

Propiedades psicométricas del test de temperamento ECBQ-VSF en infantes de diferentes contextos socioeconómicos

Psychometric Properties of the ECBQ-VSF Temperament Test in Infants from Different Socioeconomic Contexts

Lucas G. Gago-Galvagno *^{1,2,3}, Angel M. Elgier^{1,2,3}, Christian Schetsche¹,
Carolina De Grandis^{1,2,3}, Florencia Gómez¹, Luis C. Jaime^{1,3},
Guadalupe Sosa¹, Susana C. Azzollini^{1,3}

Introducción
Método
Resultados
Conclusiones
Referencias

1 - Instituto de Investigaciones, Facultad de Psicología. Universidad de Buenos Aires (UBA). Laboratorio de Cognición y Políticas Públicas. Buenos Aires, Argentina.

2 - Facultad de Psicología y Relaciones Humanas. Universidad Abierta Interamericana. Buenos Aires, Argentina.

3 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Buenos Aires, Argentina.

Recibido: 25/02/2021 Revisado: 03/05/2021 Aceptado: 07/05/2021

Resumen

Este trabajo analiza las propiedades psicométricas de la versión en castellano del test de temperamento Early Child Behavior Questionnaire Very Short Form (ECBQ-VSF) en una muestra de 401 infantes ($M_{\text{edad}} = 27.05$ meses $DE = 7.08$) de Buenos Aires. El análisis factorial exploratorio mostró una estructura de tres factores que explicó el 27% de la varianza, con aceptables pesos factoriales de sus ítems. El análisis factorial confirmatorio indicó que el ajuste del modelo propuesto fue aceptable, siguiendo la estructura factorial original de tres subescalas. El análisis de la confiabilidad señaló una buena consistencia interna para esta muestra. A su vez, esta versión mostró resultados esperables relativos a las correlaciones entre las distintas subdimensiones de la escala, y diferencias según género, nivel socioeconómico y edad. Por último, se encontró invarianza factorial en cuanto al género de los infantes. Se concluye que las diferencias encontradas con respecto a estudios previos podrían deberse a características culturales.

Palabras clave: temperamento, ECBQ, esfuerzo de control, extraversión, afecto negativo, infantes

Abstract

This work analyzes the psychometric properties of the Spanish version of the Early Child Behavior Questionnaire Very Short Form temperament test (ECBQ-VSF) in a sample of 401 infants ($M_{\text{age}} = 27.05$ months $SD = 7.08$) from Buenos Aires. The exploratory factor analysis showed a three-factor structure that explained 27% of the variance, with acceptable factorial weights of its items. The confirmatory factor analysis indicated that the fit of the proposed model was acceptable, following the original factor structure of three subscales. The reliability analysis indicated good internal consistency for this sample. In turn, this version showed expected results related to the correlations between the different sub-dimensions of the scale, and differences according to gender, socioeconomic level and age. Finally, factorial invariance was found regarding the gender of the infants. It is concluded that the differences found with respect to previous studies could be due to cultural characteristics.

Keywords: temperament, ECBQ, effortful control, extraversion, negative affect, infant

*Correspondencia a: Lucas Gago-Galvagno. E-mail: lucas.gagogalvagno@hotmail.com

Cómo citar este artículo: Gago-Galvagno, L. G., Elgier, A. M., Schetsche, C., De Grandis, C., Gómez, F., Jaime, L. C., Sosa, G., & Azzollini, S. C. (2021). Propiedades psicométricas de la escala de temperamento ECBQ-VSF en infantes de diferentes socioeconómicos de Buenos Aires. *Revista Evaluar*, 21(3), 49-62. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Laura Angelelli, Julian Narvaja, Eugenia Maiorana, Eugenia Barrionuevo, Alicia Molinari, Mónica Serppe, Juan Balverdi, Florencia Ruiz, Benjamín Casanova, Ricardo Hernández.

Introducción

Temperamento

El *temperamento* es definido por Rothbart y Bates (2006) como las diferencias individuales en los bebés y niños/as que existen antes de que se desarrollen otros aspectos cognitivos de la personalidad. Este concepto relaciona aspectos genéticos y ambientales que ponen en juego determinadas respuestas afectivas, atencionales y motoras del sujeto según las diferentes demandas del contexto (Rothbart, 2011). También tienen un rol en el despliegue de conductas sociales y en el desempeño social (Calkins, 2005).

Rothbart, Ahadi, Hershey y Fisher (2001) señalan tres factores del temperamento infantil: a) *extraversión*, definida por el nivel de actividad, anticipación positiva, búsqueda de sensaciones, sonrisa-risa, impulsividad y placer intenso. Esta hace referencia al entusiasmo vital, el cual se refleja en el nivel de energía y compromiso con el medio (Squillace-Louhau & Picón-Janeiro, 2017; Yap, Allen, & Sheeber, 2007), b) *esfuerzo de control*, que se define por control inhibitorio, atención focalizada, placer de baja intensidad y sensibilidad perceptiva. El cambio o focalización de la atención permite modular la activación emocional, regulando la exposición a un estímulo y los procesos cognitivos relacionados con esas experiencias emocionales (Rothbart, Ahadi, & Evans, 2000), lo que permite manejar las conductas manifiestas que se asocian con las emociones (Eisenberg, Fabes, Guthrie, & Reiser, 2000) y c) *afectividad negativa*, que comprende malestar, miedo, enojo, tristeza, timidez y dificultad para calmarse. Se refiere a una angustia emocional general y determinada susceptibilidad a emociones negativas (Rothbart et al., 2000), además, se toma como un factor de vulnerabilidad para el desarrollo de trastornos del estado de ánimo y ansiedad (Clark, Watson, & Mineka, 1994).

