

Propiedades psicométricas de la versión en español de la escala revisada de restricción alimentaria en una muestra de adolescentes*

Spanish Version of the Revised Restraint Scale: Psychometric Properties in an Adolescent Sample

Recibido: abril 14 de 2009 | Revisado: octubre 14 de 2009 | Aceptado: noviembre 10 de 2009

JAIME R. SILVA**

Universidad de la Frontera, Temuco, Chile

ALFONSO URZÚA-MORALES

Universidad Católica del Norte, Chile

RESUMEN

La escala revisada de restricción (ER) es un instrumento psicométrico para medir restricción alimentaria crónica. Objetivo: Obtener la fiabilidad y estructura factorial de la versión en español de la ER en una muestra de adolescentes. Materiales y método: 838 adolescentes (15,48 años) completaron el instrumento. Se realizó un análisis factorial exploratorio y confirmatorio sobre los puntajes. Resultados: Ambas subescalas de la ER muestran una fiabilidad apropiada, aunque el ítem 9 mostró una homogeneidad corregida pobre ($r < 0,3$). Dos factores correlacionados emergieron del análisis factorial, explicando el 55,76% de la varianza. El análisis confirmatorio develó un ajuste moderado de la estructura bifactorial hipotética. Conclusiones: El instrumento muestra una estructura bifactorial y niveles adecuados de fiabilidad en una muestra de adolescentes.

Palabras clave autores

Escala revisada de restricción, adolescentes, dietantes crónicos, análisis de componentes principales, estudio descriptivo mediante encuesta.

Palabras clave descriptores

Dieta, estadística & datos numéricos, psicometría, adolescentes, análisis factorial.

ABSTRACT

The revised restraint scale (RS) it is a psychometric instrument for measuring chronic alimentary restraint. Aim: To obtain reliability measures and factorial structure of a Spanish RS version in an adolescent sample. Materials and Methods: 838 adolescents female students (15.48 y.) completed the instrument. An exploratory (i.e. principals components, oblique rotation) and confirmatory factorial analysis was performed over the RS scores. Results: Both RS sub-scales shown appropriate reliability, although item 9 achieved low corrected homogeneity ($r < .3$). After exploratory factorial analysis two correlated factors (Diet Concern and Weight Fluctuations) emerged, explaining 55.76% of the variance. Confirmatory analyses yielded moderate fit of the hypothetical bifactorial structure. Conclusions: The Spanish RS version shows a bifactorial structure and good reliability levels in adolescent sample.

Key words authors

Revised Restraint Scale, Adolescent, Restrained Eaters, Principal Components Analysis, Descriptive Study by Survey.

Key words plus

Diet, Statistics & Numerical Data, Psychometrics, Teenagers, Factor Analysis.

Para citar este artículo. Silva, J.R., & Urzúa-Morales, A. (2010). Propiedades psicométricas de la versión en español de la escala revisada de restricción alimentaria en una muestra de adolescentes. *Universitas Psychologica*, 9 (2), 521-530.

* Artículo de investigación financiado por la Dirección de Investigación de la Universidad de La Frontera (DIUFRO) y la Escuela de Psicología UCN

** Departamento de Salud Mental y Psiquiatría, Facultad de Medicina, Universidad de La Frontera. Av. Manuel Montt # 112, Temuco, Región de la Araucanía, Chile. Correo electrónico: jaimesilva@ufro.cl

Introducción

La escala revisada de restricción alimentaria (ER) es un autoinforme de 10 ítems diseñado para evaluar el constructo de Restricción Alimentaria (Herman & Polivy, 1980). Desde su creación, la ER ha sido utilizada por diversos grupos de investigación en numerosos estudios relacionados con la conducta alimentaria y sus alteraciones. Los modelos teóricos que se han desarrollado en conjunto con el uso de este instrumento han intentado favorecer principalmente la “hipótesis de la restricción de la dieta”. Según esta perspectiva la tendencia crónica a restringir la alimentación por medio de dietas es acompañada, paradójicamente, por períodos o episodios de sobrealimentación (Herman & Polivy, 1980). Observado experimentalmente por primera vez en el estudio de Herman y Mark (1975), este fenómeno ha llamado fuertemente la atención de los estudiosos de los desordenes alimentarios y ha sido fuente de un debate no del todo resuelto (Lowe & Kral, 2006; van Strien, 1997; van Strien, Engels, van Staveren & Herman, 2006).

