
**ESCALA DE PENSAMIENTO MÁGICO (EPM):
I. ESTRUCTURA FACTORIAL,
CONSISTENCIA INTERNA Y VALIDEZ DE CONTENIDO**

**Magical Thought Scale (MTS):
I. Factorial structure, internal consistency,
and content validity**

José Moral de la Rubia
Universidad Autónoma de Nuevo León¹

Resumen

El objetivo del presente trabajo fue presentar el desarrollo de una escala que mide el grado de conformidad con las creencias y manifestaciones propias del pensamiento mágico, centrándose en la estructura factorial, consistencia interna y validez de contenido. Se empleó una muestra aleatoria de población general adulta de 837 sujetos. De los 42 reactivos iniciales, se seleccionaron 24, con los que se definió una estructura de dos factores relacionados. La consistencia de la escala y sus factores fueron altas. Los índices de ajuste para el modelo de dos factores relacionados con 12 indicadores cada uno fueron de buenos a adecuados. El ajuste mejoraba con una simplificación a seis indicadores por factor, aunque se perdía validez de contenido. Se concluye que es un instrumento fiable, válido estructuralmente y que cubre un contenido amplio de creencias propias del pensamiento mágico, ya sea en sus formatos de 24 o de 12 reactivos.

Indicadores: Pensamiento mágico; Estructura factorial; Consistencia interna; Creencias paranormales; Superstición.

ABSTRACT

The aim of this paper is to present the development of a scale that measures the degree of conformity with the beliefs and manifestations of the magic thought, being centered in the factor structure, internal consistency and con-

¹ Facultad de Psicología, c/Mutualismo 110, Col. Mitras Centro, 64460 Monterrey, N.L., México, tel. y fax (818)83-48-37-81, correo electrónico: jose_moral@hotmail.com. Artículo recibido el 30 de septiembre de 2008 y aceptado el 26 de abril de 2009.

tent validity. A sample of 837 subjects was used. Twenty-four items were selected out of 42. A structure of two related factors was defined. The consistencies of the scale and its factors were high. The fit indexes for the model of two factors related with 12 indicators each, were from good to appropriate. The adjustment improved with a simplification to six indicators for each factor, although some content validity was lost. It is concluded that it is a reliable, structurally valid instrument and covers a wide content of beliefs of the magic thought, either in its format of 24 or 12 items.

Keywords: Magic thought; Factor structure; Internal consistency; Paranormal beliefs; Superstition.

INTRODUCCIÓN

Desde la perspectiva psicológica, se puede considerar al pensamiento mágico como un tipo de razonamiento causal no científico que recurre a fuerzas y agentes sobrenaturales para explicar los fenómenos naturales, ya sean cotidianos o extraordinarios. Así, en el presente estudio se define el pensamiento mágico como la tendencia a atribuir intenciones y voluntad a fenómenos inanimados, a explicar fenómenos naturales por medio de causas y fines sobrenaturales, y a creer en poderes sobrenaturales y entes invisibles que actúan sobre el mundo físico. Una manifestación del pensamiento mágico es la superstición, la cual se centra en cuestiones de suerte, destino, salud y prevención del daño sobrenatural. Del mismo modo, las denominadas creencias sobrenaturales, supernaturales o paranormales son formas de acercarse al pensamiento mágico a través de su externalización o manifestación cultural (Eysenck y Sargent, 1993; Irwin, 1993; Moscovici, 1992).

Hay una clara tendencia a vincular las creencias en lo paranormal con un desequilibrio o debilidad mental, tal como se puede apreciar en el trabajo de Zusne y Jones (1982). Sin embargo, hay autores que se han esforzado en mostrar la diversidad de rasgos entre los creyentes (Irwin, 1993, 1997) y perfiles diferenciales en función del contenido de las creencias (Wiseman y Watt, 2004).

El objetivo del estudio que se presenta fue desarrollar una escala que midiese el grado de conformidad con las creencias y manifestaciones propias del pensamiento mágico, a la cual se denominó Escala de Pensamiento Mágico (EPM). Este artículo se centra en la determinación de su estructura factorial, consistencia interna y validez de contenido.

MÉTODO

Participantes

El estudio empleó tres muestras aleatorias, extraídas de adultos de la población general que vivían en dos ciudades del norte de México. De la muestra normativa de 837 sujetos, donde se aplicó la escala EPM con sus 42 reactivos originales, 63% fue extraído del estado de Nuevo León y 34% de Baja California, correspondiendo a la población urbana. La media de edad fue de 31 años, con una desviación estándar de 13 y un rango de 16 a 67 años. El 1% de la muestra dijo pertenecer a clase baja, 21% a la media-baja, 64% a la media-media, 13% a la media-alta y 1% a la alta. El 4% tenía estudios de primaria, 17% de secundaria, 39% de media superior, 36% de licenciatura y 4% de posgrado, correspondiendo al nivel cursado, pero no necesariamente al grado obtenido. El 78.6% de la muestra era de religión católica, 10.8% no pertenecía a ninguna religión sin declararse atea, 6.6% era evangélica y bíblica no judía, 1.6% tenía otra confesión religiosa (musulmana, judía, budista) y 2.5% se definió como atea. Si se excluye al 11% de personas con creencias religiosas indefinidas (por ejemplo, católicos descontentos), 88% eran católicos, 7% cristianos y bíblicos, 2% pertenecían a otras religiones y 3% eran no creyentes. Los datos demográficos de la encuesta son equivalentes con los de los estados de Nuevo León y Baja California en cuanto a sexo, edad (32 años de promedio en el grupo poblacional de 16 a 65 años) y religión. El promedio de escolaridad en el estado de Nuevo León fue de 9.4 años, que corresponde a estudios medios superiores sin terminar. La media, mediana y moda de la muestra correspondió a este nivel. La clase social no puede compararse con las estadísticas oficiales al basarse en definiciones operacionales muy distintas. La muestra fue levantada a lo largo de un mes.