En investigaciones previas con infantes, se ha encontrado que la *extraversión* se asocia de forma negativa con el esfuerzo de control y positiva con la afectividad negativa, mientras que el esfuerzo de control se relaciona de forma negativa con la afectividad negativa, aunque los tamaños del efecto fueron bajos ($r < \pm .15$; Putnam, Jacobs, Gartstein, & Rothbart, 2010; Stępień-Nycz, Rostek, Białecka-Pikul, & Białek, 2018). A su vez, debido a las crianzas diferenciales que reciben los infantes según el género, se han encontrado mayores niveles de esfuerzo de control, *extraversión* y afecto negativo en el género femenino, al recibir mayores niveles de responsividad, interacciones y calidez durante la crianza (Atzaba-Poria & Pike, 2008; Bornstein et al., 2015). También se hallaron diferencias según la edad, con mayores tendencias al esfuerzo de control a medida que los infantes se desarrollan (Hyde, 2014; Reyna & Brussino, 2015), y según el nivel socioeconómico, con menores niveles de esta subescala y mayores de afecto negativo en los infantes pertenecientes a sectores vulnerables (Gago-Galvagno et al., 2019; Segretin, Prats, & Lipina, 2019). Esto último podría deberse a que estos entornos promueven mayores niveles de estrés en cuidadores, estilos parentales autoritarios (Richaud et al., 2013), hacinamiento en la vivienda junto a una mala nutrición (INDEC, 2020; ODSA-UCA, 2020), entre otras situaciones que condicionan las habilidades autorregulatorias infantiles (Gago-Galvagno et al., 2019).

Escala de temperamento ECBQ-VSF

Por otro lado, la escala breve de temperamento Early Child Behavior Questionnaire-Very Short Form (en adelante, ECBQ-VSF) fue creada por Putnam et al. (2010), con el fin de reducir el tiempo de toma que requería la escala original de

201 ítems (una hora aproximadamente; Putnam, Gartstein, & Rothbart, 2006). Se compone de un total de 36 ítems y se representa a cada una de las tres subescalas mencionadas mediante 12 ítems. Los ítems incluidos fueron aquellos que mostraron mayores asociaciones con los factores y menores niveles de correlación entre los otros dos factores (Putnam et al., 2010). Estudios previos han encontrado que el temperamento infantil medido a través del ECBQ-VSF en infantes de 18 a 36 meses se asocia y predice comportamientos de autorregulación y funciones ejecutivas (Epstein et al., 2018; Frick et al., 2018; Gago-Galvagno et al., 2019), habilidades sociales de los infantes (Montenegro & Gago-Galvagno, 2020; Sanson, Hemphill, & Smart, 2004), interacciones tempranas entre cuidador primario e infante (Álvarez, Cristi, Del Real, & Farkas, 2019; Benga, Susa-Erdogan, Friedlmeier, Corapci, & Romonti, 2019), el lenguaje verbal y no verbal (Gago-Galvagno et al., 2019; Salley & Dixon Jr, 2007; Villareal-Garza & Falcón-Albarrán, 2015), entre otras conductas fundamentales para el desarrollo posterior del infante.

En el trabajo original de Putnam et al. (2010) se evaluaron seis muestras estadounidenses de infantes de 18 a 36 meses ($n = 488$), y se encontraron índices satisfactorios de consistencia interna (.71 en promedio). Además, el instrumento demostró estabilidad longitudinal a los 3 meses (.65 en promedio), aunque con menores niveles a los 12 y 18 meses (.54 y .50 respectivamente); buena validez de criterio (.78), adecuado acuerdo entre los reportes de la madre y el padre (.31), y un buen ajuste en el análisis factorial confirmatorio (AFC; TLI = .977, CFI = .980, RMSEA = .056).

En otra investigación que evaluó las propiedades psicométricas del ECBQ-VSF, utilizando una muestra de infantes estadounidenses de 12 a 36 meses de sectores vulnerables ($n = 215$), no

se encontró un ajuste al modelo mediante AFC (RMSEA = .08, CFI = .46, NFI = .33), las cargas factoriales fueron bajas y complejas y en cuanto a la validez predictiva no se encontraron asociaciones con sobrepeso, aunque se encontraron relaciones negativas con bajo tamaño del efecto (-.17 a .35) entre extraversión y esfuerzo de control con el uso de comida para calmar al infante (James, 2013). Esto podría deberse a que la muestra era de menor edad (desde los 12 meses), por ende, los niveles de autorregulación podrían ser menores. A su vez, el nivel socioeconómico diverso podría jugar en la estabilidad de respuestas intersujeto.

Sin embargo, Potměšilová y Potměšil (2019) sí encontraron la estructura típica en la versión muy breve en una muestra representativa de 709 infantes de 18 a 36 meses de República Checa. Los niveles de alfa fueron de .47 a .77, hubo diferencias por género y edad (aumentando el esfuerzo de control a mayor edad y en el género femenino), aunque fueron descartados cinco ítems por cargar en más de un factor. Los ítems cargaron entre .31 y .60, con un nivel de Kaiser-Meyer-Olkin aceptable ($KMO = .76$, $p < .01$). A similares resultados se arribó en otro estudio realizado en Polonia con la versión completa del ECBQ (Stępień-Nycz et al., 2018). Este mostró los mismos tres factores que la versión original estadounidense luego de aplicar el análisis factorial exploratorio (AFE), con cargas factoriales entre .35 y .70, una consistencia interna entre .66 y .90 para las 18 subescalas de este instrumento, validez convergente con medidas de laboratorio de temperamento, adecuada estabilidad longitudinal y diferencias por género, evidenciando que los infantes del género femenino puntuaron más alto en las escalas de afecto negativo y esfuerzo de control, tal como se encontró en otros estudios (Putnam et al., 2006). Sin embargo, la varianza explicada fue del 50% (Stępień-Nycz et al., 2018). También Lim, Bae y Lee (2017) trabajaron con

una muestra de infantes de Corea y encontraron los típicos tres factores, con una varianza explicada del 53%, consistencias internas de .63 a .88, validez convergente con la escala EAS, y un correcto ajuste (TLI = .962, CFI = .973, RMSEA = .039 a los 24 meses, y TLI = 1.017, CFI = 1.000, RMSEA = .000 en el grupo de 30 meses).