Independientemente de lo anterior, un cúmulo relevante de estudios ha develado que la conducta alimentaria de un sujeto varía en relación al grado de restricción alimentaria crónica y que estas variaciones tienden a originar un patrón restricción-sobrealimentación característico (Herman & Mack, 1975; Herman & Polivy, 1980; Polivy & Herman, 1999a, 1999b; Polivy, Herman & McFarlane, 1994; Schotte, Cools & McNally, 1990; Silva, 2007, 2008a, 2008b; Silva, Livacic-Rojas & Slachevsky, 2006). De esta manera las personas que restringen crónicamente su alimentación, los llamados dietantes crónicos (Silva, 2005), desinhiben su alimentación bajo diversas condiciones incluyendo inducciones de ánimo negativo y positivo (Cools, Schotte & McNally, 1992; Schotte et al., 1990), inducciones de amenaza/estrés (Heatherton, Herman & Polivy, 1991; Herman & Polivy, 1975; Polivy et al., 1994), tareas cognitivas demandantes de atención (Ward & Mann, 2000), la escucha pasiva de música (Bellisle & Dalix, 2001), consumo de alcohol (Polivy & Herman, 1976), el pensar en comida (Fedoroff, Polivy & Herman, 1997), el aroma

de comida (Fedoroff et al., 1997; Rogers & Hill, 1989) el consumo de alimentos calóricos (Herman & Mack, 1975; Jansen, Merckelbach, Oosterlaan, Tuiten & van den Hout, 1988; Wardle, Steptoe, Oliver & Lipsey, 2000), o aquellos “percibidos” como calóricos (Spencer & Fremouw, 1979) y cuando son expuestos a anuncios comerciales de dietas (Strauss, Doyle & Kreipe, 1994).

Las teorías que intentan explicar estas observaciones experimentales han incluido un rango importante de modelos, desde aquellos centrados en aspectos cognitivos hasta los que enfatizan variables psicofisiológicas. Efectivamente, se han propuesto hipótesis tan diversas como la hipótesis de confort psicósomático (Kaplan & Kaplan, 1957; McKenna, 1972; Slochower, Kaplan & Mann, 1981), la hipótesis de la distractibilidad (Herman & Polivy, 1975), la hipótesis de enmascaramiento (Herman & Polivy, 1988; Polivy & Herman, 1999a) y los modelos asociados al *self* en general (Heatherton & Baumeister, 1991; Polivy & Herman, 1999a, 1999b; Wallis & Hetherington, 2004). Asimismo, una perspectiva reciente ha centrado su atención en las variables psicofisiológicas asociadas al estilo afectivo, como un factor determinante de la vulnerabilidad emocional de los dietantes crónicos (Silva, 2007, 2008a, 2008b; Silva et al., 2006; Silva & Pizzagalli, 2006; Silva, Pizzagalli, Larson, Jackson & Davidson, 2002).

Estructura bifactorial de la escala revisada de restricción y su aplicación en diferentes tipos de muestras

Desde su concepción (Herman & Polivy, 1975), la ER ha mostrado una estructura bifactorial, incluyendo un factor de “preocupación por la dieta” (PD) y uno de “fluctuaciones de peso” (FP). El primero de ellos evalúa la tendencia de una persona a restringir su alimentación y el temor a ganar peso, mientras que el factor FP registra el reporte de cambios en el peso a lo largo de la vida. La solución de dos factores se verifica consistentemente en numerosos estudios realizados en personas de peso normal (Allison, Kalinsky & Gorman, 1992; Heatherton, Herman, Polivy, King & McGree,

1988; Herman & Mack 1975; van Strien, Breteker & Ouwens, 2002; van Strien, Herman, Engels, Larsen & van Leeuwe, 2007; Williamson et al., 2007), incluyendo la estructura de los datos derivados de la versión en español de la ER (Silva, en prensa). En otro tipo de poblaciones (i.e. sujetos con sobrepeso) se verifican variaciones en esta solución (Johnson, Corrigan, Crusco & Schlundt, 1986; Johnson, Lake & Mahan, 1983; Ruderman, 1983; van Strien et al., 2007). Bajo esta perspectiva, se ha concluido que la ER es un instrumento válido para ser utilizado en personas de peso normal y no así para personas con sobrepeso u obesidad¹.