Aparte, se usaron dos muestras pequeñas independientes no probabilísticas, de 30 sujetos cada una, para evaluar la comprensión de los reactivos, ambas levantadas en la ciudad de Monterrey y su zona conurbana, y compuestas por 15 mujeres y 15 hombres, todos ellos con estudios de primaria. La media de edad fue de 31 años en la primera, con una desviación estándar de 12 y un rango de 18 a 59 años. En la segunda, la media fue de 34, con una desviación estándar de 13 y un rango de 18 a 61 años.

Instrumentos

Escala de Pensamiento Mágico (EPM): Se partió de un conjunto de 42 reactivos. Cinco de ellos fueron modificados por problemas en su comprensión. Tras el estudio de las propiedades psicométricas de estos 42 reactivos, se decidió reducir la escala a 24 ítems (formato extenso) o 12 (formato breve). Los reactivos tienen un formato tipo Likert con siete puntos de rango, tres en cada polaridad y uno intermedio. Se puntúan de 1 (totalmente en desacuerdo) a 7 (totalmente de acuerdo). La mitad está redactada en sentido de conformidad con respuestas racionales, y la otra mitad con respuestas de tendencia al pensamiento mágico. La escala puntúa en sentido de pensamiento mágico, por lo que la mitad de los reactivos con respuestas racionales son invertidos en su puntuación.

Procedimiento

En la evaluación de la comprensibilidad de los reactivos, se requería en cada uno que al menos el 85% de los sujetos señalaran que era comprensible. Una vez hechas las correcciones con las sugerencias de la muestra, se repetía el proceso hasta lograr el mínimo de 85%. Cabe señalar que se tuvo que repetir sólo una vez. Las dos muestras se compusieron de sujetos voluntarios no remunerados que fueron contactados por los alumnos de licenciatura entre familiares, conocidos y amigos. Los alumnos aplicaron la evaluación, estando presentes en el momento que el sujeto contestaba al cuestionario.

Cada sujeto de la muestra normativa ($n = 837$) fue contactado individualmente, siendo todos ellos independientes entre sí en términos de lazos familiares, laborales u ocupacionales. Se dejaba el cuestionario para ser respondido por el sujeto y se recogía al día siguiente o poco tiempo después.

Se procedió a seleccionar los reactivos de acuerdo con la estructura factorial buscando la unidimensionalidad, destacándose como propiedad la comunalidad inicial. En primer lugar, se determinó la estructura factorial por una técnica exploratoria. Como método de extracción se optó por el de mínimos cuadrados generalizados. El número de factores se fijó con base en dos criterios: autovalores mayores o iguales a 1 antes de la extracción (criterio Kaiser) y punto de inflexión de la curva de sedimentación de los autovalores (criterio de Cattell). La solución factorial se rotó por el método Oblimin. En segundo lugar, se procedió a confirmar la estructura factorial (de dos factores relacionados con

doce indicadores cada uno) y se propuso un modelo simplificado de indicadores (seis por factor) y ajuste mejorado por análisis factorial confirmatorio. Este análisis se realizó desde la matriz de correlaciones. Se empleó el método de mínimos cuadrados generalizados (GLS) para estimar los parámetros y función de discrepancia. Los errores se consideraron independientes entre sí. Para la valoración del ajuste se consideraron doce índices. A continuación se especifican dichos índices, adjuntando los valores de interpretación entre paréntesis. A la izquierda, los valores indican buen ajuste; a la derecha, mal ajuste, y dentro del intervalo, un ajuste adecuado (Moral, 2006a). Como estadísticos descriptivos básicos se usaron cuatro: función de discrepancia ($2 \geq FD > 3$), chi-cuadrada ($.05 \leq p \text{ de } x^2 < .01$), cociente de la x^2 por sus grados de libertad ($2 \geq x^2/gf > 3$) y residuo estandarizado cuadrático medio ($.05 \geq RMSSR > .075$). Como índices poblacionales de ajuste basados en la no centralidad (en su estimación media) se manejaron tres: parámetro de no centralidad poblacional ($1 \geq PNCP > 2$), error cuadrático medio de aproximación ($.05 \geq RMSEA > .075$) e índice de no centralidad de McDonald ($.90 \leq McI < .80$). Además, se consideraron cinco índices para una sola muestra: índice de bondad de ajuste de Joreskog ($.95 \leq GFI < .85$), índice de bondad de ajuste corregido de Joreskog ($.90 \leq AGFI < .80$), criterio de Akaike, criterio bayesiano de Schwarz y criterio de validación cruzada de Browne-Cudeck ($\leq 1, > 2$). La validez de contenido se juzgó para el conjunto de reactivos de la escala. Los cálculos estadísticos se hicieron con el SPSS, versión 16, salvo el análisis factorial confirmatorio, que se ejecutó con el programa Statistica, versión 7.

