántas horas "compartes" con mamá, papá o la persona que cuida de ti?* La variable tiene cuatro opciones de respuesta: (i) no comparto; (ii) menos de una hora; (iii) entre 1 hora y 2 horas; (iv) 3 horas o más.

La observación de los valores promedios de la escala relativos a los grupos de jóvenes definidos en función de estas cuatro opciones de respuesta destaca el impacto del tiempo compartido diariamente con los padres en la consolidación de la capacidad de regulación emocional. Como muestra la figura 30, en todas las muestras el grupo de jóvenes que no comparten diariamente tiempo con sus padres alcanza promedios más bajos de los demás grupos y en tres de las cinco muestras (muestra general, Chile y Uruguay) se posiciona por debajo del punto de corte de vulnerabilidad. Con referencia a este grupo, llama la atención el valor extremo de Chile con un promedio de 11 puntos por debajo de la línea de vulnerabilidad, señalando en esta muestra un impacto negativo de mayor intensidad.

Asimismo, destaca como el grupo que pasa más tiempo diariamente con los padres tenga siempre un mejor promedio y en todas las muestras, a excepción de Uruguay, se posicione por arriba de la línea de normalidad. La excepción de Uruguay se explica con el promedio general de la escala, que señala los jóvenes de esta muestra como el grupo con la peor condición relativamente a la capacidad de regulación emocional.

Figura 30. Promedios RE-MESACTS en función del tiempo compartido diariamente con los padres



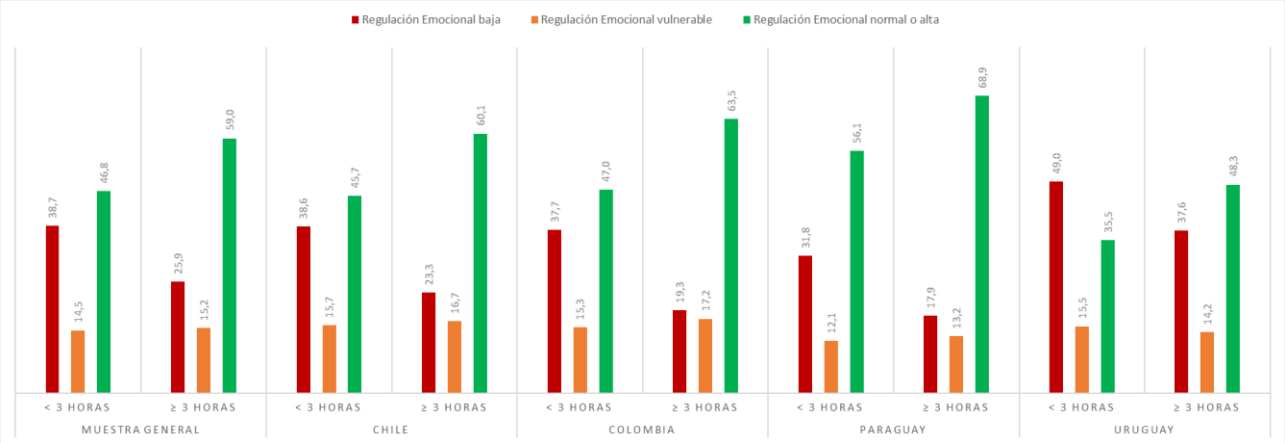
Para respaldar la constatación del impacto positivo que tiene el tiempo compartido con los padres tiene en el fortalecimiento de la regulación emocional de los hijos, se observe como en todas las muestras el promedio de los jóvenes que pasan diariamente 3 horas o más con sus padres sea superior al valor del promedio general de la RE-MESACTS (tabla 36).

Tabla 36. Comparación entre los promedios generales y los promedios de los jóvenes que pasan diariamente 3 horas o más con sus padres

	promedio de los jóvenes que pasan diariamente 3 horas o más con sus padres	promedio general de la escala	*diferencial*
Muestra General	42.92	41.95	*+0.97*
Chile	43.39	42.44	*+0.95*
Colombia	43.79	42.51	*+1.28*
Paraguay	44.73	43.77	*+0.96*
Uruguay	40.77	40.13	*+0.64*

De otro punto de observación, si consideramos el grupo de jóvenes que pasan diariamente con sus padres 3 horas o más como el grupo estándar (el 51.1% de la muestra general se encuentra en esta condición) y contrastamos su distribución en las tres clases de valor de la escala RE-MESACTS con la misma distribución de los demás jóvenes, encontramos una confirmación adicional de la relevancia del tiempo compartido entre padres e hijos. Como evidencia la figura 31, en todas las muestras el porcentaje de distribución en la clase de valores altos resulta mayor en el grupo estándar.

Figura 31. Distribución por clases de valor de la RE-MESACTS relativa al grupo estándar y a los jóvenes que comparten con los padres menos de 3 horas



La observación de la razón de ventajas relativa a la estimación de riesgo de caer en los valores bajos de regulación emocional dependiendo del vivir o no una condición familiar en la cual se comparta diariamente una adecuada cantidad de tiempo con los propios padres (considerando adecuada la cantidad de 3 horas o más), respalda finalmente la relevancia de este componente en el fortalecimiento de la capacidad de regulación emocional. En este sentido, la tabla 37 destaca como en todas las muestras este riesgo sea superior al 60%, casi tocando el doble en el caso de la muestra de Colombia.

Tabla 37. Estimación de riesgo de caer en los valores bajos de regulación emocional, calculada para la condición de no compartir o compartir pocas horas diariamente con los propios padres respecto a la condición de compartir 3 o más horas

	razón de ventajas
Muestra General	1.636
Chile	1.787
Colombia	1.960
Paraguay	1.734
Uruguay	1.696

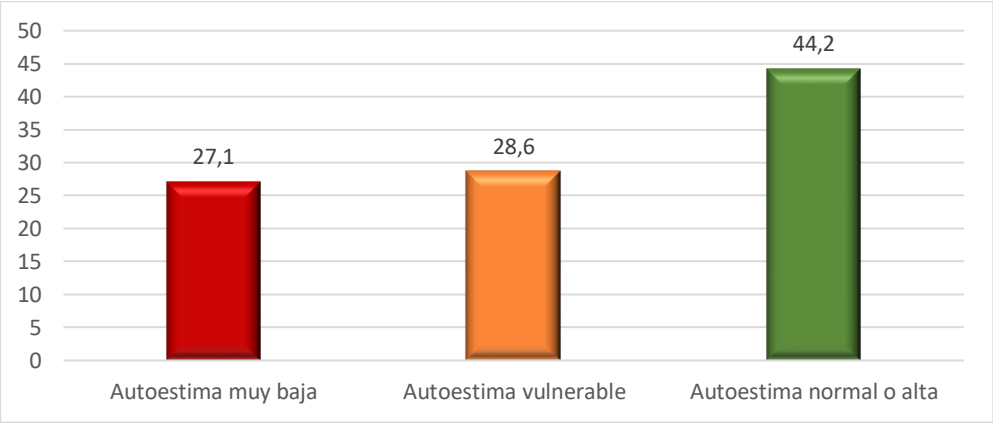
Aunque, como ya señalado anteriormente, se trate de una variable que no agota el tema de la calidad de las relaciones parentales, las evidencias relacionadas con la cantidad de tiempo vivido diariamente con los padres por sí mismas permiten levantar la oportunidad de implementar líneas de trabajo con las familias con

miras al fortalecimiento en los jóvenes de la capacidad de regular sus propias emociones. Veremos en los próximos párrafos cómo esta indicación se confirme también respecto al fortalecimiento de la autoestima y cómo sea necesario articularla con la mejora de la propuesta pedagógica en las escuelas.

Autoestima

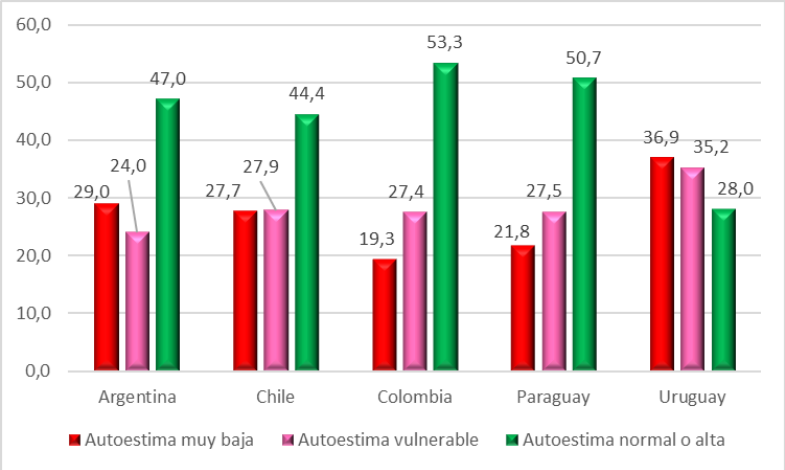
La distribución general de los jóvenes en la escala de Autoestima (EAR) sigue una tendencia similar a lo que hemos observado respecto a la RE-MESACTS (figura 32): considerando la muestra general, casi uno cada tres jóvenes tienen valores de autoestima en un nivel crítico y más de la mitad de los jóvenes (56%) tienen problemas que se refieren a esta dimensión.

Figura 32. Clasificación de los valores Autoestima en la Muestra General



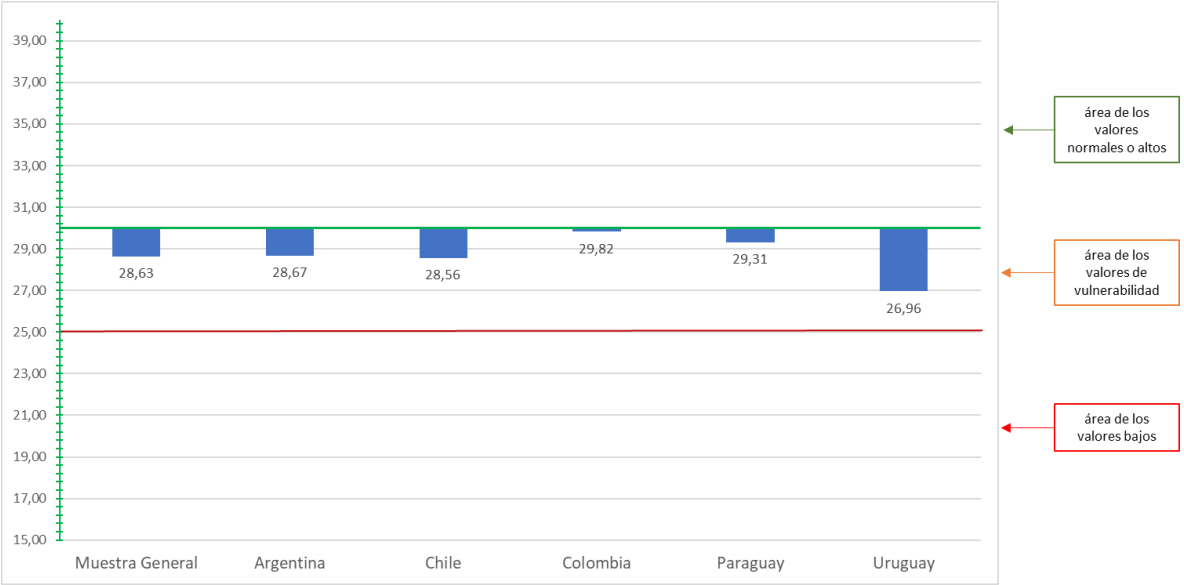
A nivel de muestras-país esta tendencia de la distribución de la EAR por clases de valor se encuentra más evidente en las muestras de Argentina y Chile. Diversamente que en la RE-MESACTS, la muestra de Colombia se suma a la muestra de Paraguay por características que destacan un porcentaje significativamente más alto en la clase *autoestima normal o alta* (respectivamente el 53.3% y el 50.7%). En cambio, la muestra de Uruguay sigue destacándose por una distribución opuesta a la de la muestra general: más del 70% de los jóvenes tienen problemas que se refieren a esta dimensión, con un significativo 36.9% que tiene valores de autoestima en un nivel crítico (figura 33).

