

# Validación de la escala de pensamiento mágico: profecías apocalípticas y afectividad negativa

José Moral de la Rubia\*

Recepción: 5 de septiembre de 2011

Aceptación: 25 de enero de 2012

\* Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, NL, México.

Correo electrónico: jose\_moral@hotmail.com

Agradezco a César Arnoldo Tovar Pecina, alumno de la licenciatura en la Facultad de Psicología de la UANL, y a la Lic. Melina Miaja Ávila, alumna de la Maestría en Ciencias de la Salud, su valioso apoyo en el vaciado de datos y búsqueda de información.

**Resumen.** La presente investigación tiene como objetivo validar la Escala de Pensamiento Mágico creada en México (EPM-24) considerando como criterios convergentes la creencia en las profecías apocalípticas de 2012, ansiedad-rasgo (STAI-T), estrés (PSS-14) y depresión (BDI-II). Se usó una muestra por cuotas de sexo de 424 participantes. La estructura de dos factores correlacionados tiene un ajuste adecuado, aunque se requiere eliminar el ítem 3, que mejora la consistencia interna ( $\alpha = 0.85$ ). La distribución de EPM-23 fue asimétrica positiva. El promedio fue significativamente menor en no creyentes en las profecías y personas sin religión. Se obtuvo correlación inversa con la edad y escolaridad y directa con ansiedad-rasgo, estrés y depresión. Se concluye que la escala EPM-23 es consistente y muestra evidencias de validez.

**Palabras clave:** pensamiento mágico, ansiedad, depresión, creencias apocalípticas, religión.

## Validation of the Magical Thinking Scale: Apocalyptic Prophecies and Negative Affectivity

**Abstract.** The aim of this research is to validate the Magical Thinking Scale (EPM-24), that was created in Mexico, considering as convergent criterion: the belief in the apocalyptic prophecies of 2012, trait anxiety (STAI-T), stress (PSS-14) and depression (BDI-II). We used a sex quota sample of 424 participants. The correlated two-factor structure has an adequacy fit, although it requires removing item 3, which improves the internal consistency ( $\alpha = 0.85$ ). The distribution of the EPM-23 total score was positively skewed. The average was significantly lower for prophecies in non-believers and people without religion. The EPM-23 scale correlated inversely with age and education and directly with trait-anxiety, stress and depression. It is concluded that the EPM-23 scale is consistent and shows evidence of validity.

**Key words:** magical thinking, anxiety, depression, apocalyptic beliefs, religion.

## Introducción

El pensamiento mágico se puede definir como un tipo de razonamiento causal, no científico, que recurre a fuerzas y agentes sobrenaturales animados o con voluntad para explicar los fenómenos naturales, ya sean cotidianos o extraordinarios. La fuente del conocimiento mágico procede de los mitos transmitidos oralmente que fundamentan rituales, los cuales son memorias o historias de los grandes sucesos del pasado. En toda sociedad fundamentada en el pensamiento mágico hay personas con poderes especiales

e iniciados en los mitos y rituales que intentan intervenir sobre la voluntad de las fuerzas naturales a favor de su colectivo. La religión difiere de la magia en la mayor formalización del saber, su interpretación y el origen del mismo. Dicho origen se atribuye a la revelación del dios o los dioses ante los profetas o elegidos. La clase sacerdotal deriva de estos elegidos y es la guardiana de ese saber registrado en libros sagrados, los cuales sólo pueden ser interpretados por los sacerdotes. La religión se basa en la creencia de que el hombre fue creado por un dios o unos dioses, quienes han elegido a un pueblo para que los

adore y respete su ley, a cambio de darle la supremacía sobre sus enemigos, e incluso de acoger a los muertos en su reino o de un tiempo final donde desaparecerán los males terrenos y serán los señores de todos los pueblos. En una versión más universal habrá un final que libre a la humanidad del dolor de la vida material precedera y le permita acceder a la paz y felicidad de la vida espiritual eterna (Moral, 2009).

