



Evaluación Programa Crecer Jugando Online  
**“Informe de Análisis de consistencia y confiabilidad de la Encuesta Inicial”**

Fundación San Carlos de Maipo  
Junio 2021

## Contenido

<b>I. Introducción</b> .....	3
<b>II. Operacionalización</b> .....	4
<b>III. Metodología</b> .....	6
<b>IV. Análisis de datos</b> .....	7
i. Análisis de Correlación .....	7
ii. Análisis factorial .....	8
iii. Análisis de Confiabilidad .....	9
<b>V. Conclusiones/Recomendaciones</b> .....	9
<b>VI. Bibliografía</b> .....	11
<b>VII. Anexos</b> .....	12
i. Estadísticos descriptivos y tests de normalidad .....	12
a. Estadísticos descriptivos .....	12
b. Test de normalidad: Skewness/Kurtosis .....	13
c. Test de normalidad: Shapiro-Wilk .....	14
d. Gráficos normalidad: Kernel density .....	15
ii. Matrices correlación .....	17
a. Correlación policórica ítems escala A .....	17
b. Correlación policórica ítems escala B .....	17
c. Correlación policórica ítems escala C .....	17
iii. Análisis factorial .....	18
a. Todos los ítems .....	18
b. Escala A .....	21
c. Escala B .....	23
d. Escala C .....	25
iv. Coeficiente Omega .....	27

# I. Introducción

Durante el último año, la Fundación Infancia Primero (FIP) ha tenido que adaptar la implementación de su programa Crecer Jugando a una modalidad online, dado el contexto de crisis sanitaria que enfrenta el país y el mundo. Es en este contexto de adaptación a una modalidad remota, que ha surgido la necesidad de realizar una evaluación de la implementación y de los resultados obtenidos por esta, para la cual se ha solicitado la asesoría de la Fundación San Carlos de Maipo (FSCM).

La asesoría que prestará la FSCM a FIP consta de cuatro etapas, asociadas a cuatro productos distintos:

1. Teoría de Cambio e instrumentos actualizados validados.
2. Informe de Análisis de consistencia y confiabilidad de las escalas del instrumento Pre-Post.
3. Informe de los Resultados cuantitativos del programa (tanto descriptivos como un test de medias del pre-post).
4. Informe final integrado con resultados cualitativos.

El primer producto ya fue realizado y entregado en el mes de abril, por lo que el presente informe corresponde al segundo producto comprometido para la evaluación del programa, el cual consiste en una presentación de los resultados obtenidos en el análisis de consistencia y confiabilidad de cada una de las escalas del instrumento pre-post que aplica el programa, utilizando como insumo los datos recolectados en la medición de línea de base (T1).

En un primer apartado se da a conocer la operacionalización de las variables utilizadas en este instrumento, para posteriormente explicar la metodología utilizada para los análisis y luego mostrar los resultados del análisis de confiabilidad y consistencia interna de cada uno de los constructos que forman parte de alguna escala dentro del instrumento denominado "Encuesta inicial".

## II. Operacionalización

La Encuesta Inicial del programa Crecer Jugando, en modalidad online, es respondida de manera autoaplicada, por las madres o cuidadores participantes del programa, antes de comenzar con el ciclo de intervención (al final del ciclo responden el mismo instrumento, pero con algunas preguntas adicionales sobre la satisfacción con el programa). Este instrumento consta de 27 preguntas, de las cuales 16 forman parte de alguno de los cuatro resultados priorizados en la Teoría de Cambio del programa.

El resultado “cuidadores aumentan frecuencia de interacción con niños o niñas (cantan, juegan y leen” se mide a través de 6 ítems cuyas categorías de respuestas al ser recodificadas por valores numéricos, pueden tomar valores entre 0 y 4.

El resultado “Cuidadores fortalecen sus redes de apoyo y aprenden de otros” se mide a través de 4 ítems cuyas categorías de respuestas al ser recodificadas por valores numéricos, toma valores entre 0 y 4.

El resultado “Cuidadores aumentan conocimientos y habilidades de buen trato para vincularse positivamente con niños o niñas” se mide a través de 5 ítems cuyas categorías de respuestas al ser recodificadas por valores numéricos, toma valores entre 0 y 4.

Por último, el resultado “Cuidadores disminuyen su nivel de estrés parental” se mide sólo a través de un ítem (con valores recodificados de 0-4), por lo que no es posible construir una escala con este resultado para analizar su confiabilidad y consistencia interna.

Tabla 1. Dimensiones de la Encuesta Inicial de Crecer Jugando Online

Resultados priorizados	Dimensiones	Ítems	Atributos de respuestas
Cuidadores aumentan frecuencia de interacción con niños o niñas (cantan, juegan y leen)	Frecuencia de interacciones positivas	(A1) Leyó con el niño o niña un cuento o revista	(0) Ninguna vez esta última semana (1) 1 a 2 días de la última semana (2) 3 a 4 días de la última semana (3) 5 a 6 días de la última semana (4) Todos los días de la última semana
		(A2) Le cantó o cantó con el niño o niña	
		(A3) Jugó algún juego de interés con el niño o niña	
		(A4) Habló, conversó o hizo preguntas al niño o niña sobre cosas que le interesan a él/ella	
		(A5) Facilitó y permitió el juego libre del niño o niña	
		(A6) Usó momentos de la vida cotidiana para estimular al niño o niña (Ejemplo: cantarle durante el baño, masajes durante la muda)	

