

VALIDACIÓN DE LA ESCALA CILC, DE LOCUS DE CONTROL, EN UNA MUESTRA ESPAÑOLA DE PADRES DE NIÑOS HOSPITALIZADOS*

Belén Ochoa**, Charo Repáraz*** y Aquilino Polaino-Lorente****

** Universidad de Navarra, *** Universidad de Navarra, **** Universidad Complutense de Madrid

El objeto del presente estudio es realizar un análisis preliminar de validación de la escala CILC (*Child Improvement Locus of Control scale*) de locus de control, de Devellis, Devellis, Revicki, Lurie, Runyan y Bristol (1985), en una muestra española de padres de niños hospitalizados. El citado instrumento se propone evaluar las creencias de los padres sobre quién o qué factor influye principalmente en la recuperación o curación de un hijo con necesidades específicas de cuidado de la salud. Es decir, se trata de evaluar la causalidad percibida por los padres. La escala consta de cinco dimensiones de locus de control, a saber: Profesionales, Padres, Niño, Dios y Suerte. Los resultados factoriales exploratorios han revelado que este cuestionario manifiesta una estructura de cinco factores consistente con el modelo postulado por los autores. La fiabilidad se encuentra dentro de los límites aceptables. Se ha comprobado que algunos ítems precisarían de modificaciones. No obstante, puede considerarse que este instrumento es adecuado para evaluar las expectativas de los padres.

Validation of the CILC scale, locus of control, in a spanish sample of hospitalized children. The object of the present study is to analyze the preliminary validity of the CILC "locus of control scale" of Devellis, Devellis, Revicki, Lurie, Runyan y Bristol (1985), with a Spanish sample of parents of hospitalized children. The instrument cited above proposes to evaluate the parental belief about who or what factors principally influence the improvement or cure of a child with specific health care needs. In other words, its purpose is to evaluate the above mentioned causes perceived by the parents. The scale consists of five "locus of control" factors: Professionals, Parents, Child, God and Luck or Chance. The factorial results have revealed that this questionnaire shows a structure of five factors consistent with the postulated model by the authors. The reliability falls within accepted limits. It has been seen that some items need revision. Nevertheless, this instrument can be considered adequate in order to evaluate the parental expectations.

En los últimos años, los profesionales de la salud han venido observando que el diagnóstico y tratamiento de ciertas enfer-

medades precisa no sólo de la determinación de su naturaleza (con todas sus posibles especificaciones biológicas), sino también de la evaluación de las creencias del paciente, de sus expectativas y del modo en el que éste y su familia asumen e interpretan los síntomas (Bibace y Walsh, 1980).

Correspondencia: Belén Ochoa Linacero
Departamento de Educación. Biblioteca de Humanidades
Universidad de Navarra
31080 Pamplona (Spain)

El conocimiento, las ideas y las expectativas que el paciente y su familia tengan sobre la naturaleza, origen, curso y pronóstico de la enfermedad, así como de la hospitalización, suponen relevantes implicaciones respecto de su evolución, principalmente en lo referente a la adhesión al tratamiento y curación (Palomo, 1995).

En el ámbito de la enfermedad y hospitalización infantil este fenómeno es muy significativo, con el agravante de que las creencias, expectativas y el conocimiento del paciente pediátrico están, en gran medida, influidas por las de sus padres.

De aquí se deriva la importancia de prestar una especial atención a las expectativas de los padres, para así intentar optimar las posibles influencias parentales negativas sobre las experiencias emocionales de sus hijos enfermos y hospitalizados (Lyman, 1985; Teichman, 1986; Spiegelberg, 1990; Polaino-Lorente y Lizasoáin, 1992; Ochoa y Polaino-Lorente, 1994).

Los padres son, casi siempre, los primeros agentes en promover la salud y el buen estado de los hijos. Ellos son los que los cuidan, los que les proporcionan el acceso a los servicios de salud, además de representar un modelo de las actitudes y conductas que más influyen en la salud de sus hijos. Así mismo, desempeñan un papel crítico en la recuperación de sus hijos enfermos, en el ajuste a la enfermedad, la adhesión al régimen propuesto y la utilización de los servicios de salud (Mechanic, 1980; Drotar, 1981; Levenson, Copeland, Morrow, Pfefferbaum y Silberberg, 1983).

Los padres son los que, además de mediar e intervenir directamente en la recuperación de sus hijos enfermos, establecen un cierto fundamento de aquellos comportamientos relacionados con la salud durante toda la vida y, de este modo, de su futura morbilidad.

Dado que los padres tienen este significativo papel, es sorprendente que apenas

se haya dedicado atención a factores tan relevantes como la promoción de la salud de sus hijos o, la prevención de algunos comportamientos contraproducentes respecto de la misma.

Es preciso afirmar que en la actualidad el conocimiento de estos aspectos está avanzando de manera considerable; no obstante, la investigación al respecto sigue siendo escasa.

En el ámbito anglosajón disponen de instrumentos expresamente diseñados para examinar las expectativas y creencias del paciente y su familia con respecto a la enfermedad y hospitalización (Levenson, 1974 y 1975; Nowicki y Strikland, 1975; Wallston, Wallston, Kaplan y Maides, 1976; Wallston, Wallston y Devellis, 1978); sin embargo, en el contexto hospitalario español apenas si contamos con instrumentos de medida de este tipo.

Entre los instrumentos diseñados en el ámbito anglosajón consideramos particularmente interesante el CILC (*Child Improvement Locus of Control Scale*), desarrollado por Devellis et al. (1985, 1988 y 1993). Esta escala reúne un conjunto de ítems suficientemente representativos de las posibles expectativas de los padres acerca de quién o qué influye principalmente, en la recuperación o curación de un hijo con necesidades específicas de cuidado de la salud.

El fundamento teórico de la escala CILC se encuentra en el concepto de *locus de control* propuesto por Rotter (1966) y desarrollado a través de múltiples investigaciones -tanto teóricas como experimentales- que han ido apareciendo en la literatura científica (Jessor, Carman y Grossman, 1968; Rotter, Change y Phares, 1972; Liebert y Splieger, 1974; Rotter y Hochreich, 1975; Phares, 1976; Weiner, 1972, 1980, 1985, 1986, 1990 y 1991; Ferguson, 1993; Carton y Nowicki, 1994).

La formulación clásica de *locus de control*, como variable definida por Rotter

(1954, 1966 y 1975), hace referencia a la causalidad percibida, es decir, a la manera en la que las personas tienden a explicar sus éxitos y fracasos futuros, en clave de expectativas (Coombs y Schroeder, 1988). Se entiende como el modo en el que los sujetos perciben los acontecimientos y sucesos de sus vidas, y los atribuyen a algo derivado de sus propias acciones (por lo tanto controlado por ellos mismos) o bien desvinculado de su comportamiento (fuera de su control personal).