Figura 33. Clasificación de los valores Autoestima en las muestras-país



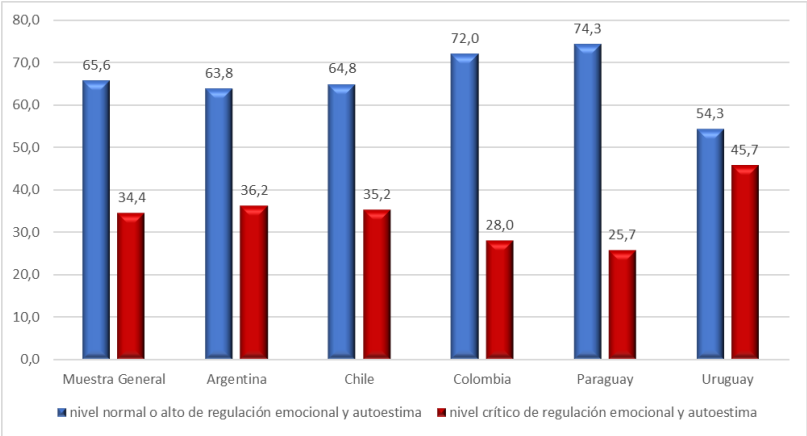
La observación de los valores promedios de la escala (figura 34) respalda aún más esta criticidad: en ninguna muestra el promedio logra superar el punto de corte que define la condición de normalidad, posicionándose en el área de vulnerabilidad. Sólo en la muestra de Colombia el valor promedio está justo por debajo del punto de corte (29.82) mientras que es en la muestra de Uruguay que se encuentra el promedio más bajo. Queda en tela de juicio esta característica de la muestra de Uruguay, que suma el promedio más bajo en autoestima al promedio más bajo en la escala de regulación emocional.

Figura 34. Promedios de la escala de autoestima EAR



Si se consideran conjuntamente las distribuciones de RE-MESACTS y EAR, diferenciando entre los jóvenes que tienen valores críticos tanto de regulación emocional como de autoestima y los jóvenes con valores adecuados en ambas escalas, observamos que el 34.4% de los jóvenes encuestados se encuentran en una condición crítica (figura 35). Están en línea con estos porcentajes las distribuciones en las muestras de Argentina y Chile, mientras que se destacan por un lado Colombia y Paraguay con el menor porcentaje de jóvenes en condición crítica (respectivamente: 28% y 25.7%); por el otro Uruguay con casi la mitad de los jóvenes que expresan niveles críticos tanto de regulación emocional como de autoestima.

Figura 35. RE-MESACTS y EAR consideradas conjuntamente



Se trata de porcentajes significativos, que señalan la necesidad de una acción dirigida al empoderamiento de los jóvenes. Refuerza la urgencia de esta perspectiva el valor de las estimaciones del riesgo que tienen los jóvenes con baja autoestima de tener baja capacidad de regulación emocional, información que confirma la correlación ya evidenciada entre las dos escalas y permite considerar de manera sistémica el espacio socioemocional conformado por la retroalimentación recíproca entre autoestima y regulación emocional. La tabla 38 presenta los valores de la estimación de riesgo para todas las muestras.

Como se observa, en la muestra general los jóvenes con baja autoestima tienen más de cuatro veces la probabilidad de caer en los valores bajos de regulación emocional respecto a los jóvenes con autoestima normal o alta (razón de ventajas = 4.227). El tamaño de esta razón se confirma en todas las muestras, destacándose dos extremos: en Chile este riesgo toca el valor de 5.9; en Colombia y Uruguay se mantiene alrededor de 3.5.

Tabla 38. Estimación del riesgo de caer en los valores bajos de regulación emocional que tienen los jóvenes con valores bajos de autoestima respecto a los jóvenes con valores normales o altos

	razón de ventajas
Muestra General	4.227
Argentina	4.421
Chile	5.932
Colombia	3.548
Paraguay	4.247
Uruguay	3.449

Con respecto a los valores de la EAR en función de las variables demográficas, como para la RE-MESACTS se ha tomado en cuenta la significatividad de las correlaciones para seleccionar las relaciones relevantes. La tabla 39 muestra los valores significativos del Rho de Spearman para la muestra general y para las distintas muestras de los países involucrados en el piloto.

Tabla 39. Correlaciones entre la EAR y las variables demográficas consideradas

	Género	Años de escolariz.	Jóvenes que han repetido	área urbana o rural	Tienes hijos nacidos	Tienes hijos por nacer	Nivel de estudio de la madre	Nivel de estudio del padre	Horas compartidas con los padres	Nivel Socioeconómico estimado
Muestra General	.165**	.137**	-.050*	-	.044*	-	.073**	-	.169**	.074**
Argentina	.245**	-	-.099*	-	-	-	.133**	.192**	n.a.	n.a.
Chile	.171**	-	-	-	-	-	-	-	.204**	-
Colombia	.092*	.138**	-	-	-	-	-	-	.214**	.146**
Paraguay	.134**	-	-	-	-	-	.096*	-.097*	.202**	-
Uruguay	.189**	-	-	-	-	-	-	-.096*	.193**	n.a.

Como con la RE-MESACTS, también con la EAR se han encontrado coeficientes de correlación estadísticamente significativos transversalmente a todas las muestras sólo respecto al género y a las horas compartidas diariamente con los padres. También para la EAR, respecto a estas variables la correlación significativa ha sido respaldada por la confirmación de la independencia de las submuestras, detectada aplicando a la muestra general la prueba de Mann-Whitney (tabla 40).

Tabla 40. Prueba de Mann-Whitney relativa a las variables "género" y "horas compartidas diariamente con los padres" para la escala EAR

Resumen de prueba de hipótesis

	Hipótesis nula	Prueba	Sig.	Decisión
1	Las medianas de AUTOESTIMA son las mismas entre las categorías de Género recodificada.	Prueba de la mediana para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.
2	La distribución de AUTOESTIMA es la misma entre las categorías de Género recodificada.	Prueba U de Mann-Whitney para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.

Se muestran significaciones asintóticas. El nivel de significación es de ,05.

Resumen de prueba de hipótesis

	Hipótesis nula	Prueba	Sig.	Decisión
1	Las medianas de AUTOESTIMA son las mismas entre las categorías de 3 horas o más compartidas diariamente con los padres.	Prueba de la mediana para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.
2	La distribución de AUTOESTIMA es la misma entre las categorías de 3 horas o más compartidas diariamente con los padres.	Prueba U de Mann-Whitney para muestras independientes	,000	Rechazar la hipótesis nula.

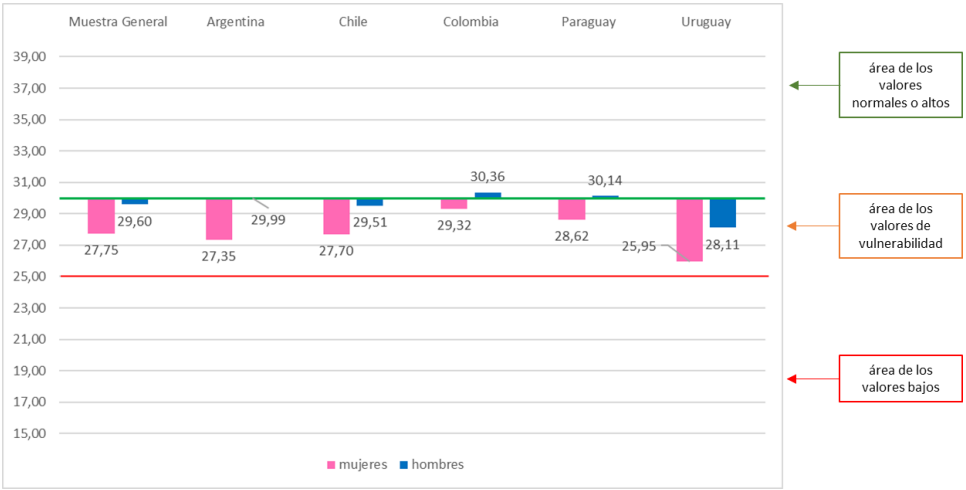
Se muestran significaciones asintóticas. El nivel de significación es de ,05.

También en este caso, el comento de los valores de la EAR se enfocará sólo en estas dos variables.

Autoestima y Género

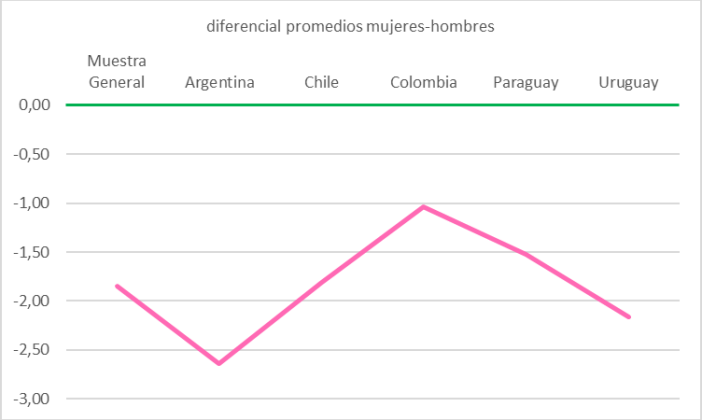
Respecto a la variable de género antes que todo constatamos que las mujeres siempre expresan una autoestima peor respecto a los hombres (figura 36), confirmando una característica ya evidenciada en muchos estudios. Además, debido a la general condición de vulnerabilidad detectada por el análisis del promedio general de las muestras, también los hombres en tres de las seis muestras (muestra general, Chile y Uruguay) se posicionan por debajo de la línea de normalidad, quedando justo alrededor de la misma en las demás muestras.