Cuidadores fortalecen sus redes de apoyo y aprenden de otros	Apoyo social percibido	(B1) Confío en mis pares (otras madres, padres o cuidadores), y puedo aprender de ellos	(0) Totalmente en desacuerdo (1) En desacuerdo (2) Ni de acuerdo ni en desacuerdo (3) De acuerdo Totalmente de acuerdo
		(B2) Tengo alguien de confianza para pedirle consejos sobre cómo ser madre, padre o cuidador	
		(B3) Tengo alguien cercano a quien pedir apoyo en momentos donde me he sentido estresado o sobrepasado con la crianza	
		(B4) En las últimas dos semanas me he sentido solo/a o aislado/a*	
Cuidadores aumentan conocimientos y habilidades de buen trato para vincularse positivamente con niños o niñas	Habilidades de buen trato	(C1) Logro comprender las necesidades de mi niño o niña	(0) Totalmente en desacuerdo (1) En desacuerdo (2) Ni de acuerdo ni en desacuerdo (3) De acuerdo Totalmente de acuerdo
		(C2) Tengo herramientas para manejar situaciones desafiantes en la crianza	
		(C3) Respondo de manera paciente y con un buen trato cuando mi niño o niña se porta mal o equivoca	
		(C4) Logro comprender las emociones de mi niño o niña y puedo ayudarlo/a de buena manera	
		(C5) Logro comprender qué hay detrás de la conducta de mi niño o niña o lo que busca expresar con esa conducta	
Cuidadores disminuyen su nivel de estrés parental	Estrés parental	(D1) Me he sentido estresada/o o sobrepasada/o por la crianza*	(0) Totalmente en desacuerdo (1) En desacuerdo (2) Ni de acuerdo ni en desacuerdo (3) De acuerdo Totalmente de acuerdo

\*Ítems cuyos valores deben ser invertidos para ir en la misma dirección de los demás ítems de la misma dimensión.

### III. Metodología

Con el objetivo de analizar la consistencia y confiabilidad de las escalas del instrumento pre - post, se utilizaron distintos tipos de análisis estadísticos:

En primer lugar, se optó por realizar matrices de correlación<sup>1</sup> en cada escala para medir la dirección y el grado de asociación existente entre los distintos ítems (Mukaka, 2012) . Esto permite ver de manera exploratoria qué tan asociados se encuentran los ítems de las escalas y ver si estas asociaciones son estadísticamente significativas. Desde un punto de vista teórico, se espera que los ítems que componen una escala estén asociados entre sí, por lo cual este primer acercamiento resulta fundamental para verificar que las escalas se estén comportando según lo previsto.

Posteriormente, se realizó un análisis factorial<sup>2</sup> exploratorio (EFA, por sus siglas en inglés) para examinar la validez de constructo de las distintas escalas y observar las dimensiones que subyacen a los distintos constructos especificados. Si los constructos están bien determinados, éstos debiesen corresponderse con un factor o variable latente específico. Además, este análisis permite observar con cuánta fuerza se relaciona cada ítem con un factor, comprobando de esta forma si los ítems especificados son indicadores razonables del constructo establecido (Brown, 2006).

Desde una perspectiva práctica, con este análisis se puede comprobar cómo se comportan inicialmente las escalas y ver si estas se pueden ajustar, para obtener datos más precisos y confiables.

Finalmente, para analizar la confiabilidad de las escalas se utilizó el coeficiente Omega (McDonald, 1999), el cual plantea una serie de ventajas, sobre todo para el uso en ciencias sociales, ya que trabaja con las cargas factoriales de los ítems, haciendo los cálculos más estables que otros métodos, como el alpha de cronbach (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Con el coeficiente Omega se puede ir testeando qué tan buena es la confiabilidad de las escalas y si esta puede mejorar, por ejemplo, excluyendo algunos ítems del constructo.

Para todos estos análisis se utilizó el software estadístico Stata, en su versión 14.0.

---

<sup>1</sup> Para estos fines se utilizaron matrices policóricas (Ekström, 2011) adecuadas para el trato con variables ordinales como las utilizadas en estas escalas.

<sup>2</sup> El análisis factorial intenta “*determinar el número y naturaleza de variables latentes o factores que dan cuenta de la varianza y covarianza de un set de medidas observables comúnmente llamados indicadores*”. (Brown, 2006, 13)

## IV. Análisis de datos

La base de datos cuenta con 389 casos ingresados, sin datos perdidos en las variables de interés, sin embargo, hubo que descartar del análisis a 18 casos que marcaron la opción “no” a la pregunta por el consentimiento informado al responder el instrumento, por lo que los análisis realizados se hicieron con un N total de 371 casos.

Antes de comenzar con el análisis fue necesario formatear la base de datos para que quedase sólo una fila para cada caso ingresado, con todas las respuestas a las preguntas hacia el lado.

Una vez formateados los datos, se abrieron en Stata y se procedió a transformar las variables a numéricas, recodificando sus atributos de respuestas en números de 0 a 4. Así también, el ítem B4 de la dimensión Apoyo social percibido (“En las últimas dos semanas me he sentido solo/a o aislado/a”) tuvo que ser invertido para que sus respuestas quedasen en la misma dirección que el resto de las variables de dicha dimensión.

### i. Análisis de Correlación <sup>3</sup>

Dado que se trata de variables ordinales, se optó por usar matrices de correlación policórica ya que es la manera correcta de medir la relación entre dos variables ordinales que no se distribuyen de manera normal (Ekström, 2011). Los puntajes de correlación oscilan entre el -1 y el 1. Valores de 1 indican una correlación entre ítems cercana a la perfección; valores de 0, ninguna correlación; y coeficiente de -1, una correlación negativa entre los ítems (Campo-Arias & Oviedo, 2008).