El constructo "*locus de control*" ha disfrutado de una gran popularidad en la literatura de investigación clínica a lo largo de los 30 últimos años (Rotter, 1966; Phares, 1976; Strickland, 1977; Lefcourt, 1980, 1981 y 1982; Moore, Stambrook y Wilson, 1991; Conesa, 1993). Del mismo modo, se ha producido un gran interés por la elaboración y validación de instrumentos para su evaluación (Nowicki y Strickland, 1975; Levenson, 1974 y 1975; Wallston et al., 1976; Wallston et al., 1978; Lefcourt, Von Baeyer, Ware y Cox, 1979; Furman, 1987; Devellis, Devellis, Blanchard, Klotz, Luchok y Voyce, 1993; Ward, 1994).

Consideramos necesario exponer dos ideas que se derivan del desarrollo producido desde la aparición de la primera escala de evaluación del constructo *locus de control*, ideada por Rotter en 1966:

A) Originalmente el *locus de control* fue concebido de tal manera que una persona podía ser evaluada en una única dimensión. Esta dimensión cubría desde una fuerte creencia de los sujetos en la influencia que pueden ejercer ellos en el desarrollo de futuros acontecimientos, hasta un convencimiento de que las influencias externas -tales como la suerte, el destino o los actos de otras personas- son las causas principales que desencadenan determinados resultados.

Sin embargo, casi desde la aparición del concepto *locus de control* (Crandall, Kat-

korsky y Crandall, 1965) y de forma especial más recientemente (Levenson, 1974 y 1975; Lefcourt et al., 1979; Lefcourt, 1980; Ward, 1994), se ha reconocido la importancia de considerar el *locus de control* como un constructo multidimensional.

El valor de las escalas multidimensionales, con respecto a las unidimensionales, es que los sujetos otorgan una más detallada valoración de sus expectativas de control (por ejemplo, la distinción entre "el destino" y "los otros poderosos", como diferentes factores externos de control); con lo cual, aumenta la capacidad predictora de las escalas al proporcionar una visión más pormenorizada de la percepción de control del sujeto en distintas situaciones.

B) Originalmente el *locus de control* fue concebido de tal forma que una persona era evaluada, de manera global, acerca de cómo era su tendencia habitual para establecer sus expectativas causales.

Actualmente, se opta más por desarrollar escalas que intentan evaluar las expectativas en miembros de poblaciones específicas (Nowicki y Strickland, 1975) o, en sujetos que perciben acontecimientos similares.

Algunos ejemplos son las escalas específicas de salud desarrolladas por Wallston y sus colaboradores (Wallston et al., 1976; Wallston et al., 1978; Devellis, Devellis, Revicki, Lurie, Runyan y Bristol, 1985; Anderson, Devellis, Sharpe y Marcoux, 1994).

El valor de las escalas de contenido específico, con respecto a las de contenido general, es que son más apropiadas para aprovechar mejor el significado de las expectativas de los sujetos en el pronóstico de futuras conductas más concretas, entre miembros de poblaciones más delimitadas y, dentro de un determinado ámbito de percepción de acontecimientos. A la vez, se facilita el estudio teórico de las expectativas.

El CILC se puede considerar como un instrumento derivado de todo este desarrollo protagonizado por el estudio del constructo *locus de control*. Éste ha sufrido diversas formulaciones, modificaciones y versiones a través de los años. Su diseño formal comenzó en 1980 y se ha aplicado en numerosas investigaciones. Los autores han sometido el instrumento a diferentes análisis psicométricos (fiabilidad, análisis factoriales y correlaciones con distintas medidas de *locus de control*) que les han obligado a revisar los ítems, reescribiendo y reformulando unos y añadiendo o eliminando otros.

En la presente investigación se ha empleado la versión del CILC que se publicó en un artículo de 1985 [Puede sorprender al lector el hecho de que no hayamos empleado la versión más reciente del CILC (1993). Hemos procedido así, porque esta última contemplaba una categoría más de *locus de control* referente a “un programa concreto de intervención psicoeducativa sobre los padres de niños hospitalizados”. Nosotros no podíamos introducir esta dimensión sin la previa aplicación del programa.]. La escala ha sido traducida y adaptada al castellano, con el permiso y la supervisión de sus autores, configurando así una versión de la prueba para población de lengua castellana.

Este trabajo constituye un primer paso en el estudio de la validación del constructo propuesto en la escala CILC por Devellis et al. (1985). Concretamente, los objetivos planteados fueron los de estudiar y analizar la estructura interna de la versión castellana del CILC -Escala de *Locus de Control* en Padres de Niños Hospitalizados-, atendiendo a los siguientes pasos:

1.- Obtención de los índices de discriminación de cada ítem y estudio del comportamiento de cada uno de ellos en la versión castellana del instrumento.

2.- Cálculo de la consistencia interna para cada subescala y para el instrumento en su conjunto.

3.- Aproximación al estudio de la dimensionalidad del constructo.

Este trabajo tiene un doble interés. Desde la perspectiva teórica, permite comprobar en qué grado se reproduce la estructura conceptual del instrumento, para así confirmar o no si el modelo teórico propuesto es válido en un contexto cultural y lingüístico diferentes. Desde la perspectiva práctica, de comprobarse una adecuada fiabilidad y validez del constructo medido, permitiría ofrecer a los profesionales de la salud un instrumento de diagnóstico que contemple las expectativas en los padres de niños enfermos y hospitalizados.

El instrumento

El CILC -Escala de *Locus de Control* en Padres de Niños Hospitalizados- es un instrumento de carácter multidimensional que evalúa las creencias de los padres sobre quién o qué influye principalmente en la recuperación o curación de un hijo enfermo y hospitalizado.

La escala consta de 27 ítems que hacen referencia a las siguientes categorías o factores de *locus de control*:

A) *Profesionales*: se refiere a las creencias, por parte de los padres, respecto de si la curación o recuperación de sus hijos está en función o no del esfuerzo que realizan los expertos/profesionales familiarizados con el tipo de problemas que el chico está experimentando (esta subescala la forman los siguientes ítems: 3, 6, 12, 16, 20, 27).

B) *Dios*: representa las creencias de los padres, respecto de si la recuperación de su hijo está en función o no de algún tipo de intervención divina (esta dimensión está configurada por los ítems siguientes: 5, 10, 17, 22).

C) *Padres*: refleja las creencias de los padres sobre si sus propias acciones influyen o no sobre la mejora de la enfermedad de su hijo (esta categoría la forman los items siguientes: 4, 9, 13, 18, 23, 26).

D) *Niño*: manifiesta las creencias de los padres sobre si la recuperación o curación de su hijo depende o no de sus esfuerzos para ayudarse a sí mismo (este factor está configurado por los siguientes items: 1, 8, 11, 14, 21, 24).

E) *Suerte*: hace referencia a las creencias de los padres sobre el hecho de que la evolución positiva de su hijo dependa, preferentemente, de la casualidad, la suerte, el destino, o de otros factores que escapan al alcance del control humano (esta subescala la forman los siguientes items: 2, 7, 15, 19, 25).

Las categorías A), B) y E) representan el *locus de control* externo; por otro lado, las dimensiones C) y D) hacen referencia al *locus de control* interno.