Desde el punto de vista de la dependencia estadística de los factores PD y FP, se ha observado que dichos factores consistentemente se correlacionan, es decir estos factores no son ortogonales. Ello ha sido interpretado como el reflejo del comportamiento psicométrico de un constructo unitario (Restricción Alimentaria), derivado de dos componentes estadística y conceptualmente relacionados (Heatherton et al., 1988). Algunos autores han enfatizado la preponderancia de uno de los factores por sobre el otro en su capacidad predictiva, siendo el factor PD el considerado más relevante por la mayoría de los investigadores (Heatherton et al., 1988). De hecho recientemente, el grupo de van Strien ha insistido que es dicho factor el que tiene una relación significativa con el un aspecto sustancial de la hipótesis de la restricción de la dieta; la sobrealimentación (van Strien et al., 2002; van Strien et al., 2007).

Finalmente, es importante destacar que el uso de la ER se ha restringido principalmente al estudio de mujeres en su etapa universitaria (Silva, 2007). Si bien existen estudios en hombres y en otros rangos de edad, la mayor parte de las investigaciones experimentales y de campo se ha realizado en sujetos de peso normal con tales características.

Comportamiento de la ER en una muestra de adolescentes mujeres: el presente estudio

Considerando la evidencia presentada, el objetivo de este estudio es obtener la fiabilidad y estructura factorial de la versión en español de la ER en una muestra de adolescentes. El objetivo planteado se fundamenta en dos observaciones previas: (1) La ER no ha mostrado un comportamiento psicométrico homogéneo, siendo particularmente inadecuado su uso en personas obesas o con sobrepeso y, (2) La mayor parte de los estudios realizados respecto de las características del instrumento en cuestión se han realizado sobre las respuestas de mujeres universitarias. Así, debido al interés creciente de analizar los problemas de restricción alimentaria a lo largo de todo ciclo vital (Silva, 2008a), se espera conocer si la ER es un instrumento válido de utilizar en mujeres adolescentes, en edad escolar.

Método

Participantes

838 mujeres en edad escolar que participaron de un estudio amplio de la conducta alimentaria, las cuales cursaban entre primer y tercer año de enseñanza secundaria en establecimientos educativos públicos, subvencionados (privados con apoyo estatal) y privados. Se utilizó un tamaño muestral de esta magnitud para garantizar un nivel aceptable de estabilidad de los factores del instrumento, cumpliendo además el criterio de un mínimo de cinco sujetos por reactivo (Tabachnick & Fidell, 2001). El rango de edad de las participantes osciló entre los 14 y los 19 años, siendo la edad promedio de 15,48 años ($DE=1,21$) y su índice de masa corporal² de 21,86 kg/m² (rango normal).

1 Probablemente la explicación más parsimoniosa de esta observación es que las personas que tienen variaciones importantes en el peso corporal, sin ser restrictivos, pueden sólo por este hecho tener elevados puntajes en los ítems de FP y consiguientemente en la escala total (van Strien et al., 2007).

2 Índice obtenido por el reporte de peso y estatura dado por el propio participante.

Instrumentos

Escala revisada de restricción alimentaria (Herman & Polivy, 1980): Autorreporte que evalúa actitudes hacia la alimentación, frecuencia de dietas y fluctuación de peso. Cuenta con 10 ítems tipo Likert, agrupados en dos subescalas; *preocupación por la dieta y fluctuaciones de peso*. A partir de sus puntuaciones se obtiene una medida de la restricción alimentaria crónica y es posible también clasificar a los individuos en dietantes crónicos y no dietantes (generalmente a partir de la mediana de los puntajes o de una puntuación preestablecida). Este instrumento ha mostrado niveles adecuados de fiabilidad test-retest y validez de constructo, criterio y concurrente (Heatherton et al., 1988).

Procedimiento

En el contexto de una aplicación colectiva, un asistente de investigación presentó el estudio como una “investigación para conocer las conductas y emociones en personas escolares” y leyó las instrucciones generales. Posteriormente, los participantes recibieron un cuadernillo que incluía una serie de auto-reportes para los cuales contaron con 45 minutos para responder. Cada individuo respondió individual y anónimamente, teniendo la libertad de abandonar el estudio en cualquier momento.

Diseño

La presente investigación utiliza un diseño de investigación no experimental, transversal correlacional. No se han manipulado variables independientes, ni se sometió a los participantes a intervenciones de ningún tipo. Según la clasificación de Montero y León (2007) corresponde a un estudio descriptivo mediante encuesta.

Estrategia de análisis

Análisis de fiabilidad

La consistencia interna de la ER se evaluó a través de un análisis de la homogeneidad de los ítems y

del α de Cronbach separado para PD, FP y la escala total. Efectivamente, para garantizar que el α de Cronbach obtenido es una medida de unidimensionalidad, se computó por separado para cada subescala dicho indicador (Cronbach, 1951).