RESULTADOS

Tras estipularse una definición del constructo (tendencia a atribuir intenciones y voluntad a fenómenos inanimados, a explicar fenómenos naturales por medio de causas y fines sobrenaturales, y a creer en poderes sobrenaturales y entes invisibles que actúan sobre el mundo físico), y desde una concepción unidimensional del pensamiento mágico, un grupo de ocho expertos en Psicología Social y de la Salud generaron 42 reactivos tipo Likert. A continuación, estos fueron evaluados por una muestra de 30 sujetos (con estudios de primaria) en relación a su comprensibilidad, siendo necesario modificar la redacción de cinco de ellos. Tras la realización de los cambios, los 42 reactivos fueron nuevamente sometidos a un juicio de comprensibilidad por otra muestra

de 30 sujetos, independiente de la primera, lográndose que todos alcanzaran un porcentaje mínimo de comprensión de 85% (Tabla 1). En la elaboración de los reactivos no se retomó la sugerencia hecha por Wiseman y Watt (2004) de distinguir entre supersticiones y creencias paranormales positivas y negativas, ya que el criterio de demarcación semántico se juzgó muy ambiguo y se logró consensuar uno más claro.

El 92% de los sujetos a los que se les entregó un cuestionario lo respondió. Los motivos para no hacerlo entre el 8% restante (75 casos) fueron, a saber: falta de tiempo (59%, 44 de 75), desidia (23%, 17 de 75) y otros motivos, como rechazo de la encuesta o desconfianza (18%, 14 de 75). Dentro de la muestra normativa, el porcentaje de valores perdidos en cada uno de los 42 reactivos fue bajo, variando de 0% (reactivos 7, 9, 16, 18, 34, 35, 39 y 40) a 4.18% (reactivo 38) en la muestra normativa de 837 sujetos. La media de estos porcentajes alcanzó un valor de 1.59%, la desviación estándar de 1.16%, mediana de 1.61% y moda de 0% (8 de 42 elementos) (ver Tabla 1). Los valores perdidos fueron sustituidos por la media en la variable.

Tabla 1. Porcentaje de comprensibilidad y casos perdidos de los 42 reactivos finales.

REACTIVOS	Comp.	VP
1. Evito cruzarme con gatos negros.	0.00	1.43
2. Barrer con hojas de pirul es efectivo para curar el susto (espanto).	86.67	3.70
3. La magia negra sólo daña por sugestión y uso de venenos.	100.00	1.00
4. La aparición de una persona tras su muerte indica que su espíritu no descansa en paz.	0.00	2.75
5. Todo fenómeno aparentemente sobrenatural tiene su explicación racional.	93.33	1.19
6. Los muñecos de vudú pueden dañar a cualquier persona.	93.33	1.79
7. El mal de ojo es una completa tontería.	100.00	0.00
8. Pensar que la suerte está provocada por malas vibras es absurdo.	96.67	1.55
9. Se puede predecir el futuro por el tarot o cartas astrales.	93.33	0.00
10. Hay gente realmente salada que trae mala suerte.	90.00	3.46
11. Las herraduras, patas de conejo y cosas así carecen de todo poder para atraer la buena suerte.	96.67	2.39
12. El hecho de tocar madera o tirar sal quita la mala suerte.	90.00	1.19
13. Tras la muerte de una persona, las apariciones de su espíritu son meras visiones producto del duelo por su pérdida.	93.33	1.67
14. Consulto el horóscopo para saber si tendré un buen día.	93.33	1.07

Continúa...

15. El que una persona se recupere de una enfermedad en estado terminal evidentemente es un hecho sobrenatural.	90.00	0.96
16. Las curaciones con piedras y pirámides de energía son puro engaño.	100.00	0.00
17. Hay gente que posee habilidades sobrenaturales para predecir el futuro.	93.33	0.84
18. La gente pierde su tiempo acudiendo a la brujería.	100.00	0.00
19. Debe existir alguna razón sobrenatural para que a algunas personas les sucedan desgracias continuamente.	86.67	3.23
20. Las curaciones milagrosas son efecto de la sugestión y las creencias.	96.67	1.31
21. Jamás me intereso por los horóscopos.	96.67	1.92
22. Uso amuletos, como ponerme un suéter determinado, para los exámenes.	90.00	2.75
23. La magia es pura ilusión y fantasía.	96.67	2.15
24. Creo que hay casos no resueltos por la policía que tienen una explicación sobrenatural.	90.00	1.07
25. Algunas enfermedades inexplicables para la ciencia son provocadas por entes malignos.	86.67	4.06
26. Aunque haya que dar un largo rodeo, evitaría pasar por lugares que dicen que están embrujados.	90.00	1.79
27. Evito hacer cosas en martes 13.	93.33	2.27
28. Los horóscopos, el tarot o las cartas astrales son charlatanería.	100.00	2.03
29. Jugar con la tabla ouija es peligroso porque puede atraer espíritus malignos.	86.67	2.63
30. Quienes dicen haber sido secuestrados por extraterrestres, alucinan o inventan.	93.33	2.27
31. Las casas embrujadas son producto del temor y la superstición.	100.00	0.60
32. A veces, cuando no aparece algo por ninguna parte, puede que se esté divirtiendo con nosotros un espíritu burlón.	93.33	2.39
33. El que se pueda hacer daño conjurando fuerzas o espíritus malignos es mera creencia.	96.67	1.67
34. Nunca paso por debajo de una escalera porque trae mala suerte.	90.00	0.00
35. Las personas poseídas por el diablo son enfermos mentales.	100.00	0.00
36. La brujería es mentira.	93.33	0.84
37. Jamás iría a que me leyera el futuro con las cartas.	93.33	1.79
38. Hay lugares y días en los que te puedes cargar de energía positiva, como en las pirámides durante el solsticio de primavera.	90.00	4.18
39. Nadie te puede dañar solamente con su pensamiento.	100.00	0.00
40. Cuando me ocurre algo extraño, jamás lo atribuyo a causas sobrenaturales.	100.00	0.00
41. Si rompo un espejo, nunca tomaría en serio que me traerá siete años de mala suerte.	100.00	0.72
42. El huevo es efectivo para curar el mal de ojo.	86.67	2.15