Los padres deben contestar a los 27 items, valorando cada afirmación según una escala tipo Likert de 6 puntos, que va desde 1=total desacuerdo a 6=total acuerdo (la respuesta 2 significa moderado desacuerdo, la 3 ligero desacuerdo, la 4 ligero acuerdo y, la 5 moderado acuerdo).

Este cuestionario puede ser puntuado de dos formas:

— En la primera, cada subescala puntúa por separado, por lo que se obtienen tantas puntuaciones de *locus de control* como dimensiones tiene el instrumento. Entonces, se divide la suma de los resultados totales, obtenidos en cada una de ellas, entre el número de items que la componen.

— En la segunda, se obtienen dos puntuaciones de *locus de control*: interno y externo. En este caso, se divide la suma de los resultados totales, obtenidos en *locus de control* externo y *locus de control* interno respectivamente, entre el número de

items que componen cada una de las dos dimensiones.

Se trata, pues, de una escala de fácil aplicación, cuyo tiempo aproximado de ejecución es de alrededor de unos 15 minutos.

La muestra

El cuestionario fue aplicado a lo largo de 9 meses consecutivos (de abril a diciembre de 1993) a una muestra de 242 padres de niños hospitalizados a causa de sufrir una enfermedad crónica o aguda, en el Servicio de Pediatría de la Clínica Universitaria de Navarra.

La edad de los niños hospitalizados abarcaba un período de los 2 a los 18 años. En todos ellos la hospitalización nunca fue inferior a 7 días.

El proceso de recogida de los datos se llevó a cabo de manera individualizada. Complimentaron el instrumento “el padre”, “la madre” o, “ambos cónyuges juntos”. Se procedía a la aplicación del cuestionario una vez que los ingresos infantiles cumplían los mínimos requisitos muestrales de edad y número de días de hospitalización.

Se trata, pues, de una muestra de carácter incidental, que se constituyó a partir de los sujetos a los que se tuvo acceso. No obstante, éste no es un aspecto significativo en el presente estudio, ya que el objetivo principal era analizar la estructura interna del instrumento, sin pretender inferir ninguna otra conclusión respecto de la población estudiada.

Análisis estadísticos

Se han calculado, en primer lugar, los estadísticos descriptivos para cada uno de los items del cuestionario, así como la correlación que cada uno de ellos guarda con el total de la subescala a la que -en princi-

pio- teóricamente pertenecen, con la intención de obtener los índices de discriminación para cada uno de los ítems. Por otro lado, se han calculado también las matrices de correlación interítems, con objeto de comprobar la cuantía de la relación entre los diferentes elementos de la escala.

Estos análisis permiten un primer conocimiento del comportamiento de cada uno de los ítems que componen la versión castellana del instrumento.

En segundo lugar, se ha calculado el coeficiente de fiabilidad alpha de Cronbach para cada subescala y para el instrumento en su conjunto, obteniéndose de este modo un indicador de la consistencia interna de cada una de las subescalas y de la prueba global.

Una primera aproximación al estudio de la dimensionalidad del constructo se ha realizado a través del análisis factorial clásico. Antes de la aplicación del análisis factorial y como requisitos previos, se han utilizado el test de esfericidad de Barlett y el índice KMO de Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1974).

El test de esfericidad de Barlett se emplea para contrastar la hipótesis de que la matriz de correlaciones obtenida no es una matriz identidad, o lo que es lo mismo, que hay intercorrelaciones significativas entre las variables que justifican el análisis factorial.

El índice KMO se utiliza como medida de adecuación de la muestra, sabiendo que valores bajos en dicho índice desaconsejan la aplicación de este análisis.

Para desarrollar el análisis factorial clásico se han utilizado el método de factorización de ejes principales (Harman, 1976) y el método de factorización de componentes principales (Harman, 1980), ambos incluidos en el paquete de programas estadísticos SPSS-X. Se han aplicado, además, rotaciones factoriales oblicuas, siguiendo el método "Oblimin" (Harman, 1980).

Por último, y todavía dentro del estudio de la dimensionalidad, se ha realizado una aproximación a la bondad de ajuste del modelo.

Resultados

Estudio descriptivo de los ítems

En las tablas 1 y 2 se presentan los estadísticos descriptivos de los ítems individuales correspondientes a cada una de las cinco subescalas del cuestionario de *locus de control* en padres de niños hospitalizados.

En concreto, La tabla 1 recoge los valores medios y las desviaciones típicas de cada uno de los ítems, así como el grado de relación que cada uno de ellos guarda con el total de la dimensión a la que pertenecen, lo que viene a ser un indicador, como ya se ha apuntado, de su grado de discriminación.

Los ítems correspondientes al factor "Niño" tienen una alta correlación con el total de su subescala (dichos coeficientes toman valores entre .6187 y .8192). En la dimensión "Dios" los ítems presentan correlaciones extraordinariamente altas con su factor (valores entre .8781 y .9479). En cuanto a la subescala "Suerte", las correlaciones siguen siendo bastante altas (los resultados varían entre .5278 y .6753). Los ítems correspondientes a la dimensión "Padres" presentan una correlación considerable con el total de su factor (coeficientes entre .4774 y .6393).

Únicamente la subescala "Profesionales" muestra algunos problemas como, por ejemplo, los ítems 12 y 27 que mantienen bajas correlaciones con el total de la dimensión (los valores respectivos son .3553 y .2604).

Este resultado obliga a plantear la revisión de estos dos ítems, puesto que también en el análisis factorial, que se verá más adelante, presentan las saturaciones más bajas con la subescala a la que teóricamente pertenecen.

| <i>Tabla 1</i> Media, desviación típica, correlación ítem-total y fiabilidad para cada una de las subescalas del cuestionario de <i>locus de control</i> , en padres de niños hospitalizados (CILC) | | | |
|--|--------|-------------------|------------------------|
| | Media | Desviación Típica | Correlación ítem-total |
| SUBESCALA NIÑO: Alpha=.8959 | | | |
| Ítem 1 | 3.8678 | 1.8466 | .7962 |
| Ítem 8 | 2.9339 | 1.8230 | .6187 |
| Ítem 11 | 3.4380 | 1.7423 | .7734 |
| Ítem 14 | 3.6198 | 1.8048 | .8192 |
| Ítem 21 | 4.3843 | 1.7982 | .6834 |
| Ítem 24 | 2.9298 | 1.8954 | .6296 |
| SUBESCALA DIOS: Alpha=.9659 | | | |
| Ítem 5 | 4.7645 | 1.8820 | .9122 |
| Ítem 10 | 4.6777 | 1.8900 | .9221 |
| Ítem 17 | 4.2149 | 1.8206 | .8781 |
| Ítem 22 | 4.5124 | 1.8541 | .9479 |
| SUBESCALA SUERTE: Alpha=.8284 | | | |
| Ítem 2 | 2.1364 | 1.6302 | .6297 |
| Ítem 7 | 2.7149 | 1.9123 | .5278 |
| Ítem 15 | 1.8099 | 1.4763 | .6753 |
| Ítem 19 | 1.7521 | 1.4362 | .6089 |
| Ítem 25 | 2.0992 | 1.5747 | .6670 |
| SUBESCALA PADRES: Alpha=.7969 | | | |
| Ítem 4 | 5.6074 | .8141 | .4774 |
| Ítem 9 | 5.4174 | .9702 | .4850 |
| Ítem 13 | 4.884 | 1.3326 | .6065 |
| Ítem 18 | 4.9917 | 1.3201 | .5715 |
| Ítem 23 | 5.5661 | .8031 | .5244 |
| Ítem 26 | 4.6116 | 1.4310 | .6393 |
| SUBESCALA PROFESIONALES: Alpha=.7440 | | | |
| Ítem 3 | 5.2934 | .9427 | .5695 |
| Ítem 6 | 5.7190 | .6597 | .5586 |
| Ítem 12 | 5.5165 | 1.0978 | .3553 |
| Ítem 16 | 5.4380 | .9008 | .4622 |
| Ítem 20 | 5.5579 | .7336 | .6308 |
| Ítem 27 | 5.5992 | 1.0228 | .2604 |