Por último, en Argentina esta escala fue utilizada en un estudio de Gago-Galvagno et al. (2019) con muestra vulnerable y no vulnerable ($n = 60$) de infantes argentinos de 18 a 24 meses. La consistencia interna encontrada fue menor a la de estudios previos (.61 a .65), pudiéndose deber esto al rango etario de la muestra evaluada, al tamaño de esta y a los diferentes contextos socioeconómicos evaluados. Este último punto es reforzado en otro estudio (Montenegro & Gago-Galvagno, 2020) que emplea esta escala en Argentina, en una muestra de infantes no vulnerables ($n = 102$) de 18 a 36 meses, en el que la consistencia interna fue adecuada a alta en comparación con estudios previos (.72 a .81). Sin embargo, en otra investigación realizada con infantes de diferentes contextos socioeconómicos de Chile ($n = 90$) de 28 a 33 meses, el alfa no se vio modificado con respecto a estudios anteriores (.68 a .76; Álvarez et al., 2019).

Debido a la falta de una adaptación del instrumento ECBQ-VSF en Argentina, a la importancia que posee este instrumento para predecir otros comportamientos en la infancia temprana, a los diferentes índices encontrados en las diversas investigaciones y a los bajos índices de consistencia interna encontrados en muestras de infantes vulnerables de Argentina, el objetivo de la presente investigación consiste en analizar las propiedades psicométricas de la versión en castellano del ECBQ-VSF en una muestra de infantes de Buenos Aires de diferentes contextos socioeconómicos, analizando la estructura factorial, consistencia interna y validez de constructo de

esta escala y diferencias por género, edad y nivel socioeconómico. Se espera encontrar, al igual que en la mayoría de las investigaciones, un correcto ajuste al modelo clásico de tres factores (p. ej., extraversión, afecto negativo y esfuerzo de control) y diferencias por variables sociodemográficas en las características temperamentales.

Método

Participantes

Se utilizó un muestreo no probabilístico de tipo intencional y por bola de nieve. Los criterios de selección de la muestra fueron: que los infantes presentaran desarrollo típico, no demostraran antecedentes psiquiátricos o neurológicos y que hubiesen nacido a término. Se evaluaron 401 cuidadores primarios de infantes de 18 a 36 meses ($M_{\text{edad}} = 27.05$ meses, $DE = 7.08$; femenino = 193), pertenecientes a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Gran Buenos Aires. De los infantes, 190 (47%) tenían entre 18 y 36 meses, y 211 (53%) tenían entre 27 y 36 meses. A su vez, 245 (61%) asistían a jardines maternos de gestión pública y privada. A su vez, 168 familias presentaron necesidades básicas insatisfechas (NBI; 42%). Las familias eran catalogadas dentro del grupo con NBI si presentaban al menos uno de los siguientes criterios: educación secundaria incompleta, desempleo, vivienda precaria o presencia de hacinamiento.

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico ad-hoc. Se evaluó: a) si los infantes asistían a jardín maternal (*Sí-No*); b) presencia de necesidades básicas insatisfechas (p. ej., educación secundaria incompleta, desempleo, vivienda precaria y presencia

de hacinamiento); *Necesidades básicas satisfechas-Necesidades básicas insatisfechas*; c) género (*masculino-femenino*) y d) edad en meses de los infantes.

Cuestionario de Conducta de Niñez Temprana versión resumida (ECBQ-VSF, versión latinoamericana, Putnam et al., 2010). Evalúa la conducta emocional de los niños desde el punto de vista de los cuidadores. La conducta es clasificada siguiendo una escala Likert de 8 puntos que significa 1) *Nunca*, 2) *Casi nunca*, 3) *Menos de la mitad del tiempo*, 4) *Aproximadamente la mitad del tiempo*, 5) *Más de la mitad del tiempo*, 6) *Casi siempre*, 7) *Siempre* y 8) *No sucedió* (se asignó un 0 en este caso). Esta prueba consta de 36 ítems y cada subescala está formada por 12 ítems. Las subescalas son las de *extraversión*, *afectividad negativa* y *esfuerzo de control*. La escala de esfuerzo de control evalúa la capacidad de inhibir o suprimir las respuestas dominantes. La de extraversión se relaciona con la emoción positiva, el enfoque rápido de recompensas potenciales y un alto nivel de actividad. Finalmente, el afecto negativo incluye predisposición al miedo, ansiedad, tristeza, frustración e incomodidad. El puntaje final de cada una se forma a partir del promedio de los ítems, siendo de 0 a 7 el rango de puntaje.

Procedimiento

Las escalas fueron administradas de forma voluntaria, anónima y confidencial a los cuidadores primarios de los infantes mediante Google Formularios® (n = 215) y de forma presencial (n = 186). Se tomaron mediante estos dos formatos debido a que en sectores vulnerables los investigadores debían estar presentes para asegurarse de que se comprendieran las consignas. Los investigadores proporcionaron mails de contacto en

las evaluaciones virtuales, que fueron consultados por los participantes ante cualquier interrogante con respecto a la resolución del cuestionario. Al comienzo de los formularios se explicó a los participantes los objetivos de la investigación y acerca de los ítems del instrumento. Luego debían aceptar su participación y completar los formularios, que fueron aplicados siempre en el mismo orden (sociodemográfico y temperamento) para establecer un control por equiparación y repartir equitativamente el efecto de aprendizaje y fatiga en el total de la muestra. Esta última fue reclutada a través de grupos de Facebook y WhatsApp, contacto con directores/as de jardines maternos, y con figuras de cuidado primario de los infantes, quienes, a su vez, enviaron este formulario a distintos jardines maternos u hogares.

Análisis de datos

Los análisis estadísticos fueron realizados con el software R de [Core Team \(2020\)](#), utilizando un valor de probabilidad de $p < .05$ en todos los casos. Se analizó la normalidad multivariante, mediante el paquete MVN de [Korkmaz et al. \(2014\)](#), con la realización de la prueba de [Mardia \(1970\)](#). Se encontró que la muestra no cumplía con dicho supuesto. Además, mediante el paquete *psych* de [Revelle \(2018\)](#), se analizaron los estadísticos descriptivos, media, desviación estándar, asimetría y curtosis para todos los ítems de la escala. Se realizó además el análisis factorial exploratorio, el cálculo de las consistencias internas (α y ω), las asociaciones (mediante la prueba parcial Rho de Spearman) y comparaciones de grupo insertando covariables (mediante la prueba MANOVA), y el análisis factorial confirmatorio con el paquete *lavaan* ([Rosseel, 2012](#)).