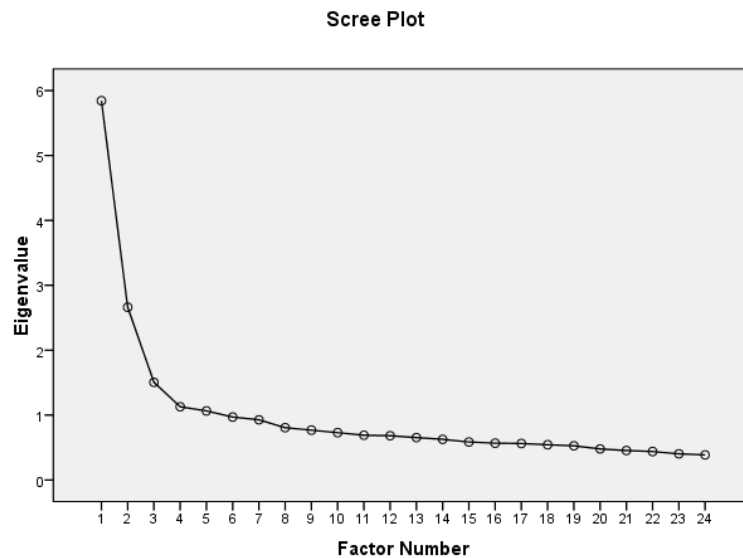
Comp: Porcentaje de comprensibilidad en la muestra de 30 sujetos con estudios de primaria.

VP: Porcentaje de valores ausentes o perdidos en la muestra normativa de 837 sujetos.

Estructura factorial, selección de reactivos y consistencia interna

Del conjunto de métodos que sustituyen los unos de la diagonal principal de la matriz de correlaciones por una estimación de la comunalidad, el de mínimos cuadrados generalizados ofrecía valores más altos de saturación, por lo cual se empleó. Con base en la regla K1 de Kaiser, se definen diez factores que explican 39.56% de la varianza total y, con base en el criterio de Cattell, se pueden reducir a cinco, que explican 31.42% de la varianza total. Los factores son difíciles de interpretar por una mezcla heterogénea de contenidos; no obstante, al rotar la solución por un método no ortogonal (Oblimin), se observa que los distintos factores agrupan de forma homogénea sólo reactivos redactados en sentido directo o en sentido inverso, y que los factores con reactivos directos correlacionan de forma más fuerte entre sí que con los factores con reactivos inversos. Si se aplica un análisis de segundo orden a las puntuaciones factoriales obtenidas por el método de regresión, una vez rotada la matriz factorial por el método Oblimin, se definen dos factores que presentan una correlación significativa y moderada-baja. En una dimensión se agrupan los factores con reactivos directos, y en la otra los factores con reactivos inversos, ya sea que se manejen diez o cinco factores de primer orden. Si con los 42 reactivos se fuerza la solución a dos factores y se rota por el método Oblimin, el primer factor agrupa los reactivos directos y el segundo los inversos, con una correlación entre ambos factores de .363. Esta solución de dos factores con 42 reactivos explica 25.54% de la varianza total. Los resultados de dos factores, definidos por consistencia de las respuestas y no por homogeneidad de contenidos, son compatibles con la interpretación unidimensional que se busca. A fin de lograr una definición más clara del modelo y obtener saturaciones mayores a .40, se eliminan los reactivos con comunalidades iniciales menores a .30, quedando 24 de los 42 iniciales: 1, 2, 7, 9, 10, 12, 14, 16, 18, 19, 21, 23, 24, 25, 28, 29, 33, 34, 36, 37, 39, 40, 41 y 42.

Con los 24 reactivos seleccionados, factorizando por mínimos cuadrados generalizados, rotando la matriz factorial por método Oblimin y fijando el número de factores por el criterio de Cattell, se define una estructura de dos factores relacionados que explica 31% de la varianza total (Figura 1).

Figura 1. Curva de sedimentación de los 24 autovalores.

El primer factor se interpreta como el patrón de respuesta a las doce preguntas formuladas en sentido racional (7, 16, 18, 21, 23, 28, 33, 36, 37, 39, 40 y 41), y el segundo como patrón de respuesta a las doce preguntas formuladas en sentido de pensamiento mágico (1, 2, 9, 10, 12, 14, 19, 24, 25, 29, 34 y 42). Los dos factores muestran una correlación significativa de .381. De ahí que al nivel de interpretación se valida el modelo unidimensional propuesto (Tabla 2).