En relación a la correlación o asociación interna entre las variables que componen la dimensión “Frecuencia de interacciones positivas”, se observan asociaciones positivas en todas las variables, sin embargo, estas varían en intensidad, existiendo correlaciones positivas de carácter moderado ( $>0.4$ ) (Mukaka, 2012) entre los ítems A2, A3, A4, A5, A6 y más leves para el ítem A1 (“Leyó con el niño o niña un cuento o revista”) respecto al resto de ítems. Concordantemente, las asociaciones entre ítems A2, A3, A4, A5, A6 son todas estadísticamente significativas a un 95% nivel de confianza, no así el ítem A1, que presenta solo un coeficiente significativo respecto a la variable A4 (Habló, conversó o hizo preguntas al niño o niña sobre cosas que le interesan a él/ella), con un coeficiente de 0.39.

En cuanto a la dimensión “Apoyo social percibido”, las asociaciones entre las variables son positivas para los ítems B1, B2 y B3, con dos coeficientes mayores a 0.55 y uno de 0.37, todos significativos a un 95% nivel de confianza. Sin embargo, la asociación con el ítem B4 recodificado (“En las últimas dos semanas me he sentido solo/a o aislado/a”) es casi imperceptible, a pesar que dos de sus ítems son estadísticamente significativos.

---

<sup>3</sup> Matrices adjuntadas en anexo n° II.

Finalmente, respecto a la dimensión “Habilidades de buen trato”, es la matriz que arroja asociaciones más fuertes de las tres, siendo el coeficiente más pequeño de 0.46 y el más alto de 0.78, siendo a la vez todos los coeficientes estadísticamente significativos a un 95% nivel de confianza.

## ii. Análisis factorial

Antes de comenzar con el análisis factorial exploratorio (EFA), se pusieron a prueba los supuestos de normalidad, con el cual se pudo observar que los datos no se distribuyen de manera normal (ver anexo I). Luego se efectuó una prueba de adecuación muestral (kmo) para evaluar el supuesto de varianza compartida para cada uno de los constructos (ver anexo III).

Por otro lado, previo a analizar cada constructo por separado, se procedió a efectuar un análisis factorial exploratorio con todas las variables de las escalas (presentes en la tabla 1), para comprobar cómo se relacionaban los ítems y si efectivamente se relacionaban los constructos entre sí. Con una adecuación muestral de 0.8, se aprecia un excelente valor de varianza compartida. Luego, al realizar el primer análisis con todos los factores, la matriz arroja 4 factores con un eigenvalue mayor a 1, por lo cual siguiendo el criterio de Kaiser, se decide extraer 4 factores. Es interesante notar que al extraer los 4 factores y rotar la matriz, se observa cómo se agrupan casi todos los ítems de las escalas con su factor correspondiente. Salvo el ítem B4 y D1, que se agrupan en un factor distinto, todos los demás coinciden con su correspondiente factor teórico.

Para el constructo “Frecuencia de interacciones positivas”, la adecuación muestral dio un valor promedio catalogado como “meritorio” (entre 0,80 y 0,89 de varianza compartida). En el EFA, siguiendo el criterio de Kaiser (eigenvalue>1), habría sólo un factor que extraer en la matriz (con un valor de 2,3). Al extraer dicho factor, se observan comunalidades (proporción del indicador que se asocia a un factor común) mayores a 0,66 en todas las variables salvo en A1 (con un valor de 0,37), lo cual es muy favorable considerando que al trabajar con datos de las ciencias sociales se consideran aceptables valores mayores a 0,4 (Brown, 2006).

Luego para el constructo “Apoyo social percibido”, la adecuación muestral dio un valor promedio catalogado como “mediocre” (0,63 de varianza compartida), ya que la variable recodificada B4, hace bajar este promedio con un valor individual de 0,49. En el EFA, siguiendo el criterio de Kaiser, también habría sólo un factor que extraer en la matriz (con un valor de 1,6). Al extraer dicho factor, se observan comunalidades mayores a 0,60 en todas las variables salvo en B4 (0,13), evidenciando que esta variable hace disminuir la adecuación del constructo.

Finalmente, para el constructo “Habilidades de buen trato”, la adecuación muestral dio un valor promedio catalogado como “meritorio” (0,85 de varianza compartida). En el EFA, siguiendo el criterio de Kaiser, también habría sólo un factor que extraer en la matriz (con un valor de 3,02). Al extraer dicho factor, se observan comunalidades mayores a 0,64, lo cual es muy favorable.

### iii. Análisis de Confiabilidad

Tal como se mencionó en el apartado de metodología, para analizar la confiabilidad de las escalas se utilizó el coeficiente Omega. Para considerar un valor aceptable de confiabilidad mediante el coeficiente omega, estos deben encontrarse entre 0,7 y 0,9 (Campo-Arias & Oviedo, 2008).

En el caso de la escala “Frecuencias de interacciones positivas”, manteniendo la variable A1, se obtiene un coeficiente de 0,81. También se calculó este constructo sin A1, debido a su comportamiento observado en los análisis previos, obteniendo un valor de 0,83.

Luego para la escala “Apoyo social percibido”, manteniendo la variable B4, da un valor de 0,68, y sin B4 el coeficiente Omega aumenta a 0,76.

Por último, para el constructo “Habilidades de buen trato”, se obtiene un coeficiente Omega de 0,88, siendo por tanto la escala con más alta confiabilidad de las tres analizadas.

## V. Conclusiones/Recomendaciones

El análisis realizado se efectuó con el propósito de indagar en la consistencia y confiabilidad de los datos obtenidos en tiempo 1, lo cual es muy importante pensando en cómo se agruparán las variables al efectuar el análisis comparativo que se realizará una vez obtenidos los datos del tiempo 2. Las escalas, como todos los instrumentos de medición, deben ser totalmente válidos y confiables, es decir, mostrar altos valores de validez y de confiabilidad<sup>4</sup>. Por el contrario, si las escalas no son válidas ni confiables, no es posible establecer conclusiones adecuadas de los resultados, induciendo a posibles errores de interpretación.