Figura 36. Promedios EAR por género



La observación del diferencial en los promedios entre mujeres y hombres (figura 37) permite apreciar que en las muestras de Argentina y Uruguay se encuentra el mayor diferencial de género en perjuicio de las mujeres (respectivamente -2.64 e -2.16) y en la muestra de Colombia el menor (-1.04).

Figura 37. Diferencial en los promedios entre mujeres y hombres



El análisis de la distribución en las clases de valor de la EAR confirma la peor condición de las mujeres respecto a los hombres relativamente al grado de autoestima (figura 38).

Replicando el ejercicio realizado en el comento de los valores de la RE-MESACTS, observamos (figura 39) que en la muestra general las mujeres en comparación a los hombres se encuentran en la clase de valores bajos con un relevante diferencial de 14 puntos porcentuales (33.7% frente a 19.7%). Este diferencial invierte su dirección y se reduce de dos puntos porcentuales si consideramos la clase de valores normales o altos (el 38.5% para las mujeres frente al 50.7% para los hombres).

Figura 38. Distribución por clases de valor de la EAR respecto al género

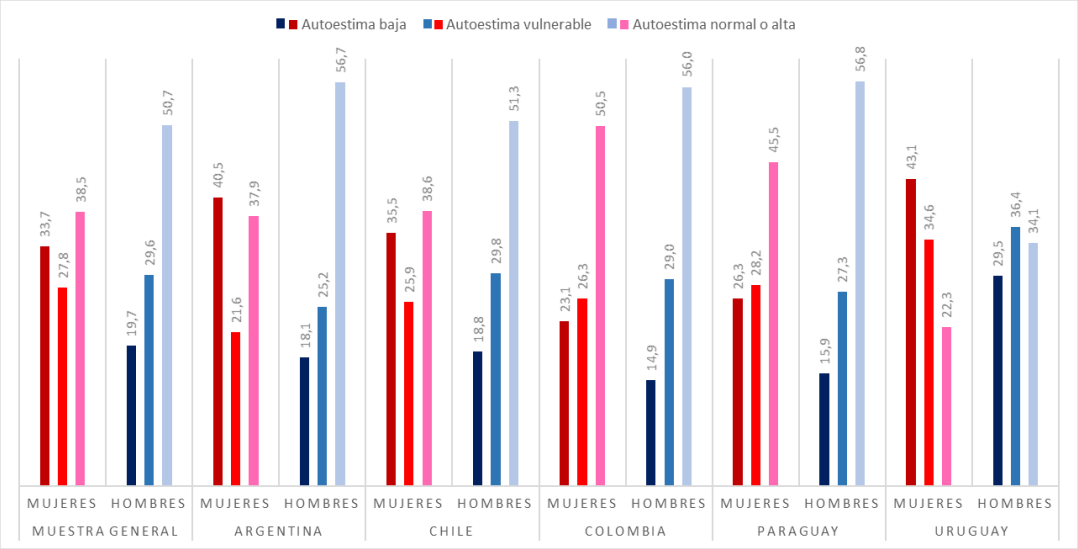
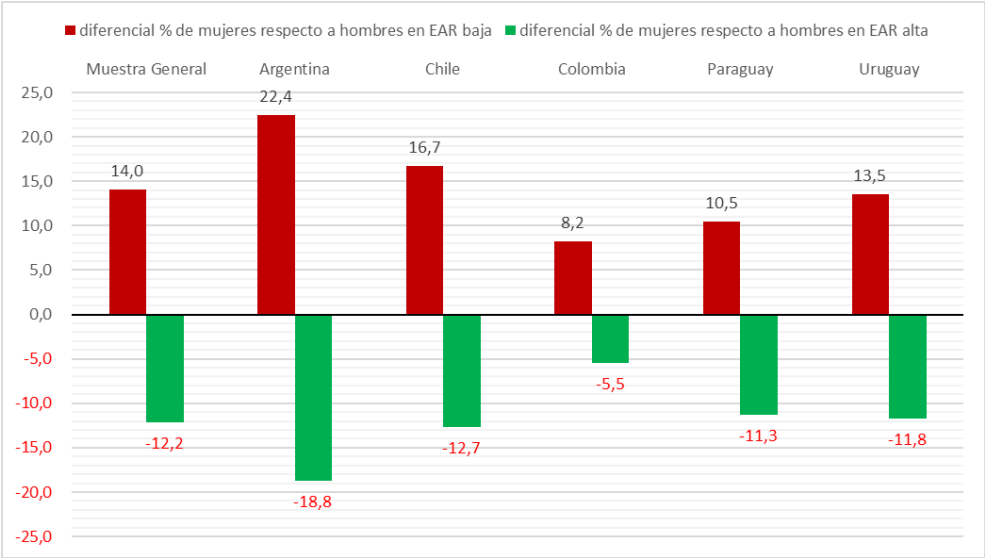


Figura 39. Diferencial entre mujeres y hombres en la distribución en las clases de valores bajos y normales o altos de la EAR



Confirmando el mismo funcionamiento de la escala RE-MESACTS, también en la EAR esta tendencia de la distribución según las clases de valor detectada en la muestra general se constata en todas las muestras-país.

En particular, se destaca la muestra de Uruguay con el porcentaje más alto de mujeres en la clase de valores de baja autoestima (43.1%) y por lo contrario la muestra de Colombia con el porcentaje más alto de mujeres en la clase de valores de autoestima normal o alta (50.5%). Asimismo, estas muestras se destacan también por lo que se refiere al porcentaje de hombres en las clases de valores de baja autoestima (29.5% para Uruguay, como valor más alto y 14.9% para Colombia, como valor más bajo). Las muestras de Argentina, Colombia y Paraguay se destacan, además, por tener los porcentajes más altos relativamente a los hombres que se encuentran en la clase de valores de autoestima normal o alta.

Con respecto al distanciamiento de los diferenciales de porcentaje encontrados en la distribución de la muestra general, llaman la atención por un lado la muestra de Argentina, con los diferenciales más altos tanto en el grupo con baja autoestima como en el grupo con autoestima alta; por el otro la muestra de Colombia, con el diferencial de género más bajo en ambos grupos.

La peor condición de las mujeres respecto a los hombres se encuentra confirmada por el análisis de la estimación del riesgo de caer en los valores bajos de la EAR dependiendo del género. Como muestra la tabla 41, en la muestra general las mujeres tienen más del 60% de probabilidad de caer en los valores bajos respecto a los hombres (razón de ventajas = 1.642). Por lo que se refiere a las muestras-países, sólo en la

muestra de Colombia este valor se aproxima a 1, confirmando, como ya comentado, un diferencial menor en términos de género. Por otro lado, en la muestra de Argentina esta probabilidad para las mujeres supera del doble la de los hombres.

Tabla 41. Estimación de riesgo para las mujeres respecto a los hombres de caer en los valores bajos de la escala EAR

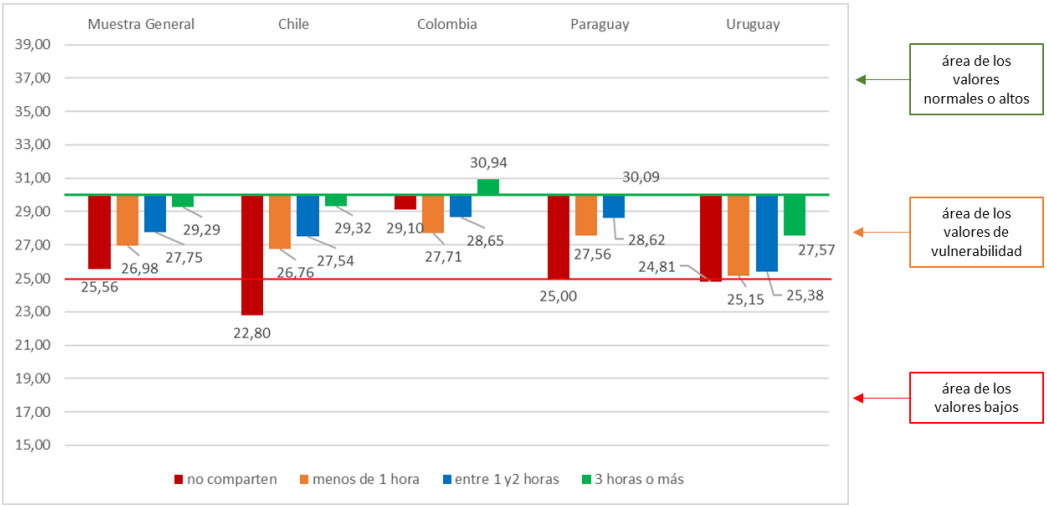
mujeres vs. hombres	razón de ventajas para valores bajos de autoestima
Muestra General	1.642
Argentina	2.142
Chile	1.678
Colombia	1.248
Paraguay	1.577
Uruguay	1.799

Como ya mencionado respecto a la regulación emocional, y confirmando la fuerte relación entre los dos constructos, se constata la relevancia del género en determinar el grado de autoestima, con una mayor fragilidad de las mujeres respecto a los hombres.

Autoestima y horas compartidas diariamente con los padres

Antes que todo, cabe señalar que la observación de los valores promedios de la escala relativos a los grupos de jóvenes definidos en función de las cuatro opciones de respuesta de esta variable está afectada por la general condición crítica en todas las muestras respecto a la autoestima. Esto genera un cuadro en el que los valores de los promedios se encuentran constantemente por debajo del punto de corte de normalidad, con la excepción de la muestra de Colombia (figura 40). Los valores de esta muestra interrumpen la tendencia general que ve los jóvenes que no comparten tiempo con los padres siempre con valores peores de autoestima y, por lo contrario, los jóvenes que comparten 3 o más horas con mejores valores. De hecho, de manera contraintuitiva en dicha muestra no son los jóvenes que no comparten los que tienen el valor más bajo de autoestima; por lo contrario, quienes comparten 3 o más horas son los únicos que logran superar la línea de normalidad.