Tabla 1

Cargas factoriales e índices de complejidad de Hofmann (1978) del EFA EBQ-12.

Variable	Extroversión	Afecto negativo	Esfuerzo de control	ICH
EBQ15	.589	-.073	.023	1.034
EBQ8	.561	.011	.072	1.034
EBQ13	.524	.009	-.056	1.023
EBQ36	.483	-.009	-.050	1.022
EBQ17	-.040	.648	.054	1.021
EBQ19	-.019	.631	-.085	1.038
EBQ16	.042	.422	.106	1.147
EBQ23	.004	.323	-.063	1.076
EBQ26	.127	.108	-.651	1.132
EBQ27	.135	.108	.648	1.144
EBQ21	.131	-.024	.343	1.295
EBQ14R	.070	-.031	.247	1.195

Nota. n = 401; ICH, índice de complejidad de Hofmann (1978).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Como la muestra no cumplía con el supuesto de normalidad multivariante, se realizó un análisis factorial exploratorio siguiendo el método de los ejes principales (Fabrigar et al., 1999), un análisis paralelo y método de rotación oblimin (Costello & Osborne, 2005). La comprobación del *screen plot* justificó la extracción de tres factores, a través de dicha estructura factorial y tras la reducción de ítems, se explicó el 27% de la varianza total del instrumento, lo cual no es un valor aceptable según Merenda (1997). Se dejaron 12 ítems siguiendo el método de observar primero cuál tenía el mayor índice de complejidad de Hofmann (1978), luego eliminando aquel ítem, y por último realizando nuevamente un análisis factorial exploratorio para determinar el siguiente ítem que convendría eliminar. Aunque las cargas factoriales deben ser $> .30$ según Nunnally (1978), se tomó la decisión de conservar el ítem 14, por los siguientes motivos: a) no mostraba

complejidad y por ende el índice de Hofmann (1978) era cercano a 1, b) para no perjudicar las consistencias internas, y c) para que cada dimensión tuviera al menos cuatro ítems.

En la Tabla 1 se observan las cargas factoriales para cada ítem y los índices de complejidad de Hofmann (1978), los cuales son favorables con valores cercanos a 1, ya que esto implica que aportan solo a un factor. Por último, los índices de homogeneidad corregida, los cuales son todos $> .15$, por lo que son valores adecuados según Hofmann y Hinton (2014).

En la Tabla 2 se observan los ítems que finalmente conforman la escala, y también la estadística descriptiva para cada ítem con la división según las tres dimensiones que representan al temperamento infantil: extraversión, afecto negativo y esfuerzo de control. Además, considerando el índice de límites aceptables de asimetría y curtosis de ± 2 (Hinton, 2014), se puede afirmar que en todos los ítems no hay valores atípicos extremos en la muestra (asimetría máx. = 1.253, curtosis máx. = -1.260).

Tabla 2

Estadística descriptiva de cada ítem de la escala, las frases correspondientes y sus dimensiones.

Dimensión	Ítem	Frase	M(DE)	Asimetría	Curtosis
E	15	Durante las actividades diarias, ¿con qué frecuencia prestó atención de forma correcta cuando usted le llamó?	5.32 (1.68)	-0.827	-0.366
	8	Cuando se concentró en su juguete o juego favorito, al mismo tiempo que jugaba, ¿atendió a lo que se le preguntó?	4.53 (2.06)	-0.359	-1.260
	13	Cuando descubrió una nueva actividad, ¿con qué frecuencia se integró al juego rápidamente?	5.64 (1.44)	-1.224	1.031
	36	Al estar en reuniones familiares con adultos o niños, ¿con qué frecuencia disfrutó jugando con personas distintas?	5.08 (1.93)	-0.690	-0.820
AN	17	Durante las actividades diarias, ¿le molestaron los sonidos de lugares ruidosos?	2.60 (2.07)	1.066	-0.324
	19	En un lugar público, ¿con qué frecuencia pareció asustado por los vehículos grandes o ruidosos?	2.43 (1.97)	1.253	0.148
	16	Durante las actividades diarias, ¿pareció estar molesto por las etiquetas en su ropa?	2.59 (2.30)	1.095	-0.520
	23	Después de una actividad o acontecimiento emocionante, ¿con qué frecuencia pareció desanimado o melancólico?	2.56 (1.87)	1.134	0.093
EC	26	Cuando pidió algo y usted le dijo “no”, ¿con qué frecuencia hizo un berrinche?	5.11 (1.84)	-0.733	-0.632
	27	Cuando le pidió esperar para algo que deseaba (como una golosina), ¿con qué frecuencia esperó pacientemente?	3.35 (1.99)	0.442	-1.077
	21	Cuando le pidió que “no” realizara alguna actividad, ¿con qué frecuencia interrumpió una actividad rápidamente?	3.53 (1.85)	0.449	-0.905
	14R	Cuando se involucró en una actividad que requería poner atención (como construir con bloques, armar un rompecabezas o vestir a una muñeca) ¿con qué frecuencia se cansó de la actividad relativamente rápido?	4.13 (1.90)	-0.167	-1.173

Nota. n = 401; E = Extraversión; AN = Afectividad negativa; EC = Esfuerzo de control. Todas las frases son referidas al infante.

Tabla 3

Consistencias internas de la escala.

	Extraversión	Afecto negativo	Esfuerzo de control	Media de α y ω
Alfa de Cronbach (α)	.620	.533	.566	.573
Coefficiente omega (ω)	.676	.590	.660	.642

A su vez, se calcularon las consistencias internas (Tabla 3). Tanto el coeficiente alfa de Cronbach (α), como el coeficiente omega (ω) se observan dentro de los rangos adecuados (Hinton, 2014; Katz, 2006).

Asociaciones entre variables

Por otro lado, utilizando la prueba Rho de Spearman parcial, controlando por edad, género y nivel socioeconómico de los infantes, se encontraron asociaciones entre los tres subdimensiones. El *esfuerzo de control* se asoció de forma negativa con la *afectividad negativa* ($Rho = -.183$; $p = .001$) y positiva con la *extraversión* ($Rho = .236$, $p = .001$). No se encontraron asociaciones entre la *extraversión* y la *afectividad negativa* ($p > .05$).