Tabla 2. Matrices de patrones y estructural para los 24 reactivos seleccionados.

REACTIVOS	Patrones		Estructural	
	F1	F2	F1	F2
1. Evito cruzarme con gatos negros.	-.106	.570	.119	.528
2. Barrer con hojas de pirul es efectivo para curar el susto (espanto).	-.073	.553	.146	.524
7. El mal de ojo es una completa tontería.	.406	.085	.439	.245
9. Se puede predecir el futuro por el tarot o las cartas astrales.	.117	.578	.345	.624
10. Hay gente realmente salada que trae mala suerte.	-.050	.587	.182	.567
12. El hecho de tocar madera o tirar sal quita la mala suerte.	.077	.565	.300	.595
14. Consulto el horóscopo para saber si tendré un buen día.	.095	.536	.307	.574
16. Las curaciones con piedras y pirámides de energía son puro engaño.	.517	.002	.518	.207

Continúa...

ESCALA DE PENSAMIENTO MÁGICO (EPM). I: ESTRUCTURA FACTORIAL, CONSISTENCIA INTERNA Y VALIDEZ DE CONTENIDO

18. La gente pierde su tiempo acudiendo a la brujería.	.629	-.088	.594	.161
19. Debe existir alguna razón sobrenatural para que algunas personas les sucedan desgracias continuamente.	.073	.519	.278	.548
21. Jamás me intereso por los horóscopos.	.402	.092	.439	.251
23. La magia es pura ilusión y fantasía.	.585	-.055	.563	.177
24. Creo que hay casos no resueltos por la policía que tienen una explicación sobrenatural.	.167	.381	.317	.447
25. Algunas enfermedades inexplicables para la ciencia son provocadas por entes malignos.	.028	.549	.245	.560
28. Los horóscopos, el tarot o las cartas astrales son charlatanería.	.561	.046	.579	.268
29. Jugar con la tabla ouija es peligroso porque puede atraer espíritus malignos.	.018	.408	.179	.415
33. El que se pueda hacer daño conjurando fuerzas o espíritus malignos es mera creencia.	.516	.049	.535	.253
34. Nunca paso por debajo de una escalera porque trae mala suerte.	-.053	.535	.158	.514
36. La brujería es mentira.	.550	.060	.574	.278
37. Jamás iría a que me leyeran el futuro con las cartas.	.593	.048	.612	.282
39. Nadie te puede dañar solamente con su pensamiento.	.582	-.020	.574	.210
40. Cuando me ocurre algo extraño, jamás lo atribuyo a causas sobrenaturales.	.688	-.042	.671	.230
41. Si rompo un espejo, nunca tomaría en serio que me va a traer siete años de mala suerte.	.604	-.059	.580	.180
42. El huevo es efectivo para curar el mal de ojo.	-.004	.540	.209	.538

Método de extracción: Mínimos cuadrados generalizados.

Método de rotación: Oblimin con normalización Kaiser. La rotación convergió en la quinta iteración.

Con base en el criterio de Kaiser, se definieron cinco factores que explicaban 40% de la varianza total de los 24 reactivos, pero su interpretación era confusa al mezclarse los contenidos. Como se observó antes con los 42 reactivos, tras una rotación no ortogonal los factores agrupan solo reactivos directos o inversos; además, los factores con reactivos directos correlacionan más fuerte entre sí y de forma más débil con los factores con reactivos inversos, y viceversa. Al realizar un análisis factorial de segundo orden con las puntuaciones de los estos cinco factores (obtenidas por el método de regresión), por el criterio Kaiser y una rotación Oblimin, se definieron dos factores relacionados, con una correlación de .405. Por una parte, la dimensión definida por los factores de primer orden que agrupan reactivos directos, y por otra parte la dimensión definida por factores de primer orden que agrupan reactivos inversos. Con este modelo factorial de segundo orden, se mantiene la hipótesis nula de ajuste a los datos ($\chi^2 = .442$, g.l. = 1, $p = .506$).

Con los 24 reactivos seleccionados se puede justificar incluso un factor único en la solución sin rotar (Moral, 2006b). El primer factor explica casi tres veces más varianza que el segundo (21.96 vs. 8.71, es decir, 2.52:1) y cada uno de los 24 reactivos presenta su saturación más alta y mayor a .30 en este primer factor, salvo el reactivo 1, que satura con un valor de .392 en el segundo factor y .367 en el primero.