A partir del análisis realizado es posible concluir que las escalas utilizadas en la Encuesta Inicial de Crecer Jugando tienen en general valores óptimos en lo que refiere a la confiabilidad y consistencia interna de sus constructos. No obstante, se levantan algunas recomendaciones para los próximos análisis de resultados que se van a realizar utilizando dichos constructos.

En primer lugar, se recomienda volver a efectuar un análisis factorial exploratorio con la escala “Frecuencia de interacciones positivas” cuando estén los datos del post (T2) del instrumento. En caso de que la variable A1 (Leyó con el niño o niña un cuento o revista) siga presentando valores bajos de comunalidad en relación a los demás indicadores del constructo, sería mejor analizarla como un ítem individual y no dentro de la escala de “Frecuencia de interacciones positivas”.

---

<sup>4</sup> La validez alude la capacidad del instrumento de medir el constructo que pretende cuantificar y la confiabilidad, a la propiedad de mostrar resultados similares, libre de error, en repetidas mediciones. Si asume que las condiciones en la cual realiza la aplicación de la escala y del atributo investigado cuantificado se mantienen estables en el tiempo, no ha cambiado. La confiabilidad es una condición necesaria; pero, no suficiente para garantizar la validez de un instrumento (Campo-Arias & Oviedo, 2008).

En segundo lugar, dado los bajos valores obtenidos en todos los coeficientes analizados en lo que refiere a la variable B4 (En las últimas dos semanas me he sentido solo/a o aislado/a), se sugiere no considerarla dentro de la escala "Apoyo social percibido", sino que analizarla a nivel individual para que no se vea afectada la confiabilidad y consistencia interna de dicha escala.

Finalmente, en lo que respecta a la escala "Habilidades de buen trato" se observa a partir de todos los análisis efectuados, un adecuado comportamiento a nivel de constructo por lo cual se sugiere analizarla de forma íntegra.

## VI. Bibliografía

- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. The Guilford Press.
- Campo-Arias, Adalberto; Oviedo, Heidi C. (2008, Diciembre) Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna Revista de Salud Pública, vol. 10, núm. 5, pp. 831-839 Universidad Nacional de Colombia Bogotá, Colombia
- Ekström, J. (2011, Octubre 25). A Generalized Definition of the Polychoric Correlation Coefficient. *Department of Statistics Papers*, 1-24.  
<https://escholarship.org/uc/item/583610fv>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Mukaka, M. M. (2012, Septiembre). Statistics Corner: A guide to appropriate use of Correlation coefficient in medical research. *Malawi Medical Journal*, 24(3), 69-71.
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017, Enero-Junio). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales*, 15(1), 625-627.  
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77349627039>

## VII. Anexos

### i. Estadísticos descriptivos y tests de normalidad

#### a. Estadísticos descriptivos

Ítem	Asimetría	Curtosis	Media	Mediana	Varianza	Desv.	N
a1	1.06	3.31	1.22	1	1.46	1.21	371
a2	-0.9	2.33	3.08	4	1.53	1.24	371
a3	-0.69	2.13	2.85	3	1.73	1.32	371
a4	-0.72	1.94	2.76	4	2.29	1.51	371
a5	-1.72	5	3.42	4	1.03	1.02	371
a6	-1.25	3.33	3.16	4	1.49	1.22	371
b1	-1.06	4.42	2.93	3	0.81	0.9	371
b2	-1.1	3.64	2.88	3	1.19	1.09	371
b3	-0.66	2.34	2.62	3	1.54	1.24	371
b4	0.15	1.87	1.8	2	1.54	1.24	371
rec_b4	-0.15	1.87	2.2	2	1.54	1.24	371
c2	-1.41	5.89	3.12	3	0.72	0.85	371
c3	-0.79	3.39	2.63	3	0.93	0.96	371
c4	-0.88	4.25	2.82	3	0.8	0.89	371
c5	-1.15	5.25	3.01	3	0.68	0.83	371
c6	-1.04	4.76	2.86	3	0.73	0.85	371
e1	-0.31	2.1	2.2	2	1.41	1.19	371