También se encontraron diferencias entre los grupos por género, insertando la variable edad en meses y nivel socioeconómico de los infantes como variables de control. El género femenino mostró mayores niveles de *extraversión* ($F = 7.42$, $p = .007$, $\eta^2 = .019$) y menores de *afecto negativo* ($F = 5.76$, $p = .017$, $\eta^2 = .014$) en comparación con los del género masculino.

En cuanto a los infantes de sectores vulnerables, controlando por género y edad de los infantes en meses, se encontraron mayores niveles de *extraversión* ($F = 4.56$, $p = .034$, $\eta^2 = .009$) y *afecto negativo* ($F = 8.46$, $p = .004$, $\eta^2 = .021$) en comparación con los infantes de sectores no vulnerables.

Sobre las respuestas en formato virtual y presencial, solo se encontraron mayores niveles de *extraversión* en el grupo que respondió de forma presencial ($F = 20.51$, $p = .001$, $\eta^2 = .049$) luego de controlar edad y género.

Por último, en cuanto a la edad y controlando por género y nivel socioeconómico, se encontraron mayores niveles de *esfuerzo de control* (F

$= 9.93$, $p = .002$, $\eta^2 = .022$) y *afecto negativo* ($F = 6.73$, $p = .009$, $\eta^2 = .017$) en el grupo de 27 a 36 con respecto al de 18 a 26 meses.

Análisis factorial confirmatorio

Por último, según las indicaciones de Hu y Bentler (1999), podemos considerar un modelo como adecuado cuando su ajuste toma los siguientes valores: $\chi^2/gf \leq 3$, $SRMR \leq .08$, $RMSEA \leq .06$, $CFI \geq .95$, $TLI \geq .95$. Tras la reducción de ítems derivados del AFE, se obtuvieron los siguientes valores de ajuste: χ^2 DWLS (Mándrilă, 2010, Chi-cuadrado utilizando los mínimos cuadrados ponderados en diagonal) = 62.125; $gf = 51$; Scaling (Factor de corrección para el Chi-cuadrado utilizando los mínimos cuadrados ponderados en diagonal) = 1.035; $p = .137$; $RMSEA = .023$, 90% CI [.000, .042]; $SRMR = .048$; $CFI = .974$ y $TLI = .966$. Dados estos resultados, el ajuste al modelo puede considerarse adecuado.

Invarianza factorial

Con el fin de analizar si el modelo presenta invarianza factorial, se realizó un análisis de múltiples grupos con relación a los géneros femenino ($n = 194$) y masculino ($n = 207$). Debido a la sensibilidad de la prueba de diferencia de Chi-cuadrado en muestras de gran tamaño (Meade et al., 2008), se utilizó el cambio del CFI para poder evaluar la invarianza factorial. Este se encontró dentro de unos rangos adecuados con $\Delta CFI \geq -.01$ según Cheung y Rensvold (2002). No existió diferencia entre los modelos configural (M1), débil (M2), fuerte (M3) y estricto (M4).

Conclusiones

El objetivo de la presente investigación fue evaluar las propiedades psicométricas de la versión en castellano del ECBQ-VSF en una muestra de infantes de Buenos Aires, analizando la estructura factorial, consistencia interna, validez de constructo de esta escala y diferencias por variables sociodemográficas. Se encontró un correcto ajuste al modelo clásico de tres factores (p. ej., extraversión, afecto negativo y esfuerzo de control), una buena consistencia interna, un bajo nivel de varianza explicada, y asociaciones esperables en cuanto a las subdimensiones del temperamento, género, edad y nivel socioeconómico. Por último, el instrumento demostró invarianza factorial a partir del género.

En esta muestra, se encontró un correcto ajuste con el modelo clásico de tres factores propuesto por los autores originales (Putnam et al., 2010). Esto replica resultados anteriores, pero ahora en una muestra latinoamericana de diversos sectores socioeconómicos, lo cual demuestra la consistencia de la teoría clásica de tres factores del temperamento.

Por otro lado, si bien la consistencia interna fue adecuada, fue algo menor a la obtenida en estudios previos, al igual que la varianza explicada (Lim et al., 2017; Putnam et al., 2010; Stępień-Nycz et al., 2018), aunque similar a la obtenida por James (2013). Si bien en estos estudios ambos índices fueron medios a bajos, los niveles aún menores encontrados en el presente estudio podrían deberse a la muestra de personas de sectores vulnerables y a la toma presencial, lo que podría sesgar los resultados y producir respuestas por aquiescencia o deseabilidad social. Esto se observa en los mayores niveles de extroversión encontrados en los sectores vulnerables y en formato de toma presencial, ya que en presencia del evaluador el sujeto podría sobrevalorar características

de los infantes que son funcionales a la cultura en donde vive (Putnam et al., 2006; Rothbart & Bates, 2006). A su vez, si bien las personas de sectores vulnerables contaban con la presencia de los investigadores, podrían no haber comprendido las consignas debido a la falta de habituación a responder este tipo de cuestionarios. Esta muestra, a su vez, es significativamente disímil a la utilizada para desarrollar el ECBQ-VSF, no solo por cuestiones socioeconómicas, si no también culturales (ver Krassner et al., 2017), lo que podría contribuir a estas diferencias halladas en los índices.

En cuanto a las asociaciones entre las subdimensiones, replican resultados anteriores (Putnam et al., 2010; Stępień-Nycz et al., 2018), y evidencian que el *esfuerzo de control* se asoció de forma negativa con la *afectividad negativa* y positiva con la *extraversión*. El *esfuerzo de control* refiere a la capacidad de inhibir respuestas preponderantes, lo cual disminuye los niveles de *arousal* negativo y promueve en ocasiones la socialización (Rothbart & Bates, 2006; Rothbart, 2011). Sin embargo, es necesario resaltar que no se encontraron asociaciones entre la *extraversión* y la *afectividad negativa*, que suelen relacionarse de forma positiva (Calkins, 2005; Rothbart et al., 2001). Esto podría deberse a que en Argentina y algunos países de América los niveles generales de socialización, *afecto negativo* y *extraversión* en infantes suelen ser en general más altos que en Europa y Asia (Gago-Galvagno et al., 2019; Krassner et al., 2017), lo cual podría disminuir el grado de asociación entre estas variables.