Por análisis factorial confirmatorio se contrastaron tres modelos con los 24 reactivos seleccionados: 1) de dos factores relacionados (24-2F), 2) de dos factores jerarquizados a uno de orden superior (24-FG-2F) y 3) de un factor (24-FG) (Tabla 3). El modelo unifactorial es el que presenta peores propiedades de ajuste de los tres. Los índices de ajuste son iguales para el modelo de dos factores relacionados y el jerarquizado. Con valores buenos resultaron tres indicadores (FD, PNCP y AGFI), y siete aceptables (RMS SR, RMS EA, McI, GFI, AIC, SBC y CVI). No obstante, el modelo se rechazó por la prueba chi-cuadrada ($p = .000$), y el cociente de la chi-cuadrada por sus grados de libertad también reflejó mal ajuste ($833.72/251 = 3.32$). Así, se optó por reducir el número de indicadores por factor para mejorar el ajuste (Tabla 3). Considerando que los valores de ajuste óptimos se logran con tres o cuatro indicadores por factor (Moral, 2006a), en primer lugar se optó por seis indicadores para el factor de respuestas en sentido racional (18, 28, 37, 39, 40 y 41) y seis para el factor de respuestas en sentido irracional (9, 10, 12, 14, 19 y 25), aquellos con saturaciones o parámetros más altos. Por el método de mínimos cuadrados generalizados se obtienen unos índices de ajuste con valores de buenos (FD, RMS SR, PGI, APGI, AGFI, CFI y Δ) a aceptables (RMS EA, GFI, NNFI y NFI). No obstante, debe señalarse que el ajuste de ninguno de los dos modelos se mantiene por el estadístico χ^2 de Pearson ($p = .000$) y que el cociente entre la chi-cuadrada y sus grados de libertad es mayor a 3 (4.996). Al no lograrse con las subsiguientes reducciones de indicadores un valor de χ^2 bajo que le corresponda una p mayor o igual a .01, ni un cociente entre el estadístico χ^2 y sus grados de libertad menor a 3, y además al irse perdiendo consistencia y contenido, se optó por manejar la escala con doce indicadores (extensa) o seis (breve) por factor. Al resultar iguales los índices de ajuste para el modelo jerárquico y de dos factores relacionados, se tomaron estos indistintamente (véase Tabla 3).

Si se factorizan los doce reactivos seleccionados (escala reducida) por un análisis factorial exploratorio, con base en el criterio de Kaiser se definen dos factores que explican 36.29% de la varianza total.

Tabla 3. Índices de ajustes.

Índices de ajuste	Interpretación		Modelo			
	Malo	Bueno	24-F2	24FS-2F	24-FG	12-F2
Descriptivos básicos						
FD	> 3	≤ 1	0.997	0.997	1.228	0.266
x ² (GLS)			833.720	833.720	1026.379	222.412
g.l.			251.000	251.000	252.000	53.000
p	< .01	≥ .05	0.000	0.000	0.000	0.000
x ² /g.l.	> 3	< 2	3.321	3.321	4.073	4.196
RMS SR	> .08	≤ .05	0.075	0.075	0.110	0.062
Basados en la no centralidad (estimaciones medias)						
PnCP	> 3	< 1	0.697	0.697	0.926	0.203
RMS EA	> .08	≤ .05	0.053	0.053	0.061	0.062
Mcl	< .80	≥ .90	0.842	0.842	0.729	0.904
Otros (Sólo disponible para contraste con una muestra)						
GFI	< .85	> .95	0.917	0.898	0.898	0.956
AGFI	< .80	≥ .90	0.901	0.878	0.878	0.935
AIC	> 2	≤ 1	1.114	1.343	1.343	0.326
SBC	> 2	≤ 1	1.392	1.614	1.614	0.467
CVI	> 2	≤ 1	1.118	1.346	1.346	0.327

Índices de ajuste: **FD**: Función de discrepancia; **x² (GLS)**: Chi-cuadrada del modelo estimado por Mínimos Cuadrados Generalizados, **g.l.**: Grados de libertad de x²; **p**: Probabilidad de x²; **x²/g.l.**: Cociente entre chi-cuadrada y sus grados de libertad; **RMS SR**: Raíz cuadrada de la media cuadrática de los residuos estandarizados o residuo estandarizado cuadrático medio; **PnCP**: Parámetro de no centralidad poblacional; **RMS EA**: Raíz cuadrada de la media cuadrática de los errores de aproximación o error cuadrático medio de aproximación; **Mcl**: Índice de no centralidad de McDonald; **GFI**: Índice de bondad de ajuste de Joreskog; **AGFI**: Índice de bondad ajustado de ajuste de Joreskog; **AIC**: Índice de información de Akaike; **SBC**: Criterio bayesiano de Schwarz; **CVI**: Índice de validación cruzada de Browne-Cudek.

Modelos:

24-F2: Dos factores relacionados con 12 indicadores cada uno F1: e7, e16, e18, e21, e23, e28, e33, e36, e37, e39, e40 y e41; F2: e1, e2, e9, e10, e12, e14, e19, e24, e25, e29, e34 y e42.

24FS-2F: Dos factores con 12 indicadores cada uno determinados por un factor de orden superior.

24-FG: Un factor general con 24 indicadores.

Empleando como método de extracción mínimos cuadrados generalizados y con una rotación Oblimin, se tienen por una parte los reactivos inversos (18, 28, 37, 39, 40 y 41) y por la otra los directos (9, 10, 12, 14, 19 y 25), siendo la correlación de los dos factores directa, significativa y moderada (.412).

Los valores de consistencia interna de los 24 reactivos y de los 12 de los dos factores de EPM24 por la alfa de Cronbach son mayores a .80, y por la correlación de las dos mitades, mayores a .75, constituyendo valores altos. Asimismo, las alfas de EPM12 y sus dos factores son altas, mayores a .75; no obstante, la consistencia por la correlación de las dos mitades es algo más baja, variando de .64 a .68 (Tabla 4).

Tabla 4. Consistencia interna de EPM24 y EPM12.