Análisis factoriales

Para conocer si el comportamiento psicométrico de la ER en la muestra de mujeres escolares es comparable a lo informado en los estudios originales (Heatherton et al., 1988; Herman & Polivy, 1980), incluyendo el reporte de la versión en español (Silva, 2010), se realizó en primer lugar un análisis factorial exploratorio de sus puntuaciones. Para llevarlo a cabo, inicialmente se evaluó la pertinencia del análisis factorial a través de la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Enseguida, se seleccionó como método de extracción de factores un Análisis de Componentes Principales. En este contexto, considerando la dependencia de los factores de la ER, se utilizó el sistema oblicuo, particularmente una rotación oblicua oblimin directa. Por ende, se complementó el análisis mediante la inspección de la Matriz de Configuración como la Matriz de Estructura. Finalmente, se analizaron los gráficos de sedimentación y de componentes rotados.

Posteriormente se realizaron análisis factoriales confirmatorios para el modelo bidimensional o bifactorial. Estos análisis fueron realizados a través del programa LISREL 8.30.

Resultados

La inspección de la confiabilidad interna muestra, en general, resultados satisfactorios. En efecto, la subescala PD y la FP logran niveles adecuados de fiabilidad (Kline, 1999). Específicamente, la subescala PD muestra un α de Cronbach de 0,78 mientras que la subescala FP arrojó un α de Cronbach de 0,71. A su vez, la escala total alcanza un α de Cronbach de 0,81. Al analizar la correlación entre cada ítem y la subescala total (excluyendo el ítem analizado) se consideró como aceptable un índice de homogeneidad corregida de 0,30 (Kline, 1999).

En ese marco, se obtuvieron valores apropiados tanto para PD como para FP, a excepción del ítem 9 cuyo valor fue insatisfactorio (0,24). Por esta razón, se excluyó el ítem 9 para éste análisis y el posterior (análisis factorial exploratorio). Al excluir este ítem, el α de Cronbach de PD es de 0,81 y el de la escala total 0,82. El resto de los ítems contribuyen positivamente a la fiabilidad total de cada subescala.

El análisis factorial exploratorio comenzó con una evaluación preliminar de su pertinencia, la cual resultó completamente apropiada. La prueba de KMO obtuvo un valor de 0,85 lo cual sugiere una excelente adecuación para la ejecución de un análisis factorial (Hutcheson & Sofroniou, 1999). Asimismo, la observación de la matriz de correlaciones anti-imagen arroja buenos niveles de adecuación muestral (todos los $r > 0,80$). Finalmente la prueba de esfericidad de Bartlett devela que la matriz- R no es una matriz de identidad y, por ende, existen relaciones entre las variables que pueden ser analizadas ($c^2 = 1961,451$; $p < 0,000$).

El Análisis de Componentes Principales extrajo 2 componentes lineales en los datos (*eigenvectors*) cuyos autovalores (*eigenvalues*) en la matriz- R fueron igual o mayor a 1. Estos componentes, explican el 41,07% y el 14,69% de la variancia, respectivamente (total=55,76% de la varianza). Por otra parte, las comunalidades obtenidas después de la extracción de factores alcanzan un valor promedio

TABLA 1
Comunalidades de los ítems después de la extracción de factores

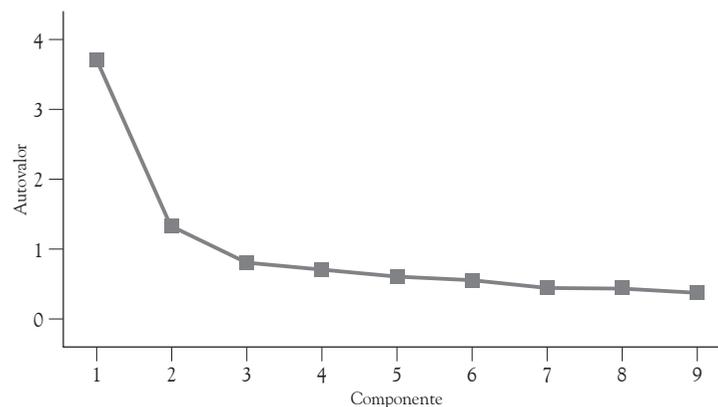
Nº ítem	Inicial	Extracción
01	1,000	0,577
02	1,000	0,504
03	1,000	0,601
04	1,000	0,470
05	1,000	0,562
06	1,000	0,402
07	1,000	0,608
08	1,000	0,717
10	1,000	0,577

Fuente: elaboración propia.

inferior a 0,6 (Tabla 1). Por ello, siguiendo las recomendaciones de Kaiser (1974), se favoreció como estrategia para la conservación de los factores la inspección del gráfico de sedimentación (véase Figura 1). En este gráfico se observa claramente un punto de inflexión que permite conservar sólo dos factores después de la extracción.