La tabla 2 recoge los valores de las correlaciones obtenidos entre los ítems pertenecientes a cada una de las subescalas propuestas por Devellis et al. (1985).

| <i>Tabla 2</i> Correlaciones entre los ítems de cada una de las subescalas del cuestionario de <i>locus de control</i> , en padres de niños hospitalizados (CILC) | | | | | | |
|--|----------|---------|---------|---------|---------|---------|
| SUBESCALA NIÑO | | | | | | |
| | Ítem 1 | Ítem 8 | Ítem 11 | Ítem 14 | Ítem 21 | Ítem 24 |
| Ítem 1 | - | | | | | |
| Ítem 8 | .5336* | - | | | | |
| Ítem 11 | .6810** | .5134** | - | | | |
| Ítem 14 | .7344** | .5800** | .7723** | - | | |
| Ítem 21 | .7414** | .4078** | .5831** | .6627** | - | |
| Ítem 24 | .5249** | .5486** | .5836** | .5441** | .4280** | - |
| SUBESCALA: DIOS | | | | | | |
| | Ítem 5 | Ítem 10 | Ítem 17 | Ítem 22 | | |
| Ítem 5 | - | | | | | |
| Ítem 10 | .9060** | - | | | | |
| Ítem 17 | .8165** | .8342** | - | | | |
| Ítem 22 | .8993** | .9034** | .8978** | - | | |
| SUBESCALA: SUERTE | | | | | | |
| | Ítem 2 | Ítem 7 | Ítem 15 | Ítem 19 | Ítem 25 | |
| Ítem 2 | - | | | | | |
| Ítem 7 | .4651** | - | | | | |
| Ítem 15 | .5160** | .4510** | - | | | |
| Ítem 19 | .4735** | .3367** | .5804** | - | | |
| Ítem 25 | .52.16** | .4435** | .5632** | .5613** | - | |
| SUBESCALA: PADRES | | | | | | |
| | Ítem 4 | Ítem 9 | Ítem 13 | Ítem 18 | Ítem 23 | Ítem 26 |
| Ítem 4 | - | | | | | |
| Ítem 9 | .5130** | - | | | | |
| Ítem 13 | .3037** | .2480** | - | | | |
| Ítem 18 | .2788** | .2586** | .5160** | - | | |
| Ítem 23 | .4238** | .5103** | .3539** | .3841** | - | |
| Ítem 26 | .3174** | .3833** | .6126** | .5233** | .3041** | - |
| SUBESCALA: PROFESIONALES | | | | | | |
| | Ítem 3 | Ítem 6 | Ítem 12 | Ítem 16 | Ítem 20 | Ítem 27 |
| Ítem 3 | - | | | | | |
| Ítem 6 | .4534** | - | | | | |
| Ítem 12 | .2860** | .2929** | - | | | |
| Ítem 16 | .4295** | .4104** | .1773** | - | | |
| Ítem 20 | .4884** | .5310 | .4394** | - | | |
| Ítem 27 | .2688** | .2075** | .1002 | .1823** | .1886** | - |

Los resultados de las correlaciones entre los ítems para la subescala “Niño”, varían entre .4078 y .7723; para el factor “Dios”, entre .8165 y .9060; para la dimensión “Suerte”, entre .3367 y .5804; para la subescala “Padres”, entre .2480 y .5233; y para el factor “Profesionales”, entre .1002 y .5310.

Dichos valores son todos significativos a un nivel de confianza del 99%. Tan sólo los ítems 12 y 27 vuelven a presentar problemas, al no obtenerse una correlación significativa entre ellos, además de no guardar una gran relación con la subescala a la que pertenecen. Este resultado hace que insistamos en la necesidad de revisar estos ítems.

Si se acude al enunciado de ambos ítems, encontramos lo siguiente:

Ítem 12: “Se necesitan profundos conocimientos científicos, práctica y experiencia para tratar la enfermedad de mi hijo”.

Ítem 27: “Sin la ayuda de profesionales (médicos, enfermeras, etc.) mi hijo no se recuperaría”.

Obsérvese que la forma sintáctica del ítem 12 está formulada en impersonal, siendo el único ítem (de la subescala “Profesionales”) que presenta esta sintaxis. Pensamos que así expresado no hace referencia a las personas concretas sobre las que los padres deben opinar.

Por otro lado, desde el punto de vista semántico, este ítem es también el único que no plantea que los profesionales actúen (“hacen”, “saben”, “dan consejos”, “hacen su labor” y “ayudan”, son las actividades que plantean el resto de los ítems de la subescala). Sólo se pregunta a los padres si los médicos deben cumplir con ciertos requisitos referidos a su preparación y cualificación científica. Es posible que sea por alguno de estos motivos, por lo que el ítem 12 no guarde una correlación significativa con el total de la subescala a la que teóricamente pertenece.

En el ítem 27 sólo encontramos que su forma sintáctica es algo más complicada que la del resto de los ítems; además, no se ha especificado el artículo -“los” profesionales-, con lo que, al no referirse a nadie en concreto, el ítem tiene menos fuerza sobre la posible respuesta de los padres que, seguramente, responden sin referirse a personas concretas y no valoran específicamente a los médicos responsables de sus hijos.

Aún así, el análisis factorial revela (tabla 4) que estos dos ítems saturan en el factor previsto con mayor intensidad que en ningún otro. No obstante, si en futuros trabajos se quisiera optimar el valor de las correlaciones de estos dos ítems con su subescala teórica, se debería pensar en la necesidad de revisarlos, procurando evitar ambigüedades semánticas e incorrecciones sintácticas.

En resumen, se puede afirmar que el comportamiento de los ítems de esta escala es aceptable. Sólo la baja correlación de dos ítems con su correspondiente factor, podría hacer necesaria su revisión para futuras aplicaciones.

Estudio de la fiabilidad

En la tabla 1 se ofrecían, además, los coeficientes de consistencia interna obtenidos para cada una de las subescalas. En principio, todos ellos son aceptables, siendo superiores a un valor de .70 (varían entre .7440 y .9659).

En la tabla 3 se vuelven a retomar los valores de la fiabilidad, en comparación con los obtenidos por Devellis et al. (1985). Puede apreciarse que nuestros coeficientes superan en todos los casos, menos en uno, los aportados por los autores. Únicamente para la subescala “Profesionales”, se ha obtenido un valor intermedio a los que ofrecen los autores antes citados en dos aplicaciones diferentes.