Figura 40. Promedios EAR por horas compartidas diariamente con los padres



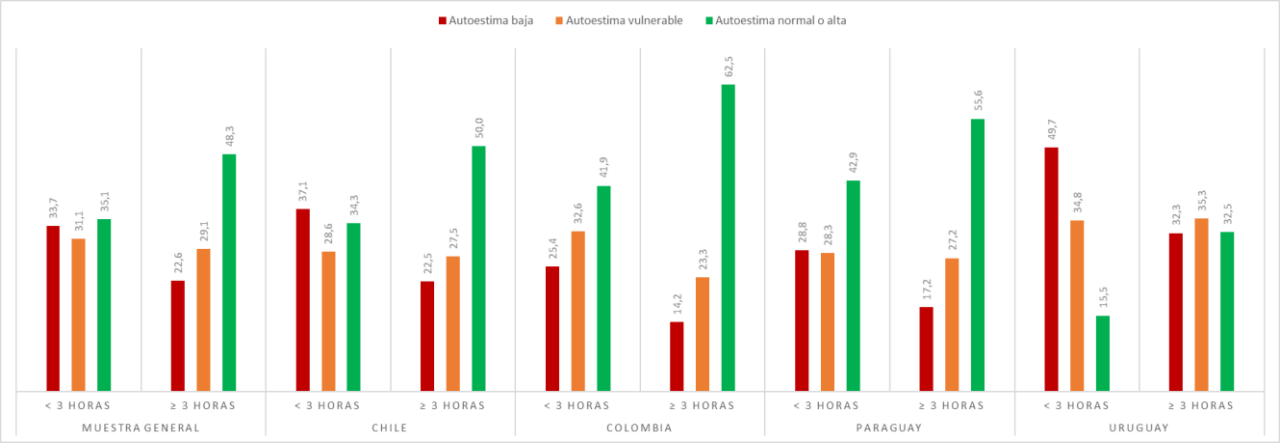
Como ya observado anteriormente respecto a la regulación emocional, también en este caso el diferencial entre los promedios de quienes comparten 3 horas o más y el promedio general de la escala respalda el impacto positivo de esta variable en el grado de autoestima: el promedio de este grupo de jóvenes es siempre superior al promedio general de la escala (tabla 42).

Tabla 42. Comparación entre los promedios generales en autoestima y los promedios de los jóvenes que pasan diariamente 3 horas o más con sus padres

	promedio de los jóvenes que pasan diariamente 3 horas o más con sus padres	promedio general de la escala	*diferencial*
Muestra General	29.29	28.63	*+0.66*
Chile	29.32	28.56	*+0.76*
Colombia	30.94	29.82	*+1.12*
Paraguay	30.09	29.31	*+0.78*
Uruguay	27.57	26.96	*+0.61*

Si se considera la distribución del grupo estándar y contrastamos su distribución en las tres clases de valor de la escala de Autoestima con la distribución de los jóvenes que comparten menos de 3 horas, se confirma ulteriormente la relevancia del tiempo compartido entre padres e hijos. Como se evidencia en la figura 41, en todas las muestras-país, el porcentaje de distribución en la clase de valores altos resulta mayor en el grupo estándar. Sin embargo, como se puede observar, en la muestra de Uruguay se detecta una distribución anómala debido a los valores más críticos de autoestima respecto a las demás muestras: en el grupo estándar la distribución mayor se encuentra en la clase de autoestima vulnerable; en el grupo con menos de 3 horas compartidas la distribución en la clase de autoestima baja alcanza casi el 50%.

Figura 41. Distribución por clases de valor de la EAR relativa al grupo estándar y a los jóvenes que comparten con los padres menos de 3 horas



Refuerza esta información el análisis de la estimación de riesgo de caer en los valores de baja autoestima dependiendo de la pertenencia o no al grupo estándar. Como muestra la tabla 43, en la muestra general los jóvenes que comparten menos de 3 horas con los padres tienen más del 70% de probabilidad de caer en los valores de baja autoestima respecto al grupo estándar. Esta probabilidad aumenta hasta tocar el doble en el caso de la muestra de Chile (razón de ventajas = 1.917), superando este límite en las muestras de Colombia y Uruguay (respectivamente: 2.306 y 2.626).

Tabla 43. Estimación de riesgo para el grupo que comparte menos de 3 horas con los padres respecto al grupo estándar de caer en los valores bajos de la escala EAR

grupo que comparte menos de 3 horas con los padres respecto al grupo estándar	razón de ventajas para valores bajos de autoestima
Muestra General	1.728
Chile	1.917
Colombia	2.306
Paraguay	1.667
Uruguay	2.626

Bienestar Escolar

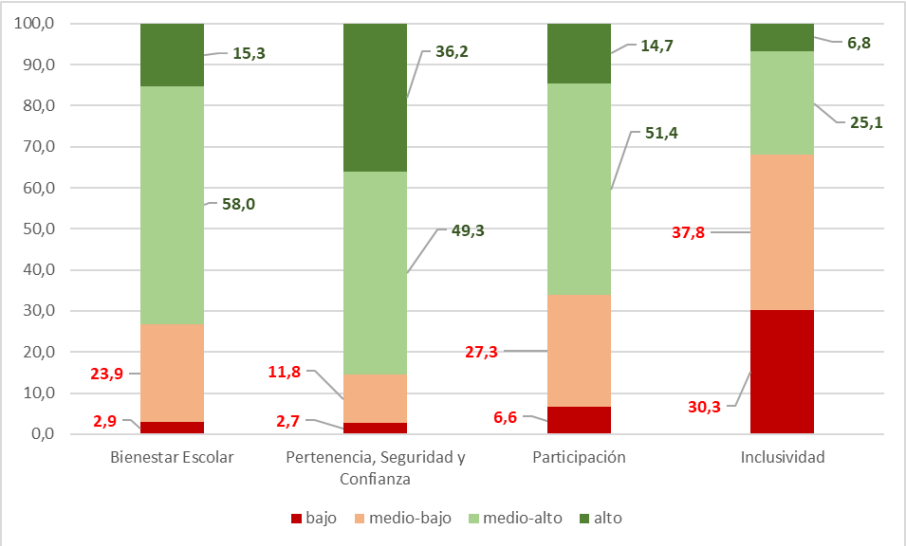
Antes de observar los valores de la tercera escala aplicada, consideramos oportuno llamar la atención sobre las frecuencias de respuesta relativas a algunas preguntas de la escala de bienestar escolar, las cuales anticipan la evidencia de una percepción crítica de la vida en los colegios involucrados en el piloto. En particular se destacan las frecuencias que siguen:

- el 52.3% de los jóvenes encuestados piensa que en su escuela no puede equivocarse sin ser juzgado;
- el 65.1% piensa que en su escuela ocurran episodios de discriminación;
- el 75.8% declara que en su escuela hay situaciones de violencia;
- el 30.6% en su escuela no encuentra apoyo en la búsqueda de maneras de expresarse.

Se trata de porcentajes impresionantes, que por sí mismo ya convocan a una mayor inversión en la calidad de la vida escolar.

Volviendo a los valores de la escala de bienestar escolar, como primera cosa se destaca que el 26.8% de los jóvenes percibe un nivel bajo y medio-bajo de bienestar escolar y el 73.3% percibe un nivel medio-alto y alto (figura 42). Desde ya este valor señala una importante criticidad relativa a la vida en los contextos escolares involucrados en el piloto: más de uno cada cuatro jóvenes perciben una falta de bienestar en su experiencia educativa. Sin embargo, si se analiza más en detalle este componente, las distribuciones en los diferentes factores de la escala de bienestar escolar destacan como sea la dimensión de la *Inclusividad* el factor más crítico: el 68% de los jóvenes percibe su contexto escolar como poco inclusivo! Se trata de un alarmante dato dirigido a los adultos responsables de la vida escolar de los jóvenes de las instituciones educativas involucradas.

Figura 42. Distribución por clases de valores de la Escala de Bienestar Escolar – MUESTRA GENERAL



Este tipo de distribución, destacando una mayor criticidad en el componente *Inclusividad*, se encuentra en todas las muestras-país (figuras de 43 a 46), aunque con algunas especificidades. En particular, se señala como sean los colegios de Paraguay los que registran el mayor porcentaje de jóvenes que perciben una falta de inclusividad en sus instituciones educativas (73.9%) y sean los colegios de Chile los que destacan el mayor porcentaje de jóvenes que perciben una falta de participación (41.8%).

Figura 43. Distribución por clases de valores de la Escala de Bienestar Escolar - CHILE

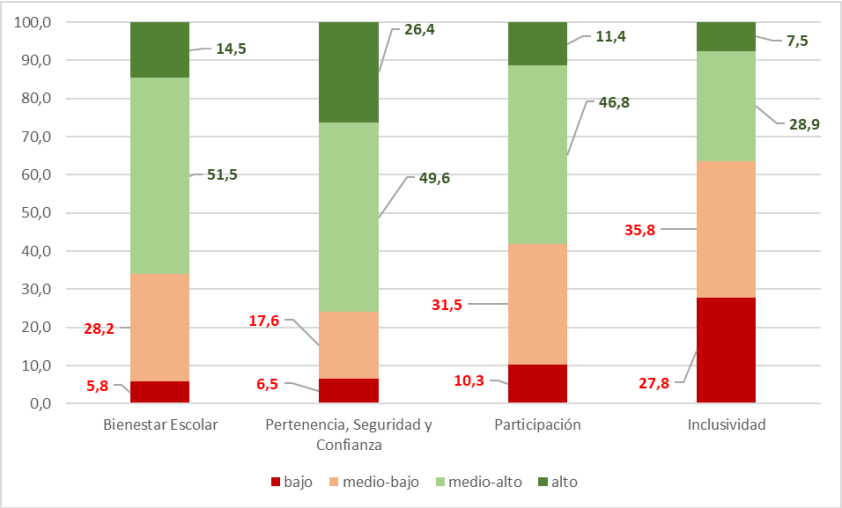


Figura 44. Distribución por clases de valores de la Escala de Bienestar Escolar - COLOMBIA

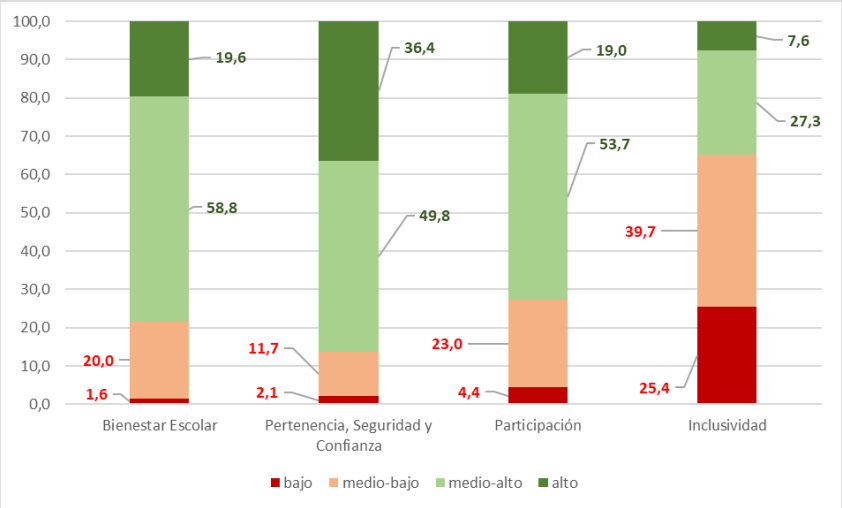


Figura 45. Distribución por clases de valores de la Escala de Bienestar Escolar - PARAGUAY