Complementando estos análisis, la rotación oblicua también resulta en una estructura bifactorial. Efectivamente, en la Matriz de Configuración (Tabla 2), la cual contiene información de la con-

FIGURA 1
Gráfico de Sedimentación



Fuente: elaboración propia.

TABLA 2
Matriz de Configuración

Nº ítem	Componente	
	1	2
08	0,871	
07	0,794	
05	0,756	
01	0,659	
06	0,629	
03		0,794
04		0,707
10		0,700
02		0,691

Fuente: elaboración propia.

tribución única de cada variable al factor, emergen sólo dos componentes. Estos componentes corresponden a un factor 1 (ítems 1, 5, 6, 7 y 8) y a un factor 2 (ítems 2, 3, 4 y 10), siendo su agrupación acorde a los factores de PD y FP.

Finalmente la matriz de correlación de componentes confirma la dependencia de los factores y su no ortogonalidad ($r=0,43$).

El Análisis Factorial Confirmatorio mostró indicadores aceptables, en el rango “moderado”, que sugieren que el comportamiento psicométrico de los ítems se ajustan a una estructura de dos factores. Tal como se observa en la Tabla 3, los índices de ajuste de este análisis para el modelo de dos dimensiones considerando 10 ítems y posteriormente con 9 ítems (eliminando la pregunta Nº 9), indican un ajuste moderado de los datos a

la estructura factorial asumida. Debido a la sensibilidad del índice de ajuste χ^2 dependiente del tamaño muestral (Barrett, 2007; Russell, 2002), se consideraron indicadores adicionales.

Tanto el CFI (Comparative Fit Index) como el RFI (Relative Fit Index) son inferiores a 0,90 para ambos modelos y, por ende, puede considerarse como un ajuste moderado (Bentler & Dudgeon, 1996). Bajo esta medida el modelo, que incorpora 10 ítems, se acerca más al valor ideal. El índice de bondad de ajuste GFI muestra una diferencia mínima a favor del modelo bifactorial de 9 ítems. Finalmente el RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) supera el valor deseable (Brown & Kudeck, 1993) en el modelo para 9 ítems.

En conjunto, los resultados del Análisis Factorial Confirmatorio sugieren una estructura bifactorial para la ER, cuyo ajuste es moderado, siendo levemente superior en el modelo de 10 ítems.

Discusión

Tal como se observó en los resultados, los datos del presente estudio muestran que, en una muestra de mujeres escolares, la versión en español de la ER presenta indicadores apropiados de fiabilidad y una estructura factorial comparable a la indicada por investigaciones previas (Heatherton et al., 1988; Herman & Polivy, 1980; Silva, 2010; van Strien et al., 2007). Efectivamente, los análisis efectuados develan que la versión en español de la ER tiene una consistencia interna adecuada y una estructura de dos factores no ortogonales que incluye un factor de preocupación por la dieta y un factor de fluctuaciones de peso. Aún así es importante mencionar que el ajuste del modelo obtenido fue

TABLA 3
Índices de ajuste para modelos factorial de dos dimensiones con 9 y 10 ítems

Escala	χ^2	CFI	NFI	GFI	RFI	RMSEA	P
10 ítems	241,501	0,827	0,805	0,942	0,743	0,0882	<0,01
9 ítems	195,956	0,801	0,780	0,949	0,695	0,0901	<0,05

CFI= Comparative Fit Index; NFI= Normed Fit Index; GFI= Goodness of Fit Index; RFI= Relative Fit Index; RMSEA= Root Mean Square Error of Approximation

Fuente: elaboración propia.

moderado, por ello estos resultados deben considerarse prudentemente.