A su vez, se encontraron los resultados y tamaños del efecto esperables en cuanto al género, los cuales informaron que los infantes del género femenino mostraban mayores niveles de *extraversión* y *afecto negativo* (Atzaba-Poria & Pike, 2008; Bornstein et al., 2008). Esto suele interpretarse como un resultado del trato diferenciado

que demuestran los cuidadores con los infantes del género femenino, en donde en general hay un aspecto más emocional, cálido e interactivo ligado a la comunicación temprana con respecto a los infantes masculinos (Bornstein et al., 2015). Sin embargo, no se encontraron los resultados típicos en cuanto a mayores niveles de *esfuerzo de control* por parte de este género (Else-Quest, Hyde, Goldsmith, & Van Hulle, 2006; Potměšilová & Potměšil, 2019; Reyna & Brussino, 2015). Esto puede deberse a las diferencias susodichas con respecto al tipo de muestra evaluada, aunque otros estudios también encontraron estabilidad en ambos géneros en cuanto a sus características temperamentales (Bornstein et al., 2015; Hyde, 2014). Más investigaciones deberían llevarse a cabo en diferentes culturas para subsanar estas contradicciones.

En cuanto a la edad, los resultados y tamaños del efecto son consistentes en lo relativo a mayores niveles de esfuerzo de control en infantes de mayor edad (Hyde, 2014; Reyna & Brussino, 2015), y muestran que a medida que el infante se desarrolla, posee más habilidades de autocontrol. Sin embargo, la *afectividad negativa* también fue mayor en el grupo de mayor rango etario, al contrario de otras investigaciones (Bornstein et al., 2015; Reyna & Brussino, 2015) pero de modo similar a los resultados de otros estudios (Gago-Galvagno et al., 2019; Stępień-Nycz et al., 2018). Esta inconsistencia en los resultados podría deberse a que en este período aún se encuentran en desarrollo las habilidades de control de impulsos emocionales (Rothbart & Bates, 2006; Rothbart, 2011), y son relativamente dependientes de los niveles de autorregulación de los cuidadores primarios (Calkins, 2005; Rothbart & Bates, 2006). Este punto también podría demostrarse en los menores índices de consistencia interna encontrados en estudios que utilizaron muestras de infantes mayores a 18 meses (Álvarez et al., 2019; James,

2013).

Por último, los resultados en cuanto al nivel socioeconómico que presentan mayores niveles de *extraversión* y *afecto negativo* en infantes de sectores vulnerables son congruentes con otras investigaciones en temperamento (Gago-Galvagno et al., 2019; Segretin et al., 2019) y en regulación emocional y cognitiva (Brandes-Aitken, Braren, Swingler, Voegtline, & Blair, 2019; Gago Galvagno et al., 2019), en donde se encontraron menores niveles de regulación en infantes provenientes de sectores vulnerables. Esto deviene de un contexto que genera dificultades en las interacciones cuidador-infante y por ende en las habilidades regulatorias, ya que aumentan los niveles de estrés, violencia y hacinamiento, entre muchos otros (INDEC, 2020; ODSA-UCA, 2020).

Si bien la siguiente investigación replica resultados previos y demuestra un correcto ajuste al modelo para una muestra de infantes argentinos de diferentes niveles socioeconómicos, es necesario resaltar una serie de limitaciones. Por un lado, el diseño del estudio es de corte transversal, lo que no permite clarificar el curso temporal de las asociaciones halladas y limita el análisis de las diferencias individuales tan importantes en el estudio del temperamento. Por ende, los puntajes en ciertos factores podrían ser un reflejo de la transición en el desarrollo temperamental, lo cual podría variar si la toma se ejecutara en edades anteriores o posteriores. A su vez, la muestra fue obtenida por técnicas de muestreo no probabilísticas, lo que limita la generalización de los resultados. Por último, el método de recolección virtual podría aumentar la varianza secundaria y por ende de error en la medición, ya que el investigador no está presente durante la toma.

Para futuras investigaciones se espera poder realizar estudios longitudinales para evaluar trayectorias del desarrollo, trabajar con muestreos por cuotas o probabilísticos limitados a una po-

blación objetivo accesible, y realizar la toma en formato presencial en su totalidad, siendo que los reportes parentales, al ser observaciones comportamentales de terceros, pueden traer más confusiones a la hora de ser completados (Carranza-Carnicero, Pérez-López, Gonzáles-Salinas, & Martínez-Fuentes, 2000; Rothbart & Hwang, 2002). De este modo se espera establecer un análisis más acabado de esta variable tan importante en el desarrollo de los infantes y las interacciones tempranas.