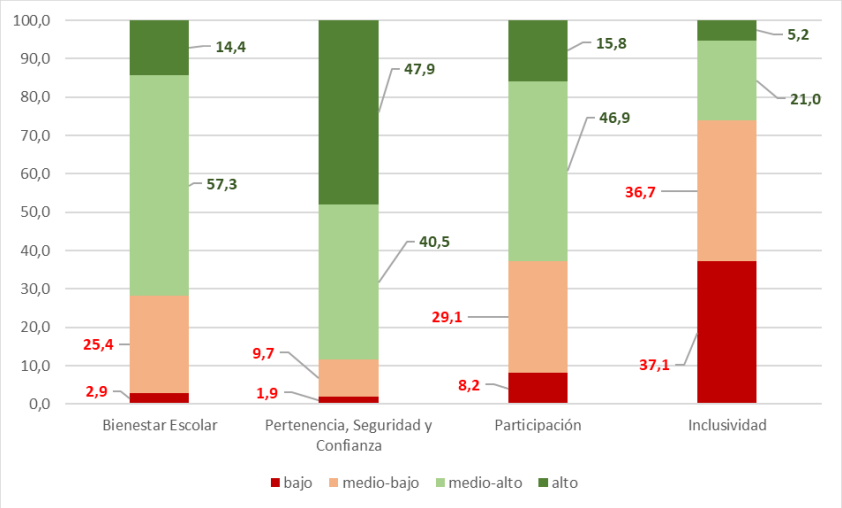
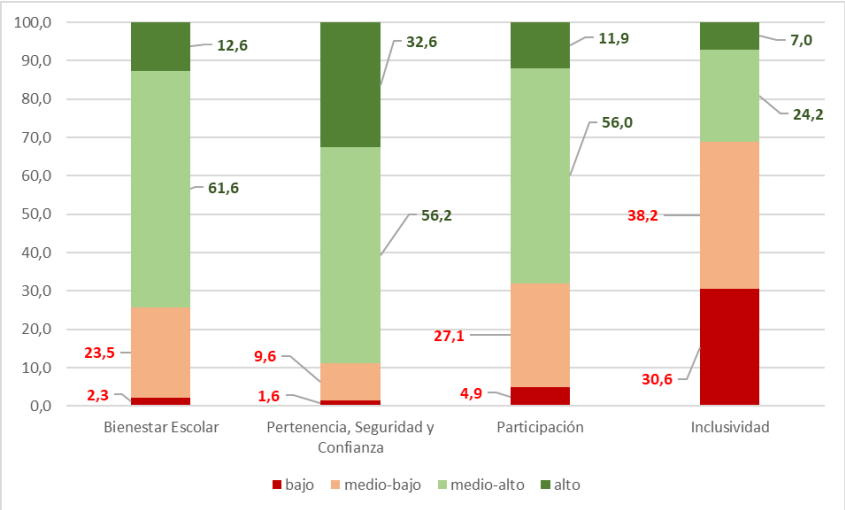


Figura 46. Distribución por clases de valores de la Escala de Bienestar Escolar - URUGUAY



La observación del funcionamiento de la escala con relación a las variables demográficas disponibles ha registrado una significatividad estadística – en el nivel .01 – con valor apreciable y transversalmente a las distintas muestras sólo con respecto a las horas compartidas diariamente con los padres y al nivel socioeconómico estimado (tabla 44). Además, se registran algunas especificidades:

- respecto a la correlación con el género, en las muestras de Colombia y Paraguay se destaca una mayor fuerza de la correlación;
- en la muestra de Colombia la correlación con el nivel socioeconómico estimado tiene casi el doble de la fuerza registrada en las demás muestras.

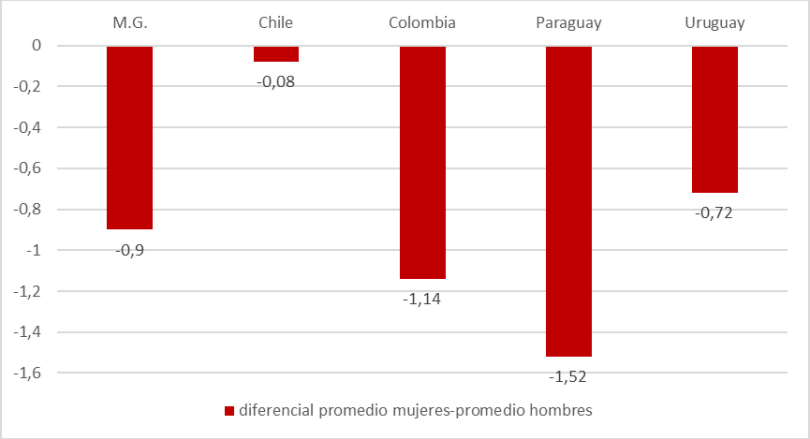
Tabla 44. Correlación del Bienestar Escolar percibido con las variables demográficas disponibles

Muestras	*Género*	*Años de escolarización*	*Jóvenes que han repetido*	*Vives en un área urbana o rural*	*Tienes hijos Nacidos*	*Tienes hijos por Nacer*	*Horas compartidas con los padres*	*Nivel Socioeconómico estimado*
General	.098**	-	-	-.056*	-	-	.115**	.199**
Chile	-	-	-	-	-	-	.126*	.150**
Colombia	.116**	-	-.116**	-	-	-	-	.338**
Paraguay	.166**	-.098*	-	-	-	-	.162**	.161**
Uruguay	.095*	-	-	-	-	-	.147**	n.a.

Por lo tanto, se comentarán los valores de la escala sólo con respecto a estas variables señaladas.

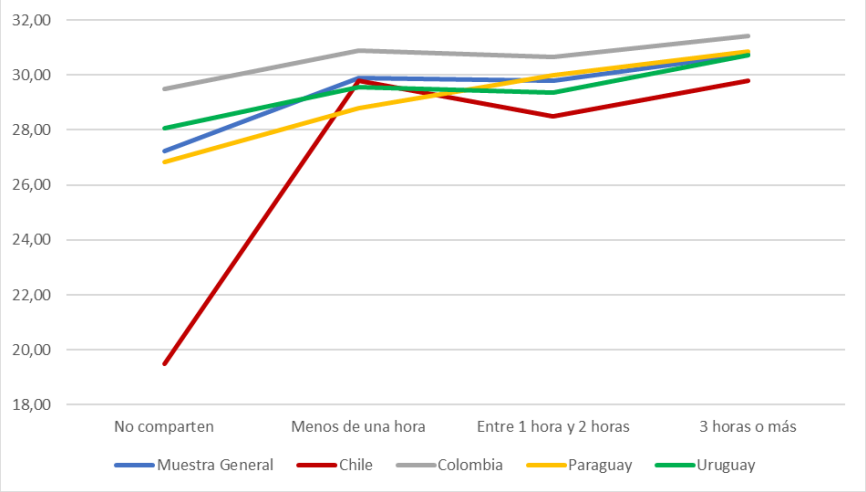
Iniciando por la variable de género, a nivel de la muestra general se registra un valor promedio del bienestar escolar percibido mayor en los hombres (30.87) respecto a las mujeres (29.97). Este diferencial asume intensidad distinta en las muestras-país, confirmando la relevancia de la brecha entre hombres y mujeres en las muestras de Colombia y Paraguay (figura 47).

Figura 47. Diferencial de los promedios de la escala de Bienestar Escolar entre mujeres y hombres



Observando los promedios de la escala con respecto a la variable *horas compartidas diariamente con los padres* se destaca una tendencia general caracterizada por el aumento del bienestar escolar percibido al aumentar de la cantidad de horas compartidas diariamente con los padres (figura 48). Como ya señalado, esta tendencia es estadísticamente significativa en todas las muestras.

Figura 48. Tendencia del bienestar escolar percibido en relación con la cantidad de horas compartidas diariamente con los padres



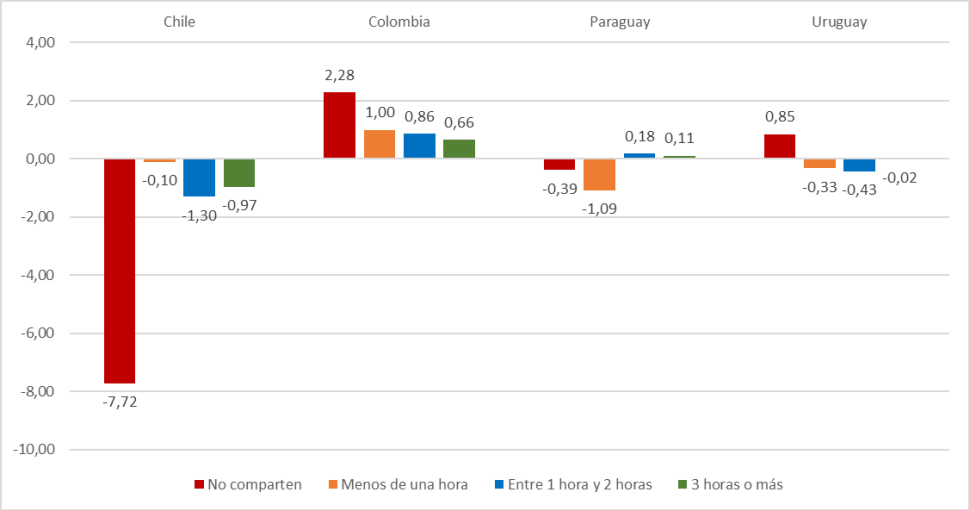
Sin embargo, asumiendo como referencia el promedio de la muestra general, es interesante destacar dos diferenciaciones: la primera se refiere a la muestra de Chile, la segunda a la muestra de Colombia.

En el caso de Chile observamos como el promedio de bienestar escolar percibido sea constantemente por debajo del promedio de la muestra general, con un impacto muy fuerte – mayor que en las demás muestras – de la ausencia de tiempo compartido con los padres en el bienestar escolar percibido por los jóvenes: es decir, los chicos que no comparten tiempo con sus padres perciben siempre un peor bienestar escolar, pero en Chile eso asume una relevancia considerablemente superior (figura 49).

Al otro extremo, los jóvenes de los colegios colombianos involucrados en el piloto expresan siempre promedios superiores al promedio de la muestra general, independientemente de las horas compartidas diariamente con sus padres.

No tenemos disponibilidad de informaciones adicionales que permitan avanzar hipótesis explicativas de estas dos diferenciaciones de la tendencia general, sin embargo, nos parece interesante señalarlas con el fin de alimentar la reflexión y orientar futuras líneas de investigación.

Figura 49. Promedios de bienestar escolar diferenciados por cantidad de horas compartidas diariamente con los padres: diferencial entre los promedios de cada muestra-país y los promedios de la muestra general



Considerando la disponibilidad de la información sobre la cantidad de horas diariamente compartidas con los padres, como vertiente adicional de reflexión es interesante analizar el eventual diferencial en el impacto que el bienestar escolar vivido por los alumnos puede tener, respecto al contexto familiar, sobre el grado de regulación emocional y de autoestima expresado por los jóvenes. Cabe recordar que la variable *horas compartidas diariamente con los padres* no es exhaustiva por si misma de la calidad de la relación padres-hijos, sin embargo, aunque sólo del punto de vista cuantitativo, esa permite aproximar la identificación de un contexto familiar positivo del punto de vista de las relaciones familiares. Es tomando en cuenta esta limitación y esta potencialidad informativa que, en los análisis que siguen, se utilizará la variable *horas compartidas diariamente con los padres*.