En algunos reportes previos se ha cuestionado la pertinencia del ítem 10 de la escala original (Blanchard & Frost, 1983; Lowe, 1984), principalmente debido a que no siempre tiende a agruparse junto a los ítems de FP. Esto ha llevado a algunos investigadores (van Strien et al., 2007) a excluir a priori este ítem de los análisis posteriores. Asimismo, en muestras que evaluaron a personas con obesidad o bulimia nervosa (Johnson et al., 1986; Johnson et al., 1983; Lowe, 1984; Ruderman, 1983) se observaron variaciones en la estructura factorial asociadas principalmente en los ítems 6 y 7. En el presente trabajo, así como en otro estudio que utilizó la escala en español de la ER (Silva, 2010), los ítems mencionados cargaron adecuadamente en el factor esperado. Sin embargo, desde el punto de vista de la confiabilidad interna y de la carga factorial en la muestra de estudiantes escolares, se observó un comportamiento deficiente del ítem 9. Aun cuando los análisis confirmatorios mostraron un mejor ajuste para el modelo de 10 ítems, debido a su pobre correlación ítem-escala total, se hace desaconsejable el uso del ítem 9 cuando se utilice la ER en poblaciones o muestras de mujeres adolescentes (Kline, 1999).

En concordancia con la Teoría de la Restricción Alimentaria (Heatherton et al., 1988; Herman & Polivy, 1980), en el presente estudio los factores PD y FP develan una dependencia estadística ($r=0,43$). Al analizar numerosos estudios anteriores, Heatherton y colaboradores (1988) refieren que la correlación promedio de los factores de la ER es 0,48 ($DE=0,19$). En reportes posteriores se observan también correlaciones en rangos similares (van Strien et al., 2007)³, incluyendo el estudio previo de la versión en español de la ER, cuya correlación fue de 0,44 (Silva, 2010). El uso de estos factores por separado o la escala total, tal como se expresó anteriormente, es controvertido (van Strien et al., 2002). Si bien hay reportes que favorecen la utilización de uno de los factores,

una parte importante de los estudios que indagan la relación entre restricción alimentaria y otros constructos han sido realizados con el uso de la escala total. Debido a la diversidad de opiniones y evidencia empírica, se aconseja analizar este punto según los requerimientos específicos del investigador, para tomar una decisión final. Sin embargo, es posible sugerir que si el objetivo del estudio es analizar conductas de sobrealimentación, lo más parsimonioso sería utilizar el factor PD (van Strien et al., 2002; van Strien et al., 2007).

Por último, los resultados hallados en la consistencia interna de la ER, permiten sugerir su uso como un instrumento de tamizaje (SACMOT, 2002). En este contexto, la versión en español de la ER puede ser utilizada como una medida de Restricción Alimentaria o como una variable dicotómica que distingue entre personas dietantes crónicas y no dietantes. En este último caso, considerando los datos de este estudio y lo reportado por otras investigaciones, se recomienda el uso de la mediana de los datos para realizar la división de los puntales.

Se deben mencionar algunas falencias del estudio. En primer lugar, se entrega sólo información respecto de la confiabilidad y estructura factorial de la ER. Es necesario establecer otros indicadores de validez, como por ejemplo la validez predictiva. Por otro lado, es importante mencionar que la investigación se ha realizado en población chilena y, por ende, se debería explorar las propiedades psicométricas en otras poblaciones iberoamericanas, idealmente en un estudio multinacional. En futuros estudios deben abordarse idealmente ambos aspectos simultáneamente.

La investigación respecto de la restricción alimentaria crónica es una prolífica área de desarrollo en las ciencias biomédicas, de la salud y sociales (Silva, 2007, 2008a, 2008b). El estudio presentado es un aporte a esta área de investigación que provee evidencia para la utilización de la ER en muestras de mujeres escolares, permitiendo además su incorporación como instrumento de tamizaje. En conjunto, lo anterior abre la posibilidad de obtener información que fundamente la necesidad de incorporar programas preventivos

³ En estudio de van Strien y colaboradores (2007), se excluyó de los análisis los ítems 6 y 10.

para los trastornos de conducta alimentaria en tales poblaciones. De este modo, el análisis del problema de la restricción-sobrealimentación puede desenvolverse progresivamente en mayores espectros del ciclo vital, mejorando la comprensión de la conducta alimentaria y sus alteraciones.