## b. Test de normalidad: Skewness/Kurtosis

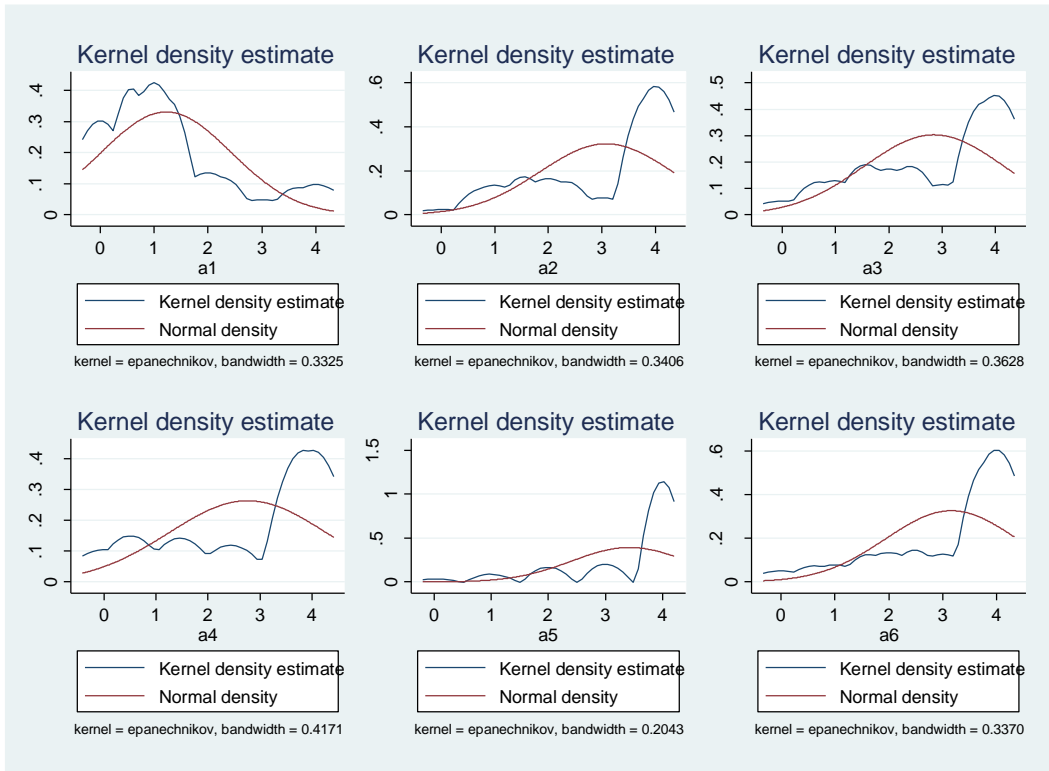
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
a1	371	0.0000	0.2033	41.08	0.0000
a2	371	0.0000	0.0001	42.62	0.0000
a3	371	0.0000	0	50.39	0.0000
a4	371	0.0000	0 .		0.0000
a5	371	0.0000	0 .		0.0000
a6	371	0.0000	0.1819	50.94	0.0000
b1	371	0.0000	0.0002	49.92	0.0000
b2	371	0.0000	0.0296	45.11	0.0000
b3	371	0.0000	0.0002	30.52	0.0000
b4	371	0.2329	0 .		0.0000
rec_b4	371	0.2329	0 .		0.0000
c2	371	0.0000	0 .		0.0000
c3	371	0.0000	0.1301	27.91	0.0000
c4	371	0.0000	0.0006	39.45	0.0000
c5	371	0.0000	0	61.37	0.0000
c6	371	0.0000	0	51.86	0.0000
e1	371	0.0141	0	39.36	0.0000

### c. Test de normalidad: Shapiro-Wilk

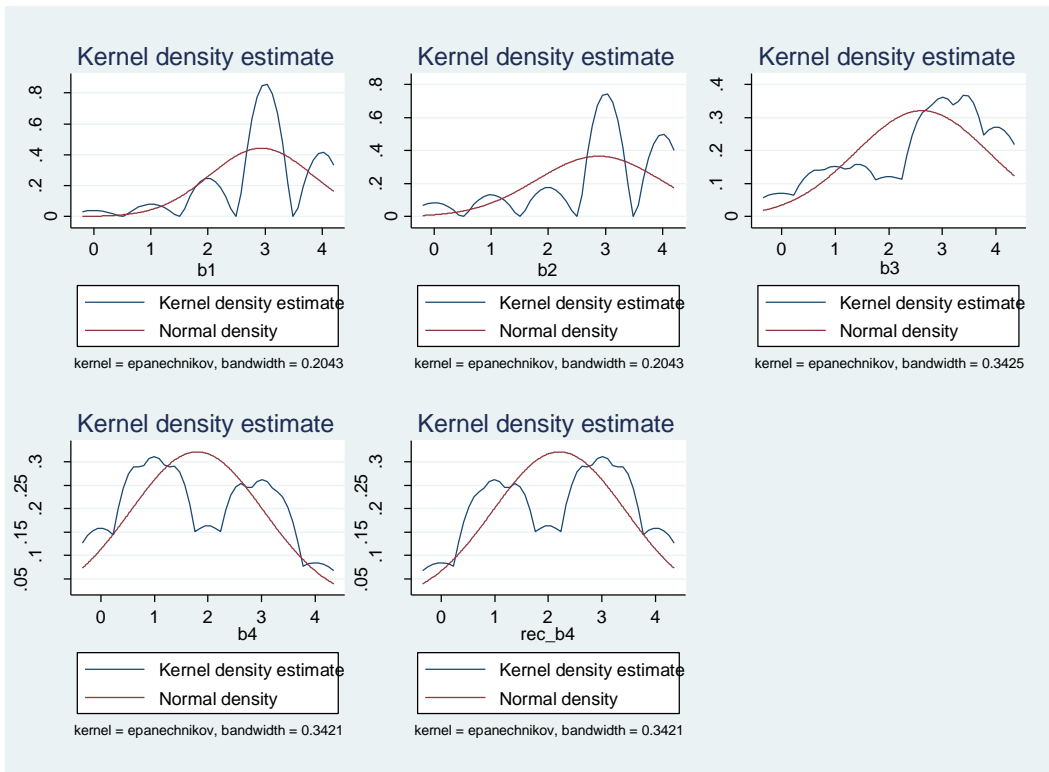
Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
a1	371	0.94169	15.007	6.422	0.00000
a2	371	0.97313	6.915	4.585	0.00000
a3	371	0.98360	4.220	3.414	0.00032
a4	371	0.98053	5.011	3.822	0.00007
a5	371	0.92561	19.147	7.000	0.00000
a6	371	0.95923	10.492	5.574	0.00000
b1	371	0.95533	11.498	5.791	0.00000
b2	371	0.94887	13.160	6.111	0.00000
b3	371	0.97345	6.833	4.557	0.00000
b4	371	0.98653	3.468	2.949	0.00160
rec_b4	371	0.98825	3.025	2.624	0.00434
c2	371	0.92644	18.932	6.973	0.00000
c3	371	0.97362	6.789	4.541	0.00000
c4	371	0.96505	8.996	5.209	0.00000
c5	371	0.94569	13.979	6.254	0.00000
c6	371	0.95625	11.259	5.741	0.00000
e1	371	0.98813	3.056	2.649	0.00404