Para avanzar en esta dirección, antes que todo hemos transformado dicha variable en modalidad dummy, con valor 1 atribuido a la opción *3 horas o más* y valor 0 atribuido a las demás opciones (no comparten, menos de una hora, entre 1 y 2 horas). Estos dos grupos han sido definidos con las siguientes etiquetas: (i) 1 = Jóvenes con adecuada cantidad de horas compartidas con los padres; (ii) 0 = Jóvenes con inadecuada cantidad de horas compartidas con los padres.

Segundariamente ha sido transformada la clasificación del bienestar escolar en una variable dummy, con valor 0 atribuido a las clases *bienestar escolar bajo* y *medio-bajo* y valor 1 atribuido a las clases *bienestar escolar medio-alto* y *alto*.

Como tercer paso han sido definidos cuatro grupos que articulan las cuatro opciones de estas dos variables dummy:

a. jóvenes con **adecuada** cantidad de horas compartidas con los padres y **alto** bienestar escolar percibido;
b. jóvenes con **adecuada** cantidad de horas compartidas con los padres y **bajo** bienestar escolar percibido;
c. jóvenes con **inadecuada** cantidad de horas compartidas con los padres y **alto** bienestar escolar percibido;
d. jóvenes con **inadecuada** cantidad de horas compartidas con los padres y **bajo** bienestar escolar percibido.

Respecto a estos cuatro grupos de jóvenes han sido calculados los promedios de las escalas RE-MESACTS y EAR: la tabla 45 muestra los respectivos valores.

Tabla 45. Promedios de RE-MESACTS y EAR relativamente a los cuatro grupos que articulan la adecuación del tiempo compartido con los padres y el nivel de bienestar escolar percibido

	Regulación Emocional	Autoestima
a. Jóvenes con **adecuada** cantidad de horas compartidas con los padres y **alto** bienestar escolar percibido	43.85	29.86
b. Jóvenes con **adecuada** cantidad de horas compartidas con los padres y **bajo** bienestar escolar percibido	39.51	27.13
c. Jóvenes con **no adecuada** cantidad de horas compartidas con los padres y **alto** bienestar escolar percibido	42.03	28.44
d. Jóvenes con **no adecuada** cantidad de horas compartidas con los padres y **bajo** bienestar escolar percibido	37.65	25.11

Como es posible observar, el promedio más alto tanto en regulación emocional como en autoestima se encuentra en el grupo a., caracterizado por una cantidad adecuada de tiempo compartido con los padres y alto bienestar escolar. Por el contrario, el grupo d. expresa el promedio más bajo en ambas escalas, registrando valores muy críticos.

Sin embargo, la observación más interesante se detecta contrastando el grupo a. con el grupo b. y el grupo c. con el grupo d. De esta manera estaremos controlando la cantidad de tiempo compartido con los padres respecto al variar del grado de bienestar escolar percibido por los jóvenes.

La primera comparación permite destacar como, a igual cantidad de tiempo compartido con los padres, el bajo grado de bienestar escolar percibido tenga un impacto negativo en el grado de regulación emocional y autoestima, reduciendo de más de 4 puntos el valor del promedio en el primo caso y de más de 2 puntos en el segundo.

La segunda comparación destaca como, en ausencia de una cantidad adecuada de tiempo vivido con los padres, el alto grado de bienestar escolar percibido permita superar el punto de corte de normalidad (42) de la escala de regulación emocional y mejore de más de 3 puntos el promedio de la escala de autoestima.

Finalmente, es muy interesante contrastar los grupos b. y c. Esta comparación permite destacar la fuerza que un componente tiene en ausencia del otro. En este sentido podemos observar que:

- en ausencia de bienestar escolar la cantidad de tiempo compartida con los padres produce un promedio de 39.51 en la escala de regulación emocional y 27.13 en la escala de autoestima;
- en ausencia de tiempo compartido con los padres el bienestar escolar produce un promedio de 42.03 en la escala de regulación emocional (más de 2 puntos por arriba) y 28.44 en la escala de autoestima (más de 1 punto por arriba), en ambos casos casi alcanzando los promedios del grupo a.

Como demuestra claramente esta lectura de los datos, en ambas escalas, y en medida considerablemente mayor con referencia a la capacidad de regulación emocional, el bienestar escolar parece tener mayor impacto que el tiempo compartido con los padres sobre el nivel de las dos competencias socioemocionales consideradas.

Esta hipótesis es reforzada por la observación del grado de correlación entre regulación emocional y autoestima y los cuatro grupos de jóvenes analizados (tabla 46): la correlación se encuentra significativa a nivel .01 y positiva respecto a la condición de adecuada cantidad de horas compartidas con los padres y alto bienestar escolar percibido; significativa a nivel .01 y negativa respecto a las dos condiciones con bajo bienestar escolar percibido.

Tabla 46. Correlación (Rho de Spearman) de RE-MESACTS y EAR con la articulación de los jóvenes según tiempo compartido con los padres y el nivel de bienestar escolar percibido

	Jóvenes con adecuada cantidad de horas compartidas con los padres y alto bienestar escolar percibido	Jóvenes con adecuada cantidad de horas compartidas con los padres y bajo bienestar escolar percibido	Jóvenes con no adecuada cantidad de horas compartidas con los padres y alto bienestar escolar percibido	Jóvenes con no adecuada cantidad de horas compartidas con los padres y bajo bienestar escolar percibido
Regulación Emocional	.233**	-.140**	-	-.212**
Autoestima	.223**	-.100**	-	-.218**

Finalmente, el mayor impacto del bienestar escolar sobre el nivel de regulación emocional y autoestima es confirmado por el análisis de los valores de la estimación de riesgo. Se observe la tabla 42.

Tabla 47. Estimación de riesgo calculada considerando la probabilidad que la condición (a) tiene respecto a la (b) de caer en los valores bajos de regulación emocional y autoestima

	regulación emocional baja	autoestima baja
(a) bienestar escolar bajo *vs.* (b) bienestar escolar alto	2.941	2.326
(a) no horas compartidas con padres *vs.* (b) horas compartidas con padres	1.636	1.728

La tabla destaca de manera contundente dos cosas:

a. la condición de bajo bienestar escolar, respecto a la condición de alto bienestar escolar, tiene casi tres veces más la probabilidad de caer en los valores bajos de regulación emocional y más del doble de caer en los valores bajos de autoestima;
b. respecto a la condición de no vivir una cantidad adecuada de tiempo con los propios padres, la condición de bajo bienestar escolar aumenta de cerca un punto y medio el riesgo de caer en los valores bajos de regulación emocional y autoestima.

A raíz de estas evidencias empíricas se puede afirmar que la calidad de la vida en las instituciones educativas juega un papel determinante, y más fuerte respecto al tiempo que los jóvenes comparten con sus padres en el contexto familiar, en el proceso de fortalecimiento de las dos fundamentales competencias socioemocionales consideradas. En esta perspectiva recordamos la relevancia que estas competencias tienen para un desarrollo integral de los jóvenes. Por esta razón se destaca la responsabilidad institucional y pedagógica de los responsables de los colegios y de los sistemas educativos de mejorar las condiciones de bienestar escolar, entendido como consecuencia de la interacción entre participación, inclusividad, seguridad, pertenencia y confianza.

Conclusiones

El estudio tenía como objetivo principal la validación de la escala RE-MESACTS para la evaluación del grado de regulación emocional en adolescentes, con base en los datos relativos a las aplicaciones realizadas, con muestras distintas, en seis países de la región entre octubre de 2018 y noviembre 2019. En detalle, el instrumento ha sido aplicado en 10 muestras distintas de adolescentes entre 13 y 20 años, estudiantes en colegios de escuela secundaria de 6 países (Argentina, Chile, Colombia, El Salvador, Paraguay y Uruguay), generando 12 bases de datos.

A raíz de las elaboraciones psicométricas realizadas, se identificó un modelo factorial de la escala RE-MESACTS con 15 variables y cuatro factores: expresión de emociones positivas, estrategias de autorregulación, autorregulación de emociones negativas e identificación de las emociones. Dicho modelo se confirmó validado y caracterizado por su robustez psicométrica. En particular, tras las 12 validaciones realizadas, la escala RE-MESACTS confirma:

a. estable coherencia interna;
b. constancia en su funcionamiento;
c. constancia en los valores de los índices psicométricos de ajuste, siempre entre bueno y excelente;
d. replicabilidad;
e. capacidad de resistir a las diferencias culturales.

Por lo tanto, se considera definitivamente validada la escala RE-MESACTS y disponible para su aplicación generalizada.

Además, se averiguó el funcionamiento de la Escala de Autoestima de Rosemberg (EAR) con el fin de explorar si hubiera una significativa correlación con el funcionamiento de la RE-MESACTS y, de ser, de identificar los puntos de corte de la RE-MESACTS en función de la EAR.

El estudio confirmó la correlación entre las dos escalas y, consecuentemente, permitió identificar dos puntos de corte en la RE-MESACTS en coherencia con el funcionamiento de la EAR.

Adicionalmente, el cuestionario con el cual se aplicó la RE-MESACTS incluía un conjunto de ítems para evaluar el bienestar escolar percibido. Los ítems se aplicaron en cuatro países (Chile, Colombia, Paraguay y Uruguay). El análisis psicométrico de los datos relativos a dichas aplicaciones permitió validar la Escala de Bienestar Escolar Percibido, conformada por 11 ítems y articulada en tres componentes: (i) pertenencia, seguridad y confianza; (ii) participación; (iii) inclusividad.

En particular, las evidencias empíricas permitieron afirmar que la calidad de la vida en las instituciones educativas juega un papel determinante en el proceso de fortalecimiento de las dos fundamentales competencias socioemocionales consideradas. En esta perspectiva se confirma la relevancia que estas competencias tienen para un desarrollo integral de los jóvenes. Por esta razón se destaca la responsabilidad institucional y pedagógica de los responsables de los colegios y de los sistemas educativos de mejorar las condiciones de bienestar escolar, entendido como consecuencia de la interacción entre participación, inclusividad, seguridad, pertenencia y confianza.

Finalmente, tras los análisis estadísticos y psicométricos realizados, el estudio permitió dejar a disposición de los operadores y de las Instituciones tres instrumentos validados transversalmente a distintos contextos culturales: la escala RE-MESACTS para la evaluación de la regulación emocional, la Escala de Autoestima de Rosemberg y la Escala de Bienestar Escolar Percibido.