Tabla 3

Índices de fiabilidad y estadísticos descriptivos para cada una de las subescalas del cuestionario obtenidos en el presente estudio, en comparación con los ofrecidos por sus autores

| Subescalas | FIABILIDAD | | MEDIA | | DESVIACION TIP. | |
|------------|-----------------------|------------------|-------------|------------------|-----------------|------------------|
| | Devellis ¹ | Presente estudio | Devellis | Presente estudio | Devellis | Presente estudio |
| Niño | .71/.73 | .90 | 18.09/22.13 | 21.17 | 5.98/6.95 | 8.84 |
| Dios | .83/.80 | .96 | 14.42/19.10 | 18.16 | 5.58/5.20 | 5.64 |
| Suerte | .58/.70 | .83 | 9.53/13.35 | 10.51 | 3.97/6.30 | 6.16 |
| Padres | .79/.78 | .80 | 28.75/30.48 | 31.08 | 5.11/5.35 | 4.77 |
| Profesion | .83/.69 | .74 | 28.87/28.54 | 33.12 | 6.18/5.41 | 3.49 |
| Total | .65/.69 | .77 | | | | |

(1) Los datos de Devellis et al (1985) proceden de dos muestras diferentes

La fiabilidad total de la escala también es alta (.77), siendo el coeficiente obtenido superior a los aportados por Devellis et al. (valores de .65 y .69, respectivamente).

En este apartado del estudio de la fiabilidad, no quisiéramos obviar el poner de manifiesto si los ítems 12 y 27 (que en el estudio descriptivo presentaban algunas dificultades), mantienen también problemas de consistencia interna.

Concretamente, ambos ítems pertenecen a la subescala “Profesionales”, que presenta un α de Cronbach=.7440. Si se eliminan de ese factor los ítems 3, 6, 16 y 20, los coeficientes de fiabilidad de la dimensión “Profesionales” disminuyen de forma considerable (.64, .66, .67 y .63, respectivamente). Sin embargo, si se desechan los ítems 12 y 27, los valores de la consistencia interna para la subescala total, se mantienen casi por igual que cuando se consideran dichos ítems (.71 y .74, respectivamente), lo que significa que éstos apenas aportan precisión a la dimensión, con lo que tal vez se podría prescindir de ellos.

Este dato aconseja, otra vez, la conveniencia de retocar y revisar los ítems 12 y 27 de la escala en futuros trabajos; incluso, tal vez sea recomendable modificar o eliminar alguno de ellos. Aún así, se puede afirmar que esta versión española del CILC presenta una consistencia interna que es adecuada, tanto en cada una de sus subescalas, como en el instrumento globalmente considerado.

En la tabla 3 se han recogido, también, los valores medios y las desviaciones típicas de las subescalas, ofrecidos por Devellis et al. (1985) y los obtenidos en el presente estudio. Puede apreciarse que no se dan grandes diferencias. Únicamente en las dimensiones “Padres” y “Profesionales”, los padres de la muestra española manifiestan una mayor expectativa de control en estos factores. Esta diferencia no tiene otro interés que el de explicar ciertas diferencias en la orientación de control de una muestra de padres con respecto a otras. Recordemos que la muestra 1 de Devellis et al. (1985) hacía referencia a 145 padres de niños autistas, y que la muestra 2 estudiaba 175 padres de niños disminuidos físicos; mientras que nuestra muestra recoge 242 padres de niños hospitalizados, como consecuencia de una enfermedad crónica o aguda.

Aproximación al estudio de la dimensionalidad del constructo: análisis factorial exploratorio

Lo primero que se debe hacer, antes de aplicar un análisis factorial, es comprobar los presupuestos o requisitos previos que deben cumplirse.

En primer lugar, el test de esfericidad de Barlett. Se ha obtenido un valor de ji-cuadrado igual a 3791.0377 ($p=0.000$), lo que supone que nuestra matriz de correlaciones no es una matriz identidad. Existen intercorrelaciones significativas altas, da-

do que el valor hallado en la prueba es alto; en consecuencia, se admite que la matriz de datos obtenida es adecuada para proceder al análisis factorial.

En segundo lugar, se ha calculado el índice. Se obtuvo un $KMO=.78324$ que, según Kaiser, significa que se está ante un índice mediano, próximo a meritorio. Por lo tanto, se comprueba que la matriz de datos era adecuada para proceder a un análisis factorial.

En el presente estudio sobre la dimensionalidad del constructo "*locus de control* en los padres" se ha empleado el análisis factorial clásico o exploratorio, con la intención de contrastar si la agrupación empírica de los ítems de nuestra versión española de la escala en cinco factores, coincide o no con la propuesta por los autores de la escala original.

Las tablas 4 y 5 recogen los resultados obtenidos en la aplicación de dos análisis factoriales exploratorios. Para la interpretación de estas tablas hay que tener en cuenta que los factores se han ordenado de modo que la diagonal venga a estar ocupada por las saturaciones de los ítems que, según se supone, pertenecen a cada una de las subescalas. Estos valores figuran en negrilla y han sido enmarcados. Dentro de cada factor, se han ordenado los ítems, de menor a mayor, siguiendo su número de presentación en el cuestionario, razón por la que las saturaciones dentro de cada subescala no están ordenadas.

En las tablas 4 y 5 se han reseñado los valores correspondientes a todas las saturaciones, con el fin de facilitar cualquier interpretación. Devellis et al. (1985), en su trabajo sobre la escala, ofrecen únicamente las saturaciones de los ítems superiores a .300 en el estudio 1 y, superiores a .320 en el estudio 2 (véase tabla 6), por lo que no es posible saber cuál es el peso que los ítems tienen en el resto de las subescalas o factores que no sean el principal.

La tabla 4, en concreto, recoge los resultados obtenidos al aplicar un análisis factorial exploratorio, siguiendo el método de factorización de ejes principales (PAF, en lo sucesivo), con una rotación oblicua de cinco factores. Este procedimiento fue elegido con el fin de replicar exactamente el análisis realizado por los autores del cuestionario.

Con el método de extracción PAF se ha obtenido una varianza total explicada por los cinco factores del 54.1%. En un intento de procurar optimar este valor se encontró que, siguiendo el método de factorización de componentes principales (PC, en lo sucesivo) con una rotación oblicua también de cinco factores, se alcanzaba una varianza total explicada del 62%, superior al valor aportado por los autores del cuestionario (51%). Por este motivo, se han contemplado los resultados correspondientes a este procedimiento, tal y como se han recogido en la tabla 5.

Los resultados del análisis factorial PAF se podrían resumir del siguiente modo: el 51.85% de las saturaciones en el propio factor son mayores de .70, lo cual es un valor considerable; y, el 48.14% se encuentran en valores inferiores que varían dentro de un rango que va desde .30107 a .68468. Además, es preciso tener en cuenta que ninguno de los ítems satura por encima en otro factor distinto del que teóricamente le corresponde.