## d. Gráficos normalidad: Kernel density

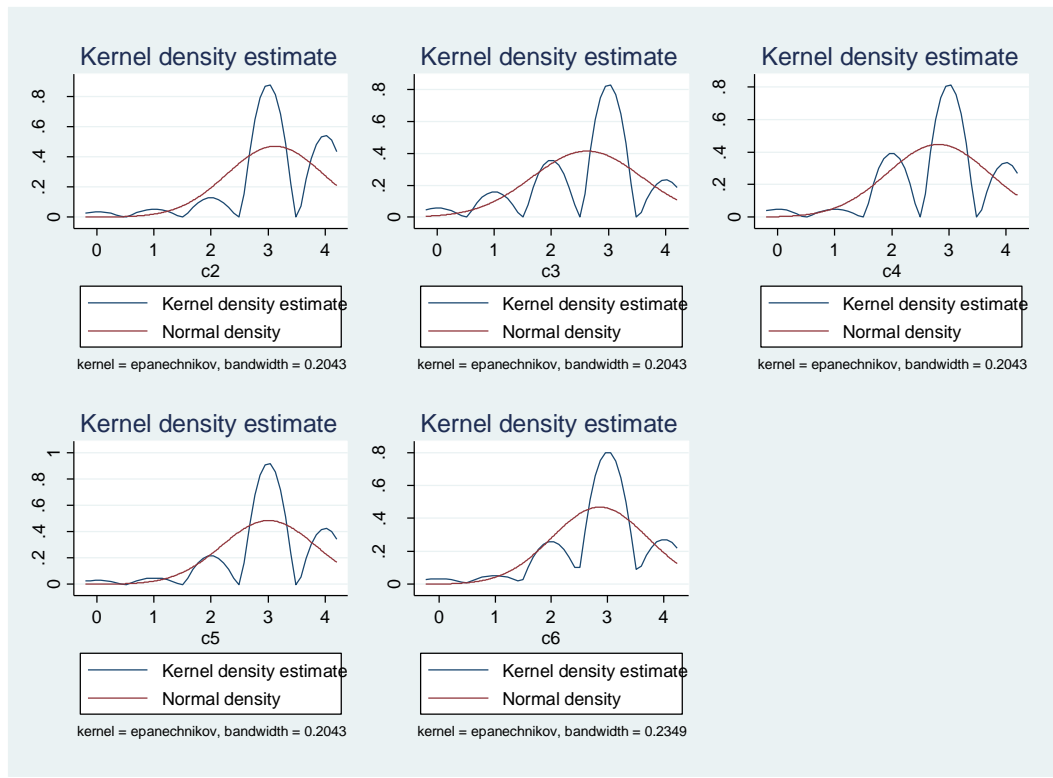
### Ítems escala A



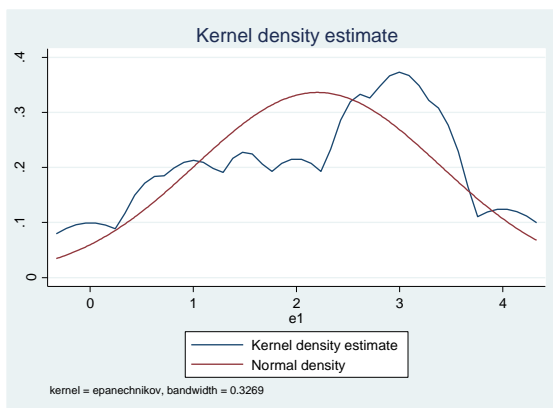
### Ítems escala B



Ítems escala C



Ítem E



## ii. Matrices correlación

### a. Correlación policórica ítems escala A

	a1	a2	a3	a4	a5	a6
a1	1.00					
a2	0.26	1.00				
a3	0.27	0.51*	1.00			
a4	0.39*	0.47*	0.55*	1.00		
a5	0.20	0.44*	0.50*	0.49*	1.00	
a6	0.16	0.56*	0.51*	0.39*	0.46*	1.00

\* $p < 0.05$

### b. Correlación policórica ítems escala B

	b1	b2	b3	rec_b4
b1	1.00			
b2	0.55*	1.00		
b3	0.37*	0.56*	1.00	
rec_b4	0.01*	0.06	0.21*	1.00

\* $p < 0.05$

### c. Correlación policórica ítems escala C

Ítem	c2	c3	c4	c5	c6
c2	1.00				
c3	0.49*	1.00			
c4	0.56*	0.52*	1.00		
c5	0.70*	0.53*	0.61*	1.00	
c6	0.65*	0.46*	0.52*	0.78*	1.00

\* $p < 0.05$

### iii. Análisis factorial

#### a. Todos los ítems

##### 1. Adecuación muestral

Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy

Variable	kmo
a1	0.7895
a2	0.7953
a3	0.8773
a4	0.8003
a5	0.8253
a6	0.8126
b1	0.7615
b2	0.7592
b3	0.7883
rec_b4	0.5262
c2	0.8890
c3	0.8878
c4	0.8878
c5	0.7722
c6	0.8045
e1	0.5401
Overall	0.8024

## 2. Matriz sin extraer/no rotada

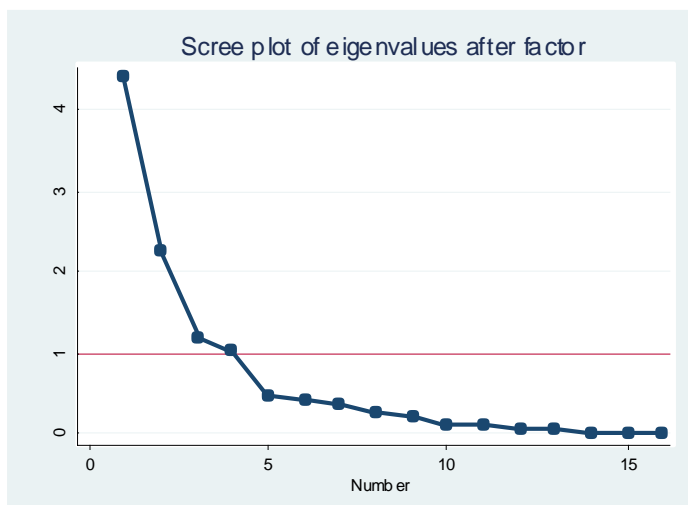
Factor analysis/correlation  
 Method: iterated principal factors  
 Rotation: (unrotated)