Referencias bibliográficas

Alessandri, G., Vecchione, M. & Caprara, G.V. (2015). Assessment of Regulatory Emotional Self-Efficacy Beliefs: A Review of the Status of the Art and Some Suggestions to Move the Field Forward. Journal of Psychoeducational Assessment, 33(1), 24-32

Andrés, M.L., Stelzer, F., Vernucci, S., Canet Juric, L., Galli, J.I. & Navarro Guzman, J.I. (2017). Regulación emocional y habilidades académicas: relación en niños de 9 a 11 años de edad. Suma Psicológica, 24(2), 79-86

Atienza Gonzáles, F. L., Moreno Sigüenza, Y., Balanguer Solá, I. (2000). Análisis de la Dimensionalidad de la Escaña de Autoestima de Rosemberg en una Muestra de Adolescentes Valencianos. Revista de Psicología. Universitas Tarraconensis, n. 22, 29-42

Balaguer Pich, N., Sánchez Gómez, M., García Palacios, A. (2018). Relación entre la regulación emocional y la autoestima. Ágora de salut, vol. 5, 373-380

Batista Foguet, J. M., & Coenders, G. G. (2012). Modelos de ecuaciones estructurales. Madrid: Editorial La Muralla, S. A.

Bisquerra, R. (2001). Educación emocional y bienestar. Barcelona: Wolters Kluwer

Byrne, B. (2010). Structural Equation Modeling with AMOS. London: Routlege, Taylor & Francis Group

Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In Bollen, K.A., Long, J.S. (Eds.) Testing structural equation models (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage

Caprara, G.V. (2001). La valutazione dell'autoefficacia: costrutti e strumenti. Trento: Erikson

Chiorri, C. (2011). Teoria e tecnica psicometrica. Milano: McGraw-Hill ed.

Chiungjung, H. & Niambo, D. (2012). Factor Structures of the Rosemberg Self-Esteem Scale. European Journal of Psychological Assessment, 28(2), 132-138

Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. Psychological Assessment, 6(4), 284–290

Cogollo, Z., Campo-Arias, A. & Herazo, E. (2015). Escala de Rosemberg para autoestima: consistencia interna y dimensionalidad en estudiantes de Cartagena, Colombia. Psychologia: Avances de la Disciplina, 9(2), 61-71

Cole, D. A. (1987). Metodological Contributions to Clinical Research. Utility of Confirmatory Factor Analysis in Test Validation Research. Journal of Consoulting and Clinical Psychology, 55(4), 584-594

Erkolahti, R., Illonen, T., Saarijarvi, S., Terho, P. (2003). Self-image and depressive symptoms among adolescentes in a non-clinical sample. Nordic Journal of Psychiatric, 57 (6), 447-451

Garaigordobil, M., Durá, A., Pérez, J. I. (2005). Síntomas psicopatológicos, problemas de conducta y autoconcepto-autoestima: un estudio con adolescentes de 14 a 17 años. Anuario de Psicología Clínica y de la Salud, n. 1, 53-63

Garaigordobil, M., Durá, A., Pérez, J. I. (2005). Síntomas psicopatológicos, problemas de conducta y autoconcepto-autoestima: un estudio con adolescentes de 14 a 17 años. Anuario de Psicología Clínica y de la Salud, n. 1, 53-63

Garaigordobil, M., Durá, A. (2006). Relaciones del autoconcepto y autoestima con la sociabilidad, estabilidad emocional y responsabilidad en adolescentes de 14 a 17 años. Análisis y Modificación de Conducta, 32(141), 37-64

Gómez Pérez, O. I., & Calleja Bello, N. (2016). Regulación emocional: definición, red nomológica y medición. Revista Mexicana de Investigación en Psicología, 8(1), 96-117

Gómez Pérez, O. I., & Calleja Bello, N. (2017). Regulación emocional: Escalas de medición en español [revisión psicométrica]. Revista Iberoamericana de Psicología, 10(2), 183-191

Gomez, T., Quiñones-Camacho, L., Davis, E. (2018). Building a Sense of Self: The Link between Emotion Regulation and Self-Esteem in Young Adults. UC Riverside Undergraduate Research Journal, 12(1), 37-49

Gratz, K.L. & Roemer, L. (2004). Multidimensional Assessment of Emotion Regulation and Dysregulation: Development, Factor Structure, and Initial Validation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 26(1), 41-54

Gross, J. (1998a). The emerging field of emotion regulation: an integrative review. Review of general psychology, 2(3), 271-299

Gross, J. (1998b). Antecedent – and Response-Focused Emotion Regulation: Divergent Consequences for Experience, Expression, and Physiology. Journal of Personality and Social Psychology, 74(1), 224-237

Gross, J. (2002). Emotion regulation: Affective, cognitive, and social consequences. Psychophysiology, 39, 281–291

Gross, J., & John, O. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: implications for affect, relationships and well-being. Journal of Personality and Social Psychology, 85(2), 348-362

Gross, J., & Thompson, R. (2007). Emotion regulation: Conceptual foundations. Nueva York: Guilford Press

Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. Electronic Journal of Business Research Methods, 6(1), 53-60

Hu, L., & 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, 1-55

Kelley, K., & Lai, K. (2011). Accuracy in parameter estimation for the root mean square error of approximation: Sample size planning for narrow confidence intervals. Multivariate Behavioral Research, 46, 1–32

Kim, Y. H. (2003). Correlation of Mental Health Problems with Psychological Constructs in Adolescence: Final Result from a 2-year Study. International Journal of Nursing Studies, 40(2), 115-124

Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In Search of Golden Rules: Comment on Hypothesis-Testing Approaches to Setting Cutoff Values for Fit Indexes and Dangers in Overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) Findings. Structural Equation Modeling: A Multidciplinary Journal, 11, 320-341

Montt S., M. E., Ulloa Chávez, F. (1995). Autoestima y salud mental en los adolescentes. Salud mental, vol. V, n. 3: 30-35

Raciti, P. [comp.] et al. (2015). La medición de las competencias transversales en Colombia: una propuesta metodológica. Madrid: Publicaciones EUROsociAL, Colección Documentos de Trabajo n. 34 (http://www.sia.eurosocial-ii.eu/documento.php?id=4872)

Repetto Talavera, E. & Pena Garrido, M. (2010). Las competencias socioemocionales como factor de calidad en educación. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación, 8(5), 82-95

Rojas-Barahona, C. A., Zegers P., B. & Fórster M., C. E. (2009). La escala de autoestima de Rosemberg: Validación para Chile en una muestra de jóvenes adultos, adultos y adultos mayores. Rev Méd Chile, n. 137, 791-800

Rosemberg, M. (1965). Society and the Adolescent Self-Image. New Jersey: Princeton University Press

Salovey, P. & Sluyter, D.J. (1997). Emotional development and emotional intelligence. Educational implications. Nueva York: Basic Books

Schmitt, D. P., Allik, J. (2005). Simultaneous Administration of the Rosemberg Self-Esteem Scale in 53 Nations: Exploring the Universal and Culture-Specific Features of Global Self-Esteem. Journal of Personality and Social Psychology, 89 (4), 623-642

Taylor, G.J., Ryan, D. & Bagby R.M. (1985). Toward the development of a new self-report alexithymia scale. Psychother Psychosom, 44(4), 191-199

Anexos 1 - Cuestionario completo aplicado en el segundo piloto

Código de identificación |_____|

letra inicial del País_número secuencial del cuestionario. Ej.: A_35

Nos gustaría conocer más a los jóvenes. Para hacerlo, te pedimos que contestes este cuestionario anónimo. ¡Muchos jóvenes como tú también lo harán! Serán jóvenes de Argentina, Chile, Colombia, El Salvador, Paraguay, Perú y Uruguay.

La información que nos das es confidencial (nunca aparecerá tu nombre y apellido) y sólo será utilizada estadísticamente para poder identificar las necesidades particulares de las escuelas/colegios y, en función a ellas, recomendar acciones que mejoren la calidad y equidad de la educación. Ten presente que este cuestionario no es obligatorio.

Antes de comenzar el cuestionario, te pedimos que nos brindes algunas informaciones generales.

INFORMACIONES SOBRE TÍ

1. **Edad:** |____|

2. **¿En qué mes y año naciste? (***Marcá una sola opción para el mes y una sola opción para el año)*

Mes				Año	
☐ Enero	☐ Abril	☐ Julio	☐ Octubre	☐ 2004	☐ 2002
☐ Febrero	☐ Mayo	☐ Agosto	☐ Noviembre	☐ 2003	☐ 2001
☐ Marzo	☐ Junio	☐ Septiembre	☐ Diciembre	☐ Otro ¿Cuál?____	

3. **Género**:
   - ☐ Mujer
   - ☐ Hombre
   - ☐ Otro ¿cuál?_____
   - ☐ Prefiero no responder

4. **¿Qué grado estás cursando?** |___| (Si *no estás estudiando, ¿Cuál fue el último grado que cursaste?*

5. **¿Durante la primaria repetiste algún grado?**
   - ☐ Sí, repetí una vez
   - ☐ Sí, repetí dos veces o más
   - ☐ No, nunca repetí

6. **¿Durante la secundaria/bachillerato repetiste algún grado?**
   - ☐ Sí, repetí una vez
   - ☐ Sí, repetí dos veces o más
   - ☐ No, nunca repetí

7. **¿En qué país naciste?**

- ☐ Argentina
- ☐ Bolivia
- ☐ Chile
- ☐ Colombia
- ☐ El Salvador
- ☐ Paraguay
- ☐ Uruguay
- ☐ Haití
- ☐ Venezuela
- ☐ Perú
- ☐ Otro: ¿ Cuál?_____

8. Vives en un área:

- ☐ Urbana
- ☐ Rural

9. ¿Tienes hijos/as nacidos ? ☐ sí ¿Cuántos?____ ☐ no

10. Tienes hijos/as por nacer?

☐ sí ☐ no

11. ¿Con cuántas personas vives, incluyéndote? |___|

12. ¿Cuántas habitaciones o piezas se usan para dormir en en el lugar donde vives? |___|

13. ¿Con quién/quiénes vives?