Referencias

- Allison, D. B., Kalinsky, L. B. & Gorman, B. S. (1992). A comparison of the psychometric properties of three measures of dietary restraint. *Psychological Assessment*, 4, 391-398.
- Barrett, P. (2007). Structural equation modeling: Adjudging model fit. *Personality & Individual Differences*, 42, 815-824.
- Bellisle, F. & Dalix, A. M. (2001). Cognitive restraint can be offset by distraction, leading to increased meal intake in women. *American Journal of Clinical Nutrition*, 74(2), 197-200.
- Bentler, P. M. & Dudgeon, P. (1996). Covariance structure analysis: Statistical practice, theory, and directions. *Annual Review of Psychology*, 47, 563-592.
- Blanchard, F. A. & Frost, R. O. (1983). Two factors of restraint: Concern for dieting and weight fluctuation. *Behaviour Research & Therapy*, 21, 259-267.
- Brown, M. W. & Kudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park: Sage.
- Cools, J., Schotte, D. E. & McNally, R. J. (1992). Emotional arousal and overeating in restrained eaters. *Journal of Abnormal Psychology*, 101(2), 348-351.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16, 671-684.
- Fedoroff, I. C., Polivy, J. & Herman, C. P. (1997). The effect of pre-exposure to food cues on the eating behavior of restrained and unrestrained eaters. *Appetite*, 28(1), 33-47.
- Heatherton, T. F. & Baumeister, R. F. (1991). Binge eating as escape from self-awareness. *Psychological Bulletin*, 110(1), 86-108.
- Heatherton, T. F., Herman, C. P. & Polivy, J. (1991). Effects of physical threat and ego threat on eating behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(1), 138-143.
- Heatherton, T. F., Herman, C. P., Polivy, J., King, G. A. & McGree, S. T. (1988). The (mis)measurement of restraint: An analysis of conceptual and psychometric issues. *Journal of Abnormal Psychology*, 97(1), 19-28.
- Herman, C. P. & Mack, D. (1975). Restrained and unrestrained eating. *Journal of Personality*, 43(4), 647-660.
- Herman, C. P. & Polivy, J. (1975). Anxiety, restraint, and eating behavior. *Journal of Abnormal Psychology*, 84(6), 66-72.
- Herman, C. P. & Polivy, J. (1980). Restrained Eating. In A. Stunkard (Ed.), *Obesity* (pp. 208-225). Philadelphia: Saunders.
- Herman, C. P. & Polivy, J. (1988). Psychological factors in the control of appetite. *Current Concepts in Nutrition*, 16, 41-51.
- Hutcheson, G. & Sofroniou, N. (1999). *The multivariate social scientist*. London: Sage.
- Jansen, A., Merckelbach, H., Oosterlaan, J., Tuiten, A. & van den Hout, M. (1988). Cognitions and self-talk during food intake of restrained and unrestrained eaters. *Behaviour Research & Therapy*, 26(5), 393-398.
- Johnson, W. G., Corrigan, S. A., Crusco, A. H. & Schlundt, D. G. (1986). Restraint among bulimic women. *Addictive Behaviors*, 11(4), 351-354.
- Johnson, W. G., Lake, L. & Mahan, J. M. (1983). Restrained eating: Measuring an elusive construct. *Addictive Behaviors*, 8(4), 413-418.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 35, 401-415.
- Kaplan, H. I. & Kaplan, H. S. (1957). The psychosomatic concept of obesity. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 125(2), 181-201.
- Kline, P. (1999). *The Handbook of Psychological Testing*. London: Routledge.
- Lowe, M. R. (1984). Dietary concern, weight fluctuation and weight status: Further explorations of the Restraint Scale. *Behaviour Research & Therapy*, 22, 243-248.
- Lowe, M. R. & Kral, T. V. (2006). Stress-induced eating in restrained eaters may not be caused by stress or restraint. *Appetite*, 46(1), 16-21.
- McKenna, R. J. (1972). Some effects of anxiety level and food cues on the eating behavior of obese and