Number of obs = 371  
 Retained factors = 15  
 Number of params = 120

Factor	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor1	4.42637	2.13615	0.3967	0.3967
Factor2	2.29022	1.07368	0.2052	0.6019
Factor3	1.21654	0.16219	0.1090	0.7109
Factor4	1.05435	0.56752	0.0945	0.8054
Factor5	0.48683	0.05364	0.0436	0.8490
Factor6	0.43318	0.06088	0.0388	0.8879
Factor7	0.37231	0.11203	0.0334	0.9212
Factor8	0.26028	0.04133	0.0233	0.9445
Factor9	0.21895	0.09161	0.0196	0.9642
Factor10	0.12734	0.02228	0.0114	0.9756
Factor11	0.10506	0.02264	0.0094	0.9850
Factor12	0.08241	0.03242	0.0074	0.9924
Factor13	0.05000	0.02579	0.0045	0.9969
Factor14	0.02420	0.01291	0.0022	0.9990
Factor15	0.01130	0.01166	0.0010	1.0000
Factor16	-0.00037	.	-0.0000	1.0000

LR test: independent vs. saturated:  $\chi^2(120) = 2370.38$  Prob> $\chi^2 = 0.0000$

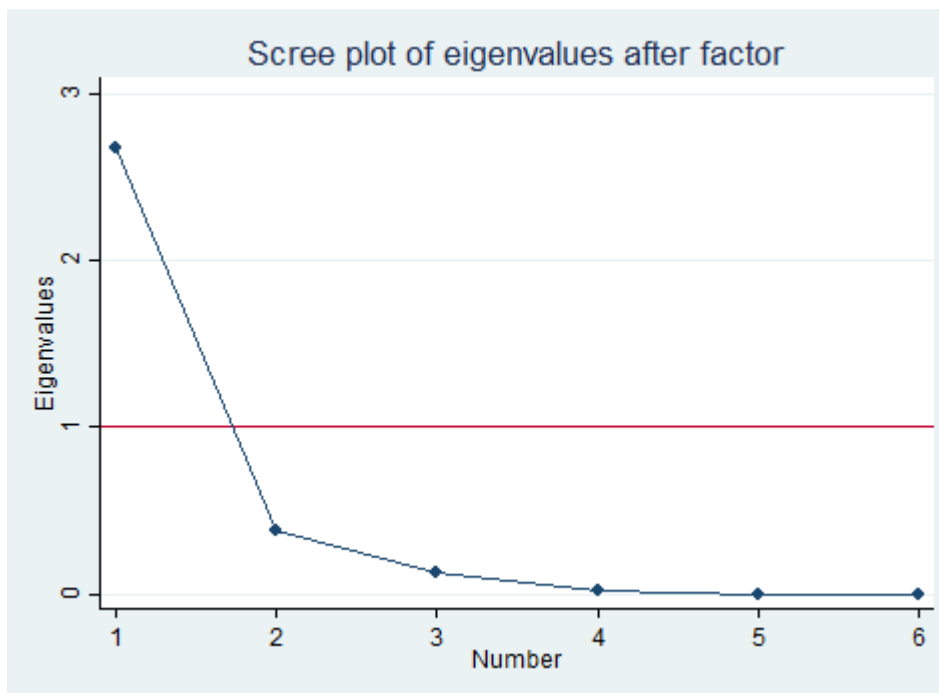
## 3. Screplot Eigenvalues







### 3. Screplot Eigenvalues



### 4. Matriz factorial rotada con cantidad especifica de factores

```

Factor analysis/correlation                               Number of obs   =       371
Method: iterated principal factors                       Retained factors =        1
Rotation: oblique promax (Kaiser off)                   Number of params =        6
  
```

Factor	Variance	Proportion	Rotated factors are correlated
Factor1	2.58579	1.0000	

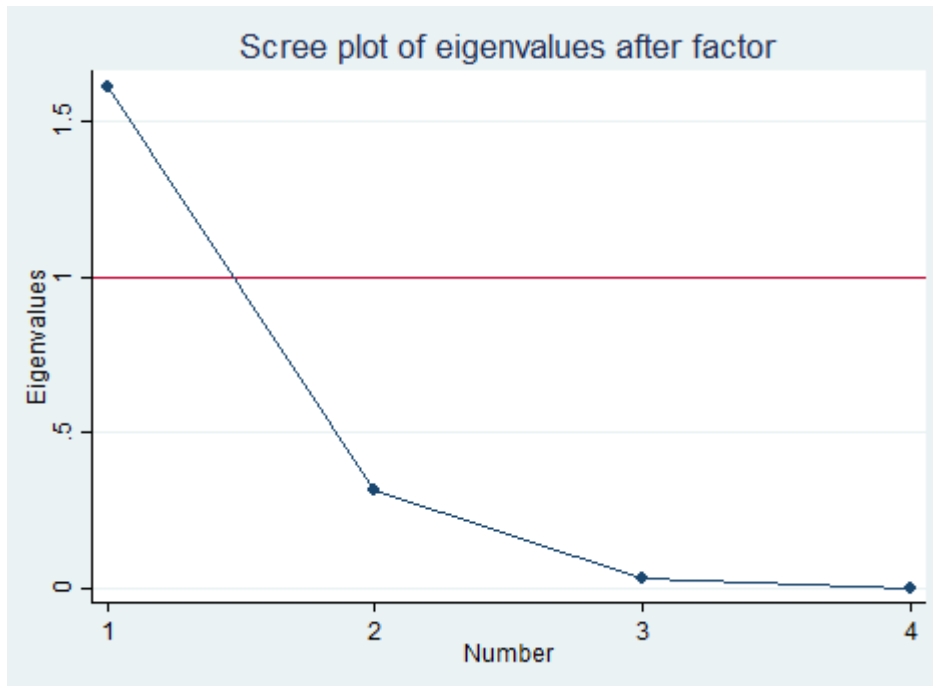
LR test: independent vs. saturated:  $\chi^2(15) = 681.32$  Prob> $\chi^2 = 0.0000$