Madre	☐ sí		☐ no
Padre	☐ sí		☐ no
Tíos/Tías	☐ sí		☐ no
Abuelos/as	☐ sí		☐ no
Hermanos/as	☐ sí		☐ no
Vives solo	☐ sí		☐ no
Otros	☐ sí	*¿Quién?*_____	☐ no

14. ¿Cuál es el nivel de estudios más alto que cursó tu mamá? (Marca solo una opción)

- Nunca fue a la escuela ☐
- Fue a la escuela primaria y no la terminó ☐
- Terminó la primaria ☐
- Fue a la escuela secundaria/bachillerato y no la terminó ☐
- Terminó la secundaria/bachillerato ☐
- Fue a un instituto técnico o tecnológico y no terminó ☐
- Fue a un instituto técnico o tecnológico y terminó ☐
- Fue a la Universidad y no la terminó ☐
- Fue a la Universidad y terminó ☐
- No sé ☐

15. ¿Cuál es el nivel de estudios más alto que cursó tu papá? (Marca solo una opción)

- Nunca fue a la escuela ☐
- Fue a la escuela primaria y no la terminó ☐

Terminó la primaria ☐
Fue a la escuela secundaria/bachillerato y no la terminó ☐
Terminó la secundaría/bachillerato ☐
Fue a un instituto técnico o tecnológico y no terminó ☐
Fue a un instituto técnico o tecnológico y terminó ☐
Fue a la Universidad y no la terminó ☐
Fue a la Universidad y terminó ☐
No sé ☐

16. **En caso de que tu mamá o tu papá no vivan contigo, ¿Cuál es el nivel de estudios más alto que cursó la persona que se ocupa de ti/acudiente/tutor? (**Marca solo una opción)
Nunca fue a la escuela ☐
Fue a la escuela primaria y no la terminó ☐
Terminó la primaria ☐
Fue a la escuela secundaria/bachillerato y no la terminó ☐
Terminó la secundaría/bachillerato ☐
Fue a un instituto técnico o tecnológico y no terminó ☐
Fue a un instituto técnico o tecnológico y terminó ☐
Fue a la Universidad y no la terminó ☐
Fue a la Universidad y terminó ☐
No sé ☐
No aplica ☐

17. **Durante el día, ¿Cuántas horas "compartes" con mamá, papá o la persona que cuida de ti? (Conversar, hacer actividades juntos, compartir una comida)**
☐ No comparten
☐ Menos de una hora
☐ Entre 1 hora y 2 horas
☐ 3 horas o más

ACERCA DE CÓMO TE SIENTES EN LA ESCUELA

Lee atentamente cada afirmación e indica en qué medida estás de acuerdo, marcando una X en el recuadro que corresponda.

Por favor marca una sola opción por fila.

	Totalmente en desacuerdo	**En desacuerdo**	**De acuerdo**	**Totalmente de acuerdo**
18. Me siento parte de esta escuela/colegio	1	2	3	4
19. En mi escuela/colegio hay jóvenes en los que puedo confiar	1	2	3	4
20. En mi escuela/colegio me siento seguro/a	1	2	3	4
21. En mi escuela/colegio puedo hacer amigos/as	1	2	3	4
22. En esta escuela/colegio puedo equivocarme sin ser juzgado/a	1	2	3	4
23. En esta escuela/colegio **no** se discrimina a nadie	1	2	3	4
24. En mi escuela/colegio me ayudan a encontrar diferentes formas de expresarme	1	2	3	4
25. En mi escuela me dan herramientas para manejar los conflictos	1	2	3	4
26. En mi escuela/colegio facilitan espacios de participación y expresión de jóvenes	1	2	3	4
27. Dentro de mi escuela **no** hay situaciones de violencia (física, verbal, psicológica)	1	2	3	4
28. En mi escuela/colegio hay adultos en los que puedo confiar	1	2	3	4
28.a. ¿Quiénes son esos adultos?				

ACERCA DE CÓMO TE SIENTES Y ABORDAS LAS COSAS QUE TE PASAN

Las afirmaciones que se presentan a continuación describen cosas que le pasan a los jóvenes.

Lee atentamente cada afirmación e indica con qué frecuencia te ocurren a ti, marcando un a X en el recuadro que corresponda.

Por favor marca una sola opción por fila.

NO HAY RESPUESTAS CORRECTAS O INCORRECTAS, así que te pedimos que contestes lo más sinceramente posible.

Primera sección

	Nunca	**A veces**	**A menudo**	**Siempre**
1_1. Ante distintas situaciones diarias me doy cuenta de mis emociones	1	2	3	4
2_14. Logro levantar el ánimo cuando tengo dificultades	1	2	3	4
3_11. Manejo el miedo cuando me siento en peligro	1	2	3	4
4_7. Cuando me siento mal (por ejemplo, triste, enojado o preocupado), pienso en otra cosa para sentirme mejor	1	2	3	4
5_2. Pongo [presto] atención a mis emociones	1	2	3	4
6_12**.** Trato de mantener la calma cuando alguien me hace pasar vergüenza	1	2	3	4
7_4. Me resulta difícil identificar y nombrar mis emociones	1	2	3	4
8_8. Puedo tranquilizarme cuando estoy nervioso	1	2	3	4
9_20. Cuando logro algo importante demuestro mi alegría a los demás	1	2	3	4
10_13. Tolero la frustración cuando las cosas no salen como yo esperaba	1	2	3	4
11_22. Expreso mis emociones cuando estoy de buen humor	1	2	3	4
12_5. Me cuesta diferenciar entre mis emociones (por ejemplo, si estoy triste o enojado o preocupado)	1	2	3	4
13_15. Cuando me siento mal (por ejemplo: triste, enojado o preocupado) hago algo, para sentirme mejor	1	2	3	4
14_10. Puedo mantener la calma cuando estoy enojado [molesto]	1	2	3	4
15_21. Expreso alegría y entusiasmo en encuentros con amigos	1	2	3	4
16_16. Cuando estoy triste, intento hacer otras cosas para subir el ánimo	1	2	3	4
17_17. Expreso mi felicidad a los demás cuando sucede algo bueno	1	2	3	4

Segunda sección

Lee atentamente cada afirmación e indica en qué medida estás de acuerdo, marcando una X en el recuadro que corresponda. Por favor marca una sola opción por fila.

	Totalmente en desacuerdo	**En desacuerdo**	**De acuerdo**	**Totalmente de acuerdo**
1. Siento que soy una persona que merece ser valorada, al menos en igual medida que las demás	1	2	3	4
2. Estoy seguro/a que tengo varias cualidades	1	2	3	4
3. En general, siento que soy un fracaso	1	2	3	4
4. Soy capaz de hacer las cosas tan bien como la mayoría de la gente	1	2	3	4
5. Siento que no tengo mucho de que estar orgulloso/a	1	2	3	4
6. Tengo una actitud positiva hacia mí mismo/a	1	2	3	4
7. En general estoy satisfecho/a de mí mismo/a	1	2	3	4
8. Me gustaría poder sentir más respeto por mí mismo/a	1	2	3	4
9. Hay veces que realmente pienso que soy un/a inútil	1	2	3	4
10. A veces creo que no soy buena persona	1	2	3	4

Anexo 2 – Versión validada de la escala para la evaluación de la regulación emocional RE-MESACTS

Las afirmaciones que se presentan a continuación describen cosas que le pasan a los jóvenes.

Lee atentamente cada afirmación e indica con qué frecuencia te ocurren a ti, marcando un a X en el recuadro que corresponda.

Por favor marca una sola opción por fila.

NO HAY RESPUESTAS CORRECTAS O INCORRECTAS, así que te pedimos que contestes lo más sinceramente posible.

	Nunca	**A veces**	**A menudo**	**Siempre**
1. Ante distintas situaciones diarias me doy cuenta de mis emociones	1	2	3	4
2. Logro levantar el ánimo cuando tengo dificultades	1	2	3	4
3. Manejo el miedo cuando me siento en peligro	1	2	3	4
4. Cuando me siento mal (por ejemplo, triste, enojado o preocupado), pienso en otra cosa para sentirme mejor	1	2	3	4
5. Pongo [presto] atención a mis emociones	1	2	3	4
6. Trato de mantener la calma cuando alguien me hace pasar vergüenza	1	2	3	4
7. Puedo tranquilizarme cuando estoy nervioso	1	2	3	4
8. Cuando logro algo importante demuestro mi alegría a los demás	1	2	3	4
9. Tolero la frustración cuando las cosas no salen como yo esperaba	1	2	3	4
10. Expreso mis emociones cuando estoy de buen humor	1	2	3	4
11. Cuando me siento mal (por ejemplo, triste, enojado o preocupado) hago algo, para sentirme mejor	1	2	3	4
12. Puedo mantener la calma cuando estoy enojado [molesto]	1	2	3	4
13. Expreso alegría y entusiasmo en encuentros con amigos	1	2	3	4
14. Cuando estoy triste, intento hacer otras cosas para subir el ánimo	1	2	3	4
15. Expreso mi felicidad a los demás cuando sucede algo bueno	1	2	3	4

Anexo 3 – Escala de Autoestima de Rosemberg (EAR)

Lee atentamente cada afirmación e indica en qué medida estás de acuerdo, marcando una X en el recuadro que corresponda.

Por favor marca una sola opción por fila.

	Totalmente en desacuerdo	En desacuerdo	De acuerdo	Totalmente de acuerdo
1. Siento que soy una persona que merece ser valorada, al menos en igual medida que las demás	1	2	3	4
2. Estoy seguro/a que tengo varias cualidades	1	2	3	4
3. En general, siento que soy un fracaso	1	2	3	4
4. Soy capaz de hacer las cosas tan bien como la mayoría de la gente	1	2	3	4
5. Siento que no tengo mucho de que estar orgulloso/a	1	2	3	4
6. Tengo una actitud positiva hacia mí mismo/a	1	2	3	4
7. En general estoy satisfecho/a de mí mismo/a	1	2	3	4
8. Me gustaría poder sentir más respeto por mí mismo/a	1	2	3	4
9. Hay veces que realmente pienso que soy un/a inútil	1	2	3	4
10. A veces creo que no soy buena persona	1	2	3	4

Anexo 4 – Escala de Bienestar Escolar MESACTS

Lee atentamente cada afirmación e indica en qué medida estás de acuerdo, marcando una X en el recuadro que corresponda.

Por favor marca una sola opción por fila.

	Totalmente en desacuerdo	En desacuerdo	De acuerdo	Totalmente de acuerdo
1. Me siento parte de esta escuela/colegio	1	2	3	4
2. En mi escuela/colegio hay jóvenes en los que puedo confiar	1	2	3	4
3. En mi escuela/colegio me siento seguro/a	1	2	3	4
4. En mi escuela/colegio puedo hacer amigos/as	1	2	3	4
5. En esta escuela/colegio puedo equivocarme sin ser juzgado/a	1	2	3	4
6. En esta escuela/colegio **no** se discrimina a nadie	1	2	3	4
7. En mi escuela/colegio me ayudan a encontrar diferentes formas de expresarme	1	2	3	4
8. En mi escuela me dan herramientas para manejar los conflictos	1	2	3	4
9. En mi escuela/colegio facilitan espacios de participación y expresión de jóvenes	1	2	3	4
10. Dentro de mi escuela **no** hay situaciones de violencia (física, verbal, psicológica)	1	2	3	4
11. En mi escuela/colegio hay adultos en los que puedo confiar	1	2	3	4

-MESACTS-

www.mesacts.com

Este libro no podrá ser reproducido total o parcialmente por ningún medio electrónico, mecánico, fotocopia o cualquier otro método de reproducción, sin previa autorización de la Editorial.

MESACTS
MESA REGIONAL DE COOPERACION TECNICA SOBRE COMPETENCIAS TRANSVERSALES Y SOCIOEMOCIONALES

CISP
COMITATO INTERNAZIONALE PER LO SVILUPPO DEI POPOLI

Análisis estadísticos e informe elaborados por CISP