Los resultados obtenidos en el análisis factorial PC presentan un mejor ajuste y podríamos resumirlos del siguiente modo: el 70.37% de las saturaciones en el propio factor son mayores de .70, lo que representa un elevado valor; y, sólo el 29.63% toman valores inferiores, entre .40200 y .68948. Tampoco en este caso, ninguno de los ítems satura por encima en cualquier otro factor que sea diferente del que en teoría le corresponde.

Tabla 4

Resultados del análisis factorial exploratorio PAF (factorización de ejes principales) de la escala de locus de control, en padres de niños hospitalizados (CILC)

| | Niño | Dios | Suerte | Padres | Prof. |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ítem 1 | .86582 | -.15332 | -.00150 | -.01569 | .06679 |
| ítem 8 | .64635 | -.04247 | -.17966 | .06756 | .17993 |
| ítem 11 | .82635 | -.02331 | -.16038 | .09384 | .13579 |
| ítem 14 | .88118 | -.13758 | -.06341 | .12343 | .20662 |
| ítem 21 | .75234 | -.20012 | .03622 | -.08797 | .03599 |
| ítem 24 | .65365 | -.04406 | -.17691 | .14886 | .13848 |
| ítem 5 | .11427 | -.93496 | .08501 | -.11151 | .00810 |
| ítem 10 | .09457 | -.94615 | .05767 | -.11468 | -.00843 |
| ítem 17 | .14344 | -.89490 | -.00055 | .03465 | .08500 |
| ítem 22 | .13755 | -.97103 | .03010 | -.06558 | .00814 |
| ítem 2 | .11371 | -.04648 | -.68468 | .02922 | -.24408 |
| ítem 7 | .12017 | -.06953 | -.52935 | -.18356 | -.15213 |
| ítem 15 | .02522 | .04282 | -.81279 | -.02678 | -.07083 |
| ítem 19 | .00975 | .1336 | -.71855 | .03658 | -.16926 |
| ítem 25 | .14060 | .08995 | -.74048 | .04548 | -.07290 |
| ítem 4 | -.07877 | .00378 | .09739 | .56294 | .08264 |
| ítem 9 | .01136 | .07337 | .05513 | .57764 | .11830 |
| ítem 13 | .09813 | .06319 | -.05727 | .68219 | .25419 |
| ítem 18 | .12691 | .08288 | -.05996 | .62123 | .25798 |
| ítem 23 | .14116 | .02852 | .05890 | .59550 | .08780 |
| ítem 26 | .00179 | .04376 | .12137 | .73777 | .22575 |
| ítem 3 | .03999 | -.04957 | .02533 | .25542 | .70702 |
| ítem 6 | .09927 | -.06151 | .17315 | .05867 | .67710 |
| ítem 12 | .18278 | -.00511 | .06547 | .10160 | .46012 |
| ítem 16 | .08362 | -.01017 | .12500 | .18481 | .57174 |
| ítem 20 | .07584 | -.02083 | .10778 | .21632 | .73039 |
| ítem 27 | .04730 | .02979 | .08500 | .05690 | .30107 |

Tabla 5

Resultados del análisis factorial exploratorio PC (factorización de componentes principales) de la escala de locus de control, en padres de niños hospitalizados (CILC)

| | Niño | Dios | Suerte | Padres | Prof. |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ítem 1 | .87781 | -.15755 | -.00980 | -.01504 | .04595 |
| ítem 8 | .71563 | -.03000 | .18648 | .04906 | .19020 |
| ítem 11 | .85384 | -.01543 | .15016 | .08839 | .11832 |
| ítem 14 | .88742 | -.13736 | .05221 | .11585 | .18440 |
| ítem 21 | .79453 | -.21044 | -.05376 | -.08568 | .00864 |
| ítem 24 | .72212 | -.03414 | .18000 | .14412 | .13340 |
| ítem 5 | .10806 | -.95060 | -.08098 | -.10051 | .00211 |
| ítem 10 | .08867 | -.95715 | -.05323 | -.10192 | -.01273 |
| ítem 17 | .13707 | -.92445 | .00267 | .03740 | .07577 |
| ítem 22 | .13108 | -.96947 | -.02881 | -.05658 | .00205 |
| ítem 2 | .11229 | -.05623 | .75231 | .04313 | -.23900 |
| ítem 7 | .12289 | -.08638 | .62321 | -.19259 | -.14456 |
| ítem 15 | .01781 | .04731 | .84271 | -.02717 | -.04306 |
| ítem 19 | .00247 | .14717 | .77994 | .04365 | -.15146 |
| ítem 25 | .13946 | .09860 | .79914 | .05261 | -.05162 |
| ítem 4 | -.09932 | -.01340 | -.10911 | .66649 | .03830 |
| ítem 9 | .00377 | .07152 | -.06228 | .67825 | .07962 |
| ítem 13 | .10046 | .06773 | .06545 | .72639 | .24652 |
| ítem 18 | .13391 | .09075 | .06886 | .68192 | .25036 |
| ítem 23 | .15326 | .02234 | -.07287 | .68948 | .03550 |
| ítem 26 | .00340 | .04423 | .13449 | .76295 | .22134 |
| ítem 3 | .02806 | -.05396 | -.00775 | .24259 | .76412 |
| ítem 6 | .09582 | -.06660 | -.17025 | .03736 | .74165 |
| ítem 12 | .20231 | .00461 | -.06244 | .07880 | .55963 |
| ítem 16 | .07927 | -.00928 | -.12178 | .17357 | .66274 |
| ítem 20 | .06715 | -.02246 | -.09559 | .20953 | .77736 |
| ítem 27 | .04955 | .04620 | -.08867 | .02896 | .40200 |

Todos los ítems saturan con mayor intensidad en el factor previsto que en ningún otro. Si nos detenemos, más concretamente, en el estudio de los ítems 12 y 27, que según el análisis descriptivo aparecían como ítems problemáticos, podemos observar que, en ambos casos, saturan del mismo modo en su subescala teórica (aunque con los valores más bajos) con mayor intensidad que en ninguna otra, no presentando problemas de ubicación factorial en ninguno de los dos análisis.

De la comparación de las tablas 4 y 5 con la tabla 6, podemos inferir que los dos análisis (tablas 4 y 5) ofrecen una clara solución en cinco factores, tal y como estaba previsto por Devellis et al. (tabla 6). Los estudios exploratorios reproducen con notable claridad las dimensiones propuestas por los autores del citado cuestionario.

Por último, Devellis et al. (1985) presentan la estructura del constructo locus de control en cinco dimensiones, que correlacionan entre sí del siguiente modo: [El hecho de que, conceptualmente, los

autores del cuestionario (Devellis et al., 1985) consideren relacionadas las dimensiones del constructo *locus de control*, justifica la aplicación de una rotación oblicua en el análisis factorial exploratorio.] en el estudio 1 correlacionan de manera significativa las dimensiones “Profesionales” con “Padres”, y “Dios” con “Niño” y “Suerte”; en el estudio 2, correlacionan los factores “Padres” con “Niño” y “Suerte” con “Dios” (véase la tabla 7).