Consistencia interna	EPM24			EPM12		
	PT	F1	F2	PT	F1	F2
NR	24	12	12	12	6	6
α	.862	.839	.817	.792	.764	.754
r_{S-B}	.846	.787	.758	.684	.685	.636

EPM24: Escala de Pensamiento Mágico de 24 reactivos (1, 2, 7, 9, 10, 12, 14, 16, 18, 19, 21, 23, 24, 25, 28, 29, 33, 34, 36, 37, 39, 40, 41 y 42). **F1EPM24:** Patrón de respuesta a los reactivos redactados en sentido racional (7, 16, 18, 21, 23, 28, 33, 36, 37, 39, 40 y 41). **F2EPM24:** Patrón de respuesta a los reactivos redactados en sentido irracional (1, 2, 9, 10, 12, 14, 19, 24, 25, 29, 34 y 42).

EPM12: Escala de Pensamiento Mágico de 12 reactivos (9, 10, 12, 14, 18, 19, 25, 28, 37, 39, 40, 41).

F1EPM12: Patrón de respuesta a los reactivos redactados en sentido racional (18, 28, 37, 39, 40, 41).

F2EPM12: Patrón de respuesta a los reactivos redactados en sentido irracional (9, 10, 12, 14, 19, 25).

NR: número de reactivos, α : alfa de Cronbach, r_{S-B} : correlación de las dos mitades con la corrección de Spearman-Brown.

Validez de contenido

La escala de 42 reactivos abarcó siete áreas temáticas: brujería y daño mágico (nueve reactivos), superstición (ocho), causas sobrenaturales (ocho), premoniciones (seis), espíritus y entes malignos (cinco), sanación y remedios mágicos (cuatro) y espíritus de los muertos (dos). Al reducir la escala de 42 reactivos a la de 24 (reducción en 43% de su contenido), se pierde el contenido relacionado con los espíritus de los muertos. Asimismo, dos áreas temáticas sufren una reducción fuerte. Un área es la de causas sobrenaturales, y la otra la de espíritus y entes malignos.

Los contenidos de brujería y daño mágico pasan a estar representados por seis reactivos de los nueve anteriores (reducción de 33%); los contenidos de superstición por cinco reactivos de ocho anteriores (reducción de 37.5%); los contenidos de causas sobrenaturales por tres reactivos de ocho (reducción de 62.5%); las premoniciones por cinco reactivos de seis (reducción de 17%); espíritus y entes malignos por dos reactivos de cinco anteriores (reducción de 60%), y los contenidos de sanación y remedios mágicos por tres reactivos de cuatro (reducción de 25%), por lo que el campo semántico cubierto sigue siendo amplio y representativo.

La Escala de Pensamiento Mágico de doce reactivos (EPM12) no cubre los contenidos de sanación y remedios mágicos de la escala de 24; a su vez, brujería y daño mágico se juntaría con espíritus y entes malignos, para formar un contenido de brujería y daño maligno, además de que los contenidos relacionados con los espíritus de los muertos, de la versión inicial de 42 reactivos, tampoco se abarcan. Como

contenidos incluidos están las creencias en el destino y la predicción del futuro, con cuatro reactivos; superstición, con tres; brujería y daño maligno, con tres, y causas sobrenaturales, con dos reactivos. Se puede considerar que para una escala breve el contenido es suficiente.

DISCUSIÓN

Retomando las hipótesis, se esperaba una estructura unidimensional para la Escala de Pensamiento Mágico, y se confirmó por medio de una estructura de dos factores relacionados de reactividad diferencial a la dirección en la redacción de los elementos. La estructura de dos factores agrupa, por una parte, a los reactivos redactados en sentido racional y, por otra parte, a los redactados en sentido irracional, reflejando un patrón de consistencia de respuestas; por lo anterior, es una estructura unidimensional en el ámbito interpretativo. Este tipo de estructura de dos factores relacionados –uno en el que saturan los reactivos directos y otro en el que cargan los indirectos– debe considerarse unifactorial en su interpretación (Harman, 1967; Moral, 2006a; Ruiz, 2002). Este fenómeno se observa en otras escalas, como la de Autoestima de Rosenberg (1965), la de Deseabilidad Social de Crowne y Marlowe (1960) y la de Estrés Percibido de Cohen, Kamarck y Mermelstein (1983).

La medida es consistente, con un valor alto mayor a .80 y congruente con el modelo unidimensional que la sustenta. También los dos factores alcanzan valores de consistencia interna y estabilidad temporal altos (mayores a .70). Ligeramente más alto el primer factor (patrón de respuesta a los reactivos redactados en sentido racional) que el segundo (redactados en sentido de pensamiento mágico). Estas diferencias de confiabilidad, aunadas a porcentajes de comprensión más altos para los reactivos redactados en sentido racional y porcentajes de valores ausentes más bajos, reflejan que a los encuestados les cuesta menos responder a los reactivos racionales; además, lo hacen de forma más congruente. La mayor dificultad para responder y comprender a los elementos irracionales puede proceder de conflictos de estas creencias con el discurso científico-racional y religioso católico. Ambos son dominantes en la sociedad y se posicionan como críticos o contrarios al pensamiento mágico. Precisamente, la aplicación de las escalas está vinculada a un contexto académico-científico que activa estos aspectos críticos.