Referencias

- Álvarez, C., Cristi, P., del Real, M. T., & Farkas, C. (2019). Mentalization in Chilean mothers with children aged 12 and 30 months: Relation to child sex and temperament and family socioeconomic status. *Journal of Child and Family Studies*, 28(4), 959-970. doi: [10.1007/s10826-019-01348-1](https://doi.org/10.1007/s10826-019-01348-1)
- Atzaba-Poria, N., & Pike, A. (2008). Correlates of parenting for mothers and fathers from English and Indian backgrounds. *Parenting: Science and Practice*, 8(1), 17-40. doi: [10.1080/15295190701665698](https://doi.org/10.1080/15295190701665698)
- Benga, O., Susa-Erdogan, G., Friedlmeier, W., Corapci, F., & Romonti, M. (2019). Maternal self-construal, maternal socialization of emotions and child emotion regulation in a sample of Romanian mother-toddler dyads. *Frontiers in Psychology*, 9, Article 2680. doi: [10.3389/fpsyg.2018.02680](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02680)
- Bornstein, M. H., Putnick, D. L., Gartstein, M. A., Hahn, C. S., Auestad, N., & O'Connor, D. L. (2015). Infant temperament: Stability by age, gender, birth order, term status, and socioeconomic status. *Child Development*, 86(3), 844-863. doi: [10.1111/cdev.12367](https://doi.org/10.1111/cdev.12367)
- Bornstein, M. H., Putnick, D. L., Heslington, M., Gini, M., Suwalsky, J. T. D., Venuti, P., ... & Zingman de Galperin, C. (2008). Mother-child emotional availability in ecological perspective: Three countries, two regions, two genders. *Developmental Psychology*, 44(3), 666-680. doi: [10.1037/0012-1649.44.3.666](https://doi.org/10.1037/0012-1649.44.3.666)
- Brandes-Aitken, A., Braren, S., Swingler, M., Voegtline, K., & Blair, C. (2019). Sustained attention in infancy: A foundation for the development of multiple aspects of self-regulation for children in poverty. *Journal of Experimental Child Psychology*, 184, 192-209. doi: [10.1016/j.jecp.2019.04.006](https://doi.org/10.1016/j.jecp.2019.04.006)
- Calkins, S. D. (2005). El temperamento y su impacto en el desarrollo infantil: Comentarios sobre Rothbart, Kagan y Eisenberg. En R. E. Tremblay, M. Boivin & R. Peters (Eds.), *Enciclopedia sobre el desarrollo de la primera infancia*. Nueva York, NY: Wiley. Recuperado de <https://www.encyclopedia-infantes.com/temperamento/segun-los-expertos/el-temperamento-y-su-impacto-en-el-desarrollo-infantil-comentarios>
- Carranza-Carnicero, J. A., Pérez-López, J., González-Salinas, M. del C., & Martínez-Fuentes, M. T. (2000). A longitudinal study of temperament in infancy: Stability and convergence of measures. *European Journal of Personality*, 14(1), 21-37. doi: [10.1002/\(sici\)1099-0984\(200001/02\)14:1%3C21::aid-per367%3E3.3.co;2-1](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-0984(200001/02)14:1%3C21::aid-per367%3E3.3.co;2-1)
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Clark, L. A., Watson, D., & Mineka, S. (1994). Temperament, personality, and the mood and anxiety disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 103(1), 103-116. doi: [10.1037/0021-843x.103.1.103](https://doi.org/10.1037/0021-843x.103.1.103)
- Core Team (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. <https://www.r-project.org>
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(1), 7-17. doi: [10.7275/jyj1-4868](https://doi.org/10.7275/jyj1-4868)
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., Guthrie, I. K., & Reiser, M. (2000). Dispositional emotionality and regulation: Their role in predicting quality of social functioning.

- Journal of Personality and Social Psychology*, 78(1), 136-157. doi: [10.1037/0022-3514.78.1.136](https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.1.136)
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S., Goldsmith, H. H., & Van Hulle, C. A. (2006). Gender differences in temperament: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 132(1), 33-72. doi: [10.1037/0033-2909.132.1.33](https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.1.33)
- Epstein, A., Pesce, C., Errázuriz, C., Gómez-Barris, I., Izquierdo, V., & Farkas, C. (2018). Relación de la autorregulación infantil con sensibilidad materna y contexto familiar a los 12 y 30 meses de edad. *Summa Psicológica*, 15(1), 25-34. doi: [10.18774/summa-vol15.num1-360](https://doi.org/10.18774/summa-vol15.num1-360)
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272. doi: [10.1037/1082-989X.4.3.272](https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272)
- Frick, M. A., Forslund, T., Fransson, M., Johansson, M., Bohlin, G., & Brocki, K. C. (2018). The role of sustained attention, maternal sensitivity, and infant temperament in the development of early self-regulation. *British Journal of Psychology*, 109(2), 277-298. doi: [10.1111/bjop.12266](https://doi.org/10.1111/bjop.12266)
- Gago-Galvagno, L. G., De Grandis, M. C., Clerici, G. D., Mustaca, A. E., Miller, S. E., & Elgier, A. M. (2019). Regulation during the second year: Executive function and emotion regulation links to joint attention, temperament and social vulnerability in a Latin American sample. *Frontiers in Psychology*, 10, Article 1473. doi: [10.3389/fpsyg.2019.01473](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01473)
- Hinton, P. R. (2014). *Statistics explained*. Routledge.
- Hofmann, R. J. (1977). Indices descriptive of factor complexity. *The Journal of General Psychology*, 96(1), 103-110. doi: [10.1080/00221309.1977.9920803](https://doi.org/10.1080/00221309.1977.9920803)
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: [10.1080/10705519909540118](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Hyde, J. S. (2014). Gender similarities and differences. *Annual Review Psychology*, 65(1), 373-398. doi: [10.1146/annurev-psych-010213-115057](https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010213-115057)
- INDEC. (2020). *Incidencia de la pobreza y la indigencia en 31 aglomerados urbanos. Informe Técnico 181*. Buenos Aires. Recuperado de <https://www.indec.gob.ar>
- James, B. L. (2013). *Psychometric evaluation of the early childhood behavior questionnaire very short form in low-income WIC mothers and toddlers* (Master thesis). Pennsylvania State University, USA.
- Katz, M. H. (2006). *Multivariable analysis* (2^a ed.). New York, NY: Cambridge University Press.
- Korkmaz, S., Goksuluk, D., & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R package for assessing multivariate normality. *The R Journal*, 6(2), 151-162. doi: [10.32614/RJ-2014-031](https://doi.org/10.32614/RJ-2014-031)
- Krassner, A. M., Gartstein, M. A., Park, C., Dragan, W. Ł., Lecannelier, F., & Putnam, S. P. (2017). East-west, collectivist-individualist: A cross-cultural examination of temperament in toddlers from Chile, Poland, South Korea, and the US. *European Journal of Developmental Psychology*, 14(4), 449-464. doi: [10.1080/17405629.2016.1236722](https://doi.org/10.1080/17405629.2016.1236722)
- Lim, J. Y., Bae, Y. J., & Lee, Y. J. (2017). Validation study of the Korean version of Rothbart's Early Childhood Behavior Questionnaire. *Korean Journal of Child Studies*, 38(4), 33-47. doi: [10.5723/kjcs.2017.38.4.33](https://doi.org/10.5723/kjcs.2017.38.4.33)
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: [10.1093/biomet/57.3.519](https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519)
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568-592. doi: [10.1037/0021-9010.93.3.568](https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568)
- Merenda, P. F. (1997). A guide to the proper use of factor analysis in the conduct and reporting of research: Pitfalls to avoid. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 30(3), 156-164. doi: [10.1080/07481756.1997.12068936](https://doi.org/10.1080/07481756.1997.12068936)
- Mîndrilă, D. (2010). Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias

- with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal for Digital Society*, 1(1), 60-66. doi: [10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010](https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010)
- Montenegro, F., & Gago-Galvagno, L. G. (2020). ¿Se relacionan el temperamento, la asistencia a los jardines maternos y el género con las habilidades sociales durante los primeros años de vida? *Revista de Psicología*, 19(2), 107-121. doi: [10.24215/2422572xe066](https://doi.org/10.24215/2422572xe066)
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. McGraw-Hill.
- ODSA-UCA. (2020). *Balance general: Deterioros históricos y desigualdades estructurales en el contexto COVID-19*. Informe de avance. Buenos Aires. Recuperado de <http://uca.edu.ar/es/observatorio-de-la-deuda-social-argentina>
- Potměšilová, P., & Potměšil, M. (2019). The Early Childhood Behavior Questionnaire Very Short Form (ECBQ VSF) and its adaptation to the population of the Czech Republic. *Psychiatria i Psychologia Kliniczna*, 19(3), 281-287. doi: [10.15557/pipk.2019.0029](https://doi.org/10.15557/pipk.2019.0029)
- Putnam, S. P., Gartstein, M. A., & Rothbart, M. K. (2006). Measurement of fine-grained aspects of toddler temperament: The Early Childhood Behavior Questionnaire. *Infant Behavior & Development*, 29(3), 386-401. doi: [10.1016/j.infbeh.2006.01.004](https://doi.org/10.1016/j.infbeh.2006.01.004)
- Putnam, S. P., Jacobs, J., Gartstein, M. A., & Rothbart, M. K. (2010). *Development and assessment of short and very short forms of the Early Childhood Behavior Questionnaire*. Poster presentado en la International Conference on Infant Studies, Baltimore, MD. Recuperado de <https://www.research.bowdoin.edu>
- Revelle, W. (2018). *Psych: Procedures for personality and psychological research*. Northwestern University.
- Reyna, C., & Brussino, S. (2015). Diferencias de edad y género en comportamiento social, temperamento y regulación emocional en niños argentinos. *Acta Colombiana de Psicología*, 18(2), 51-64. doi: [10.14718/acp.2015.18.2.5](https://doi.org/10.14718/acp.2015.18.2.5)
- Richaud, M. C., Mestre, M. V., Lemos, V. N., Tur, A., Ghiglione, M. E., & Samper, P. (2013). La influencia de la cultura en los estilos parentales en contextos de vulnerabilidad social. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 31(2), 419-431. Recuperado de <https://revistas.urosario.edu.co/index.php/apl>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: [10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02)
- Rothbart, M. (2011). *Becoming who we are. Temperament and personality in development*. New York, NY: The Guilford Press.
- Rothbart, M. K. & Bates, J. E. (2006). Temperament. En W. Damon & R. Lerner (Eds.), *Handbook of Child Psychology. Vol 3: Social, emotional, and personality development* (pp. 99-166). New York, NY: Wiley.
- Rothbart, M. K., & Hwang, J. (2002). Measuring infant temperament. *Infant Behavior and Development*, 25(1), 113-116. doi: [10.1016/s0163-6383\(02\)00109-1](https://doi.org/10.1016/s0163-6383(02)00109-1)
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., & Evans, D. E. (2000). Temperament and personality: Origins and outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(1), 122-135. doi: [10.1037/0022-3514.78.1.122](https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.1.122)
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., Hershey, K. L., & Fisher, P. (2001). Investigations of temperament at three to seven years: The Children's Behavior Questionnaire. *Child Development*, 72(5), 1394-1408. doi: [10.1111/1467-8624.00355](https://doi.org/10.1111/1467-8624.00355)
- Salley, B. J., & Dixon Jr, W. E. (2007). Temperamental and joint attentional predictors of language development. *Merrill-Palmer Quarterly*, 53(1), 131-154. doi: [10.1353/mpq.2007.0004](https://doi.org/10.1353/mpq.2007.0004)
- Sanson, A., Hemphill, S. A., & Smart, D. (2004). Connections between temperament and social development: A review. *Social Development*, 13(1), 142-170. doi: [10.1046/j.1467-9507.2004.00261.x](https://doi.org/10.1046/j.1467-9507.2004.00261.x)
- Segretin, M. S., Prats, L. M., & Lipina, S. J. (2019). Asociaciones entre el temperamento y la regulación del cortisol en preescolares de hogares pobres. *Cuadernos de Neuropsicología/Panamerican Journal of Neuropsychology*, 13(2), 73-91. Recuperado de <https://www.cnps.cl/index.php/cnps>
- Squillace, M., & Picón-Janeiro, J. (2017). Impulsividad,

un constructo multifacético: Validación del CUBI. *Revista Evaluar*, 17(1), 1-17. doi: [10.35670/1667-4545.v17.n1.17070](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n1.17070)

- Stepień-Nycz, M., Rostek, I., Białecka-Pikul, M., & Białek, A. (2018). The Polish adaptation of the Early Childhood Behavior Questionnaire (ECBQ): Psychometric properties, age and gender differences and convergence between the questionnaire and the observational data. *European Journal of Developmental Psychology*, 15(2), 192-213. doi: [10.1080/17405629.2017.1292906](https://doi.org/10.1080/17405629.2017.1292906)
- Villareal-Garza, M. A., & Falcón-Albarrán, A. J. (2015). Análisis de la relación entre el temperamento y el aprendizaje léxico. *Investigación y Práctica en Psicología del Desarrollo*, 1, 23-30. doi: [10.33064/ippd1672](https://doi.org/10.33064/ippd1672)
- Yap, M. B., Allen, N. B., & Sheeber, L. (2007). Using an emotion regulation framework to understand the role of temperament and family processes in risk for adolescent depressive disorders. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 10(2), 180-196. doi: [10.1007/s10567-006-0014-0](https://doi.org/10.1007/s10567-006-0014-0)
-