Rotated factor loadings (pattern matrix) and unique variances

Variable	Factor1	Uniqueness
a1	0.3705	0.8627
a2	0.7100	0.4959
a3	0.7559	0.4286
a4	0.7060	0.5016
a5	0.6596	0.5649
a6	0.6629	0.5605



### 3. Screplot Eigenvalues



### 4. Matriz factorial rotada con cantidad específica de factores

```

Factor analysis/correlation           Number of obs   =      371
Method: iterated principal factors    Retained factors =       1
Rotation: oblique promax (Kaiser off) Number of params =       4
  
```

Factor	Variance	Proportion	Rotated factors are correlated
Factor1	1.56568	1.0000	

LR test: independent vs. saturated:  $\chi^2(6) = 291.57$  Prob> $\chi^2 = 0.0000$

Rotated factor loadings (pattern matrix) and unique variances

Variable	Factor1	Uniqueness
b1	0.5979	0.6425
b2	0.8848	0.2172
b3	0.6397	0.5908
rec_b4	0.1271	0.9838

#### d. Escala C

##### 1. Adecuación muestral

Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy

Variable	kmo
c2	0.8925
c3	0.9067
c4	0.8881
c5	0.7882
c6	0.8102
Overall	0.8468

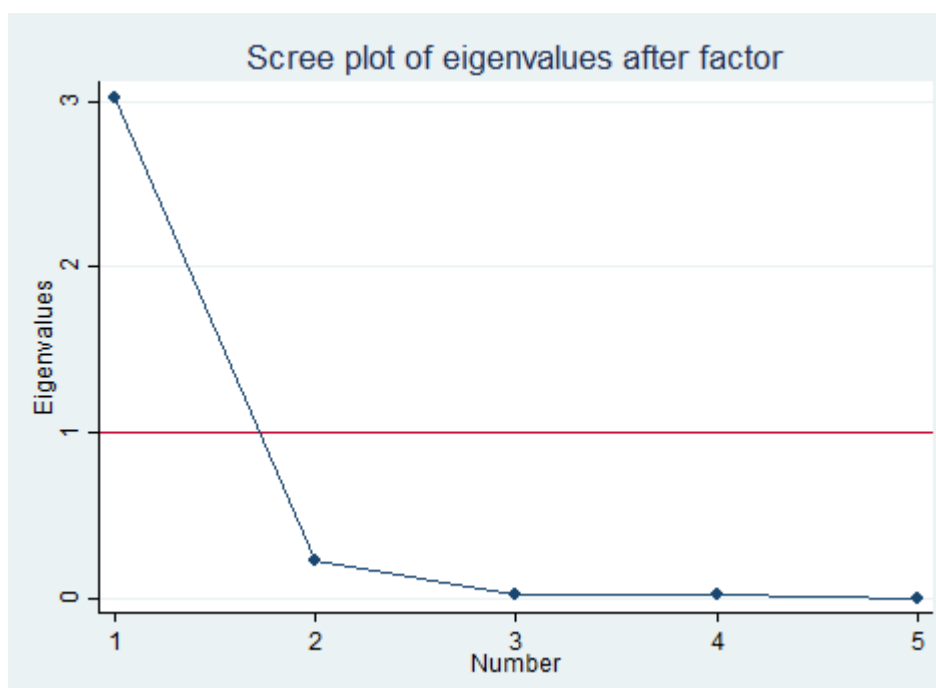
##### 2. Matriz sin extraer/no rotada

Factor analysis/correlation	Number of obs =	371
Method: iterated principal factors	Retained factors =	4
Rotation: (unrotated)	Number of params =	10

Factor	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor1	3.02497	2.79760	0.9201	0.9201
Factor2	0.22737	0.20601	0.0692	0.9893
Factor3	0.02136	0.00738	0.0065	0.9958
Factor4	0.01398	0.01415	0.0043	1.0000
Factor5	-0.00016	.	-0.0000	1.0000

LR test: independent vs. saturated:  $\chi^2(10) = 968.57$  Prob> $\chi^2 = 0.0000$

### 3. Screeplot Eigenvalues



### 4. Matriz factorial rotada con cantidad específica de factores

```

Factor analysis/correlation          Number of obs   =      371
Method: iterated principal factors   Retained factors =      1
Rotation: oblique promax (Kaiser off) Number of params =      5
  
```

Factor	Variance	Proportion	Rotated factors are correlated
Factor1	2.96461	1.0000	

LR test: independent vs. saturated:  $\chi^2(10) = 968.57$  Prob> $\chi^2 = 0.0000$

Rotated factor loadings (pattern matrix) and unique variances

Variable	Factor1	Uniqueness
c2	0.7895	0.3767
c3	0.6238	0.6109
c4	0.6990	0.5114
c5	0.9017	0.1870
c6	0.8066	0.3494

#### iv. Coeficiente Omega

<b>Escala</b>	<b><math>\Omega</math> escala original</b>	<b><math>\Omega</math> escala mejorada</b>
Frecuencia de interacciones positivas	0.81	0.83
Percepción de apoyo social	0.68	0.76
Habilidades de buen trato	0.88	