Hay contenidos ausentes que pueden aparecer en otras escalas de creencias en lo sobrenatural, como “fenómenos psi” (telepatía y telequinesia), seres naturales monstruosos (chupacabras, yeti, monstruo del lago Ness, dragones), seres sobrenaturales de ficción (vampiros, licántropos, muertos vivientes, hadas) y alienígenas. Se consideró que los fenómenos psi eran tema de la parapsicología científica que podía constituir un campo diferencial de conocimientos y actitudes, por lo que no se incluyó desde la perspectiva de un modelo unidimensional.

Cabe hacer notar que en relación con los extraterrestres, sólo hubo un reactivo (“Quienes dicen haber sido secuestrados por extraterrestres, alucinan o lo inventan”), que además resultó ser poco consistente.

Los monstruos y seres de ficción no se consideraron –aunque constituyen productos del pensamiento mágico– debido a su escasa relación con los otros contenidos supersticiosos y de este tipo de pensamiento. Los monstruos definen el factor menos consistente y estable de la escala de creencias paranormales (Tobacyk, 1983, 1988); en otras escalas de creencias sobrenaturales suelen ser eliminados en su proceso de desarrollo (Goulding y Parker, 2001), y en las escalas elaboradas a partir de técnicas de entrevistas abiertas no surgen dichos contenidos (Huque y Huq Chowdhury, 2007). Constituyen el contenido más infantil de las creencias y, por ende, el más ridiculizado, por lo que probablemente induzca más un sesgo de deseabilidad social en su rechazo.

Se considera que las siete áreas de contenido cubiertas por EPM24 son suficientes, perdiéndose algo de contenido con la reducción a doce reactivos.

Aunque el muestreo no fue probabilístico, se logró que la muestra normativa de 837 sujetos mostrara equivalencia estadística de sexo (50% hombres y 50% mujeres) con la población mexicana. El promedio de edad (31 años) coincide con el poblacional si se excluye al grupo de 15 años o menos. Precisamente, el rango de edad de la muestra es de 16 a 67 años; asimismo, el promedio de escolaridad (de estudios medios superiores sin terminar) en un ámbito de medida de orden y la composición porcentual de credos religiosos, excluido el 11% de sujetos con creencias religiosas indefinidas o católicos descontentos, son equivalentes a los porcentajes poblacionales. La clase social es más difícil de valorar, ya que se manejó una estimación subjetiva de identidad, considerándose la mayoría de clase media. Precisamente, con este tipo de

preguntas globales y subjetivas se subestima el porcentaje de clase social baja (Ortega y Moral, 2008).

Se concluye que la escala EPM24 posee una estructura de dos factores relacionados, compatible con una concepción unidimensional de las creencias derivadas del pensamiento mágico; muestra un contenido semántico amplio y adecuado, y asimismo una consistencia interna alta. El ajuste del modelo estructural se mejora con una versión de doce reactivos; la consistencia interna sigue siendo alta, pero se pierde algo de contenido. Así, se puede usar tanto la forma extensa de veinticuatro reactivos como la abreviada de doce. Se recomienda el estudio de la escala en otras partes del país, e incluso con una población rural.

REFERENCIAS

- Cohen, S., Kamarck, T. y Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24, 385-396.
- Crowne, D.P. y Marlowe, D.A. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349-354.
- Eysenck, H.J., y Sargent, C. (1993). *Explaining the unexplained: Mysteries of the paranormal*. London: Prion.
- Goulding, A. y Parker, A. (2001). Finding psi in the paranormal: Psychometric measures used in research on paranormal beliefs/experiences and in research on psi-ability. *European Journal of Parapsychology*, 16, 73-101.
- Harman, N.H. (1967). *Modern factor analysis* (2nd ed.). Chicago, ILL: University of Chicago Press.
- Huque, M. y Huq Chowdhury, A. (2007). A scale to measure superstition. *Journal of Social Science*, 3(1), 18-23.
- Irwin, H. J. (1993). Belief in the paranormal: a review of empirical literature. *Journal of the Society for Psychical Research*, 87, 1-39.
- Irwin, H.J. (1997). An empirically derived typology of paranormal believers. *European Journal of Parapsychology*, 13, 1-14.
- Moral, J. (2006a). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (Eds.): *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
- Moral, J. (2006b). Análisis factorial y su aplicación al desarrollo de escalas. En R. Landero y M. T. González (Eds.): *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 387-443). México: Trillas.
- Moscovici, S. (1992). La nouvelle pensée magique. *Bulletin de Psychologie*, 45(405), 301-324.

-
- Ortega, M.E. y Moral, J. (2008). Precariedad y trayectorias de vida en población de Monterrey y su zona metropolitana. En J. R de Andrés y S.P. Izcara (Eds.): *Procesos y comportamientos en la construcción de México* (pp. 116-151). México: Plaza y Valdés.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton. University Press.
- Ruiz, M.A. (2002). Construcción de cuestionarios. En M. A: Ruiz (Ed.): *Diseño de cuestionarios* (pp. 3-21). Madrid: Universidad Autónoma de Madrid.
- Tobacyk, J.J. (1983). Paranormal beliefs, interpersonal trust and social interests. *Psychological Reports*, 53, 229-230.
- Tobacyk, J.J. (1988). Revised paranormal phenomena. Assessment instrument development and implications for personality functioning. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 1029-1037.
- Wiseman, R. y Watt, C. (2004). Measuring superstitious belief: Why lucky charms matter. *Personality and Individual Differences*, 37, 1533-1541.
- Zusne, L. y Jones, W.H. (1982). *Anomalistic psychology*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.