Se han encontrado también en nuestro estudio correlaciones significativas entre

| | Prof. | Dios | Padres | Niño | Suerte |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ítem 3 | .493/.563 | | | | |
| ítem 6 | .553/.684 | | | | |
| ítem 12 | .772/.669 | | | | |
| ítem 16 | .646/.567 | | | .384 | |
| ítem 20 | .595/.677 | | | | |
| ítem 27 | .639/.660 | | | | |
| ítem 5 | | .420/.500 | | | |
| ítem 10 | | .818/.849 | | | .476 |
| ítem 17 | | .505/.733 | | | |
| ítem 22 | | .879/.831 | | | |
| ítem 4 | | | .400/.410 | | |
| ítem 9 | | | .616/.523 | | |
| ítem 18 | | | .406/.714 | | |
| ítem 13 | | | .605/.749 | | |
| ítem 23 | | | .673/.783 | | |
| ítem 25 | | | .662/.635 | | |
| ítem 1 | | | | .703/.654 | |
| ítem 8 | | | | .438/.669 | |
| ítem 11 | | | | .662/.753 | |
| ítem 14 | | | | .448/.489 | |
| ítem 21 | | | | .304/.511 | |
| ítem 24 | | | | .452/.324 | |
| ítem 15 | | | | | .330/.670 |
| ítem 19 | | | | | .555/.634 |
| ítem 25 | | | | | .549/.345 |
| ítem 2 | | | | | .301/.665 |
| ítem 7 | | | | | .450/.707 |

| Matriz de correlación entre los factores* | | | | | |
|---|-------|------|--------|------|--------|
| | Prof. | Dios | Padres | Niño | Suerte |
| Profesion. | 1.00 | -.04 | .15 | .15 | -.09 |
| Dios | -.08 | 1.00 | .04 | .13 | .27 |
| Padres | -.30 | .06 | 1.00 | .26 | -.02 |
| Niño | .12 | .31 | .11 | 1.00 | .18 |
| Suerte | -.03 | .27 | -.18 | .12 | 1.00 |

* Las correlaciones que se presentan en la diagonal superior pertenecen al estudio 1; las que se disponen en el triángulo inferior se han obtenido en el estudio 2 de Devellis et al (1985).

las distintas dimensiones del constructo (véase tabla 8). Concretamente, correlacionan significativamente las subescalas “Niño” con “Dios” y “Profesionales”, “Suerte” con “Profesionales” y, “Padres” con “Profesionales”.

En resumen, se puede considerar que la estructura multidimensional del constructo *locus de control* en padres de niños hospitalizados en cinco dimensiones, aparece correctamente reflejada en los análisis exploratorios realizados, confirmándose así los resultados obtenidos en versiones originales por Devellis et al. (1985, 1988 y 1993).

| Matriz de correlación entre los factores | | | | | |
|--|--------|--------|---------|---------|-------|
| | Niño | Dios | Suerte | Padres | Prof. |
| Niño | - | | | | |
| Dios | .1342* | - | | | |
| Suerte | .1062 | -.0342 | - | | |
| Padres | .0870 | -.0633 | -.0099 | - | |
| Prof. | .1454* | .0372 | -.1651* | .2384** | - |

* Valores significativos a un nivel de confianza del 95%

** Valores significativos a un nivel de confianza del 99%

Por último, se ha realizado una prueba para intentar una más rigurosa aproximación a la bondad de ajuste del modelo. Se han obtenido 27 residuales superiores a .05, lo que supone un 20%. La valoración de este resultado es difícil de interpretar, puesto que no se disponen de claras indicaciones acerca del porcentaje máximo permitido de residuales superiores a .05, de manera que se pueda considerar que los datos se ajustan bien al modelo propuesto.

Aún así, y como fruto de una revisión de los distintos resultados obtenidos en diversas investigaciones sobre la bondad de ajuste, se puede afirmar que se ha obtenido un porcentaje bajo de residuales, lo que, por el momento, permite considerar que los datos se ajustan bastante bien al modelo.

Conclusiones e implicaciones

A la vista de los resultados expuestos se puede concluir que el comportamiento de los ítems en esta versión castellana es bueno y aceptable. Sólo la baja correlación de dos ítems (el 12 y el 27) con su factor, podría hacer necesaria su revisión o reformulación para el futuro uso de la escala.

La consistencia interna de cada una de las subescalas y del instrumento en su conjunto son adecuadas, lo que muestra que la escala mide con precisión, es decir, que es susceptible para detectar diferencias interindividuales entre los sujetos investigados.

Por último, se observa que se muestra con notable claridad la consistencia de las cinco dimensiones hipotetizadas por los autores del instrumento (Devellis et al., 1985) y, por ello, la validez de su medición.

Las anteriores conclusiones evidencian que se está en el camino correcto para el estudio de la fiabilidad y validez del constructo de la escala CILC. No obstante, se ha considerado la conveniencia de seguir realizando estudios de validación del ins-

trumento en el futuro, posiblemente a través de análisis factoriales confirmatorios de su estructura interna. También cabría realizar un posterior estudio acerca de las posibilidades predictivas del instrumento, es decir, una comprobación con datos empíricos que confirme o no que una medición precisa del *locus de control* mediante esta escala es relevante para predecir diferencias respecto a la adhesión al tratamiento o curación de los pacientes infantiles hospitalizados.

Por ello, se recomienda cierta prudencia en la utilización de este instrumento en el ámbito de la evaluación del “*Locus de Control* en Padres de Niños Hospitalizados”, puesto que el proceso de validación de la escala todavía es incompleto e inacabado y requiere de más estudios que conduzcan a la consolidación o reformulación de dicho constructo.

Como reflexión final, recordar la importancia de este tipo de trabajos en el ámbito de la atención psico-educativa al niño enfermo y hospitalizado. Hasta que no se disponga de una adecuada y válida instrumentación no será posible conseguir un cierto progreso en este ámbito de investigación. En cierto modo, no es posible la aplicación de un programa de intervención educativa a los padres, si antes no se dispone de medidas válidas y fiables de aquellas variables que queremos modificar, mejorar o transformar, ya que de no ser así, no se podrá conocer ni contrastar el “antes” y el “después” de la aplicación de ningún programa, de manera que pueda evaluarse con datos empíricos su supuesta eficacia.

Nota

* Una versión abreviada del presente estudio fue defendida oralmente como comunicación en el «IV Congreso Internacional de Evaluación Psicológica» (21 al 24 de septiembre, 1994. Santiago de Compostela).