- normal subjects: A comparison of the Schachterian and psychosomatic conceptions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 22(3), 311-319.
- Montero, I. & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Polivy, J. & Herman, C. P. (1976). Effects of alcohol on eating behavior: Influence of mood and perceived intoxication. *Journal of Abnormal Psychology*, 85(6), 601-606.
- Polivy, J. & Herman, C. P. (1999a). Distress and eating: Why do dieters overeat? *International Journal of Eating Disorders*, 26(2), 153-164.
- Polivy, J. & Herman, C. P. (1999b). The effects of resolving to diet on restrained and unrestrained eaters: The "false hope syndrome". *International Journal of Eating Disorders*, 26(4), 434-447.
- Polivy, J., Herman, C. P. & McFarlane, T. (1994). Effects of anxiety on eating: Does palatability moderate distress-induced overeating in dieters? *Journal of Abnormal Psychology*, 103(3), 505-510.
- Rogers, P. J. & Hill, A. J. (1989). Breakdown of dietary restraint following mere exposure to food stimuli: Interrelationships between restraint, hunger, salivation, and food intake. *Addictive Behaviors*, 14(4), 387-397.
- Ruderman, A. J. (1983). The restraint scale: A psychometric investigation. *Behaviour Research & Therapy*, 21(3), 253-258.
- Russell, D. W. (2002). In search of underlying dimensions: The use (and abuse) of factor analysis in Personality and Social Psychology Bulletin. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 1629-1646.
- Scientific Advisory Committee of the Medical Outcomes Trust. (2002). Assessing health status and quality-of-life instruments: Attributes and review criteria. *Quality of Life Research*, 11(3), 193-205.
- Schotte, D. E., Cools, J. & McNally, R. J. (1990). Film-induced negative affect triggers overeating in restrained eaters. *Journal of Abnormal Psychology*, 99(3), 317-320.
- Silva, J. R. (2005). Ansiedad y sobrealimentación. *Investigación y Ciencia*, 341, 33-34.
- Silva, J. R. (2007). Sobrealimentación inducida por la ansiedad (Parte I): Evidencia conductual, afectiva, metabólica y endocrina. *Terapia Psicológica*, 25, 112-134.
- Silva, J. R. (2008a). Restricción alimenticia y sobrealimentación: un modelo de la neurociencia afectiva. *Revista Médica de Chile*, 136, 1336-1342.
- Silva, J. R. (2008b). Sobrealimentación inducida por la ansiedad (Parte II): un marco de referencia neurocientífico para el desarrollo de técnicas psicoterapéuticas. *Terapia Psicológica*, 3(1), 99-115.
- Silva, J. R. (2010). Consistencia interna y validez factorial de la versión en español de la escala revisada de restricción alimentaria. *Revista Chilena de Nutrición*, 37, 41-49.
- Silva, J. R., Livacic-Rojas, P. & Slachevsky, A. (2006). Differences among chronic restrained eaters: The influence of motivational systems. *Revista Médica de Chile*, 134(6), 735-742.
- Silva, J. R. & Pizzagalli, D. (2006). Cortical response to food stimulus in restrained eaters under ego-threat anxiety: An ERP source localization study. *Psychophysiology*, 43, S92.
- Silva, J. R., Pizzagalli, D. A., Larson, C. L., Jackson, D. C. & Davidson, R. J. (2002). Frontal brain asymmetry in restrained eaters. *Journal of Abnormal Psychology*, 111(4), 676-681.
- Slochower, J., Kaplan, S. P. & Mann, L. (1981). The effects of life stress and weight on mood and eating. *Appetite*, 2(2), 115-125.
- Spencer, J. A. & Fremouw, W. J. (1979). Binge eating as a function of restraint and weight classification. *Journal of Abnormal Psychology*, 88(3), 262-267.
- Strauss, J., Doyle, A. E. & Kreipe, R. E. (1994). The paradoxical effect of diet commercials on reinhibition of dietary restraint. *Journal of Abnormal Psychology*, 103(3), 441-444.
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Boston: Allyn & Brown.
- van Strien, T. (1997). The concurrent validity of a classification of dieters with low versus high susceptibility toward failure of restraint. *Addictive Behaviors*, 22(5), 587-597.
- van Strien, T., Breteler, M., & Ouwens, M. (2002). Restraint Scale, its sub-scales concern for dieting and weight fluctuation. *Personality & Individual Differences*, 33, 791-802.

- van Strien, T., Engels, R. C., van Staveren, W. & Herman, C. P. (2006). The validity of dietary restraint scales: Comment on Stice et al. (2004). *Psychological Assessment*, 18(1), 89-94; discussion, 95-89.
- van Strien, T., Herman, C. P., Engels, R. C., Larsen, J. K. & van Leeuwe, J. F. (2007). Construct validation of the Restraint Scale in normal-weight and overweight females. *Appetite*, 49(1), 109-121.
- Wallis, D. J. & Hetherington, M. M. (2004). Stress and eating: The effects of ego-threat and cognitive demand on food intake in restrained and emotional eaters. *Appetite*, 43(1), 39-46.
- Ward, A. & Mann, T. (2000). Don't mind if I do: Disinhibited eating under cognitive load. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(4), 753-763.
- Wardle, J., Steptoe, A., Oliver, G. & Lipsey, Z. (2000). Stress, dietary restraint and food intake. *Journal of Psychosomatic Research*, 48(2), 195-202.
- Williamson, D. A., Martin, C. K., York-Crowe, E., Anton, S. D., Redman, L. M., Han, H., et al. (2007). Measurement of dietary restraint: Validity tests of four questionnaires. *Appetite*, 48(2), 183-192.