Referencias

- Anderson, L.A.; Devellis, R.F.; Sharpe, P.A. y Marcoux, B. (1994). Multidimensional health locus of control scales. Do they measure expectancies about control or desires for control. *Health Education Research*, 9 (1), 145-151.
- Bibace, R. y Walsh, M.E. (1980). Development of children's concepts of illness. *Pediatrics*, 66, 912-917.
- Bisquerra, R. (1989) Análisis factorial. En R. Bisquerra, *Introducción conceptual al análisis multivariante: un enfoque informático con los paquetes SPSS-X, BMDP, LISREL y SPAD* (pp. 287-346). Barcelona: Ed. PPU, 805 p.
- Carton, J.S. y Nowicki, S. (1994). Antecedents of individual differences in locus of control or reinforcement: a critical review. *Genetic Social and General Psychology Monographs*, 120 (1), 31-81.
- Conesa, P. J. (1993). *Locus de control y causas de satisfacción e insatisfacción en estudiantes universitarios*. Madrid: Ed. de la Universidad Complutense de Madrid, 390 p.
- Coombs, W.N. y Schroeder, H.E. (1988). Generalized locus of control -an analysis of factor analytic data-. *Personality and Individual Differences*, 9 (1), 79-85.
- Crandall, V.C.; Katkovsky, W. y Crandall, V.J. (1965). Children's belief in their own control and reinforcement in intellectual-academic situations. *Child Development*, 36, 91-109.
- Devellis, B.M.; Devellis, R.F. y Spilbury, J.C. (1988). Parental actions when children are sick: the role of belief in divine influence. *Basic and Applied Social Psychology*, 9 (3), 185-196.
- Devellis, R.F.; Devellis, B.M.; Blanchard, L.W; Klotz, M.L.; Luchok, K. y Voyce, C. (1993). Development and validation of the parent health locus of control (PHLOC) scales. *Health Education Quarterly*, 20 (2), 211-225.
- Devellis, R.F.; Devellis, B.M.; Revicki, D.A.; Lurie, S.J.; Runyan, D.K. y Bristol, M. (1985). Development and validation of the child improvement locus of control (CILC) scales. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 3 (3), 307-334.
- Drotar, D. (1981). Psychological perspectives in chronic childhood illness. *Journal of Pediatric Psychology*, 6, 211-228.
- Ferguson, E. (1993). Rotters locus of control scale -a 10-ítem 2- factor model. *Psychological Reports*, 73 (3), 1267-1278.
- Furnham, A. (1987). A content and correlational analysis of seven locus of control scales. *Current Psychological Research and Reviews*, 6 (3), p. 244.
- Jessor, R.; Carman, R.S. y Grossman, P.H. (1968). Expectations of need satisfaction and drinking patterns of college students. *Quarterly Journal of Studies in Alcohol*, 29, 101-116.
- Lefcourt, H. M. (1980). Personality and locus of control. In J. Garber and M.E.P. Seligman (Ed.), *Human helplessness: Theory and applications* (pp. 245-259). New York: Academic Press.
- Lefcourt, H. M. (1981). Research with the locus of control construct: Vol. 1. In H.M. Lefcourt, *Assessment Methods*. New York: Academic Press.
- Lefcourt, H. M. (1982). *Locus of control. Current Trends in Theory and Research*. New York: Lawrence Erlbaum, Ed. Hillsdale.
- Lefcourt, H. M.; Von Baeyer, C.L.; Ware, E.E. y Cox, D.J. (1979). The Multidimensional-Multiattribitional causality scale: the development of a goal specific locus of control scale. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 11, 286-304.
- Levenson, H. (1974). Activism and powerful others: distinctions within the concept of internal-external control. *Journal of Personality Assessment*, 38, 377-383.
- Levenson, H. (1975). Multidimensional locus of control in prison inmates. *Journal of Applied Social Psychology*, 5, 342-347.
- Levenson, P.M.; Copeland, D.R.; Morrow, J.R.; Pfefferbaum, B. y Silberberg, Y. (1983). Disparities in disease-related perceptions of adolescent cancer patients and their parents. *Journal of Pediatric Psychology*, 8, 33-45.
- Liebert, R.M. y Spiegel, M.D. (1974). *Personality: strategies for the study of man*. Homewood: Dorsey.
- Lyman, R.D. (1985). Psychological effects on parents of home and hospital apnea monitoring. *Journal of Pediatric Psychology*, 10 (40), 439.
- Mechanic, D. (1980). The experience and reporting of common physical complaints.

- Journal of Health and Social Behavior*, 21, 146-155.
- Moore, A.D.; Stambrook, M. y WILSON, K.G. (1991). Cognitive moderators in adjustment to chronic illness: locus of control beliefs following traumatic brain injury. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 13 (1), 104.
- Nowicki, S. y Streckland, B.R. (1975). A locus of control scale for children. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 40, 148-154.
- Ochoa, B. y Polaino-Lorente, A. (1994). La indefensión familiar ante el niño canceroso. Comunicación presentada al "Symposium Internacional Educación y Familia, ¿Nuevos Retos del Cambio Social?", Madrid. Libro de Comunicaciones al Congreso, 69.
- Palomo, P. (1995). *El niño hospitalizado: características, evaluación y tratamiento*. Barcelona: Ed. Piramide, 178p.
- Phares, E.J. (1976). *Locus of control in personality*. Morristown, New York: General Learning Press.
- Polaino-Lorente, A. y Lizasoáin, O. (1992). Estudio sobre el estrés y la satisfacción de los padres con la hospitalización infantil. *Acta Pediátrica*, 50 (6), 472-481.
- Rotter, J.B. (1954). *Social learning and clinical psychology*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Rotter, J.B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monograph*, 80, 1-28.
- Rotter, J.B. (1975). Some problems and misconceptions related to the construct of internal versus external control of reinforcement. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 55-67.
- Rotter, J.B. y Hochreich, D.J. (1975). *Personality*. Glenview: Scott Foresman.
- Rotter, J.B.; Chance, J.E. y Phares, E.J. (1972). An introduction to social learning theory. In J.B. Rotter; J.E. Chance y E.J. Phares (Eds.), *Applications of a Social Learning Theory of Personality*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Spiegelberg, P. (1990). Family therapy in the hospital treatment of children and adolescents. *Bulletin of the Menninger Clinic*, 54 (1), 48.
- Strickland, B. (1977). Internal-external control of reinforcement. In T. Blass (Ed.), *Personality Variables in Social Behavior*, (pp. 219-279). New York: Wiley.
- Teichman, Y. (1986). Anxiety reaction of hospitalized children. *British Journal of Medical Psychology*, 59, 375-382.
- Wallston, K.A.; Wallston, B.S. y Devellis, R.F. (1978). Development of the multidimensional health locus of control (MHLC) scales. *Health Education Monographs*, 6, 160-170.
- Wallston, K.A.; Wallston, B.S.; Kaplan, G.D. y Maides, S.A. (1976). Development and validation of the health locus of control (HLC) scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 44, 580-585.
- Ward, E.A. (1994). Construct validity of need for achievement and locus of control scales. *Educational and Psychological Measurement*, 54 (4), 983-992.
- Weiner, B. (1972). *Theories of motivation: from mechanism to cognition*. Chicago: Rand McNally.
- Weiner, B. (1980). *Human motivation*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, 92 (4), 548-573.
- Weiner, B. (1986). *An attributional theory of motivation and emotion*. New York: Springer-Verlag.
- Weiner, B. (1990). History of motivational research in education. *Journal of Educational Psychology*, 82 (4), 616-622.
- Weiner, B. (1991). Metaphors in motivation and attribution. *American Psychologist*, 46 (9), 921-930.

Aceptado el 29 de marzo de 1996