Frente a este saber transmitido y revelado de lo sobrenatural y numinoso, el conocimiento científico se basa en los hechos, unos supuestos realistas y mecanicistas, así como en un método de observación y búsqueda de semejanzas, diferencias, regularidades y asociaciones, inferencias y transducción de relaciones causales y contraste de las mismas con nuevos datos empíricos. La ciencia goza de gran prestigio debido a su eficacia para predecir hechos y sus implicaciones técnicas para transformarlos, lo que conlleva grandes cambios en las sociedades que la desarrollan y que da clara superioridad sobre otras basadas en el pensamiento mágico-religioso o con menor desarrollo científico-tecnológico. No obstante, la ciencia posee límites en sus conocimientos que son llenados por la religión y la magia, teniendo además el pensamiento humano una tendencia natural a lo mágico.

Precisamente, en la actualidad, se tiene la fuerte creencia en las profecías apocalípticas en torno al año 2012. Hundley (2010) afirma que, entre el año 44 a.C. y el 2009, ha habido 149 predicciones del apocalipsis. Ubica como fuentes recurrentes de las profecías de 2012 al calendario maya, las profecías de Nostradamus, los secretos de Fátima e interpretaciones milenaristas hechas desde la Biblia. En este estudio se hipotetiza que la creencia en estas profecías puede ser incentivada por la tendencia al pensamiento mágico.

En México, en años recientes, se ha creado un instrumento para medir la tendencia al pensamiento mágico. Se partió de un conjunto de 42 ítems desde un estudio con grupos de expertos, éstos se redujeron a 24 tras el estudio de las propiedades psicométricas en una muestra de 836 participantes. La Escala de Pensamiento Mágico de 24 ítems presenta una estructura de dos factores correlacionados (patrón de respuesta racional y patrón de respuesta irracional) con 12 indicadores cada uno. Los valores de consistencia interna (por la alfa de Cronbach) de los 24 ítems y sus dos factores son altos, variando de 0.82 a 0.86. Muestra estabilidad a las dos semanas ( $r = 0.82$ ), asimismo validez criterial con la Escala Revisada de Creencias Paranormales (RPBS) de Tobacyk (1988) ( $r = 0.79$ ). Tiene una distribución asimétrica positiva, correlaciona negativamente con escolaridad

y clase social, a su vez positivamente con la convicción y frecuencia de prácticas religiosas, además posee asociación con la adscripción religión. Es independiente del sexo y la edad (Moral, 2009).

Al resultar confiable y válida la escala EPM-24 en su estudio original, se desea replicar sus propiedades (aplicando directamente la versión de 24 ítems) y aportar nuevas evidencias de validez para su asentamiento en el estudio del tópico. Este campo de investigación toma especial relevancia en una sociedad científico-tecnológica, donde los argumentos mágico-religiosos siguen presentes en la toma de decisiones cotidianas, a pesar de los discursos oficiales en su contra (Subbotsky, 2004a).

Como antes se señaló, la creencia en las profecías apocalípticas puede estar influenciada por el pensamiento mágico. Así como prueba de validez se esperaría una correlación significativa. A su vez esto permitiría valorar el tamaño del efecto del estilo de pensamiento en dichas creencias.

La relación de la ansiedad y la depresión con el apoyo en lo mágico religioso está bien documentada en la literatura de afrontamiento (Folkman, 2011; Pargament, 2001). Las personas con tendencia a la ansiedad y en estados de depresión pueden acudir más a este estilo de pensamiento como una forma de afrontar el temor y obtener más seguridad (Hood, 2009; McCrae y Costa, 2002; Tobacyk, 1982), asimismo la tendencia al pensamiento mágico se puede acentuar en estados agudos de ansiedad y depresión en concordancia con un funcionamiento regresivo (Inspector, Kutz y David, 2004; Keinan y Sivan, 2001). Por lo tanto, se espera correlación significativa del pensamiento mágico con ansiedad y depresión, constituyendo una prueba de validez convergente para la escala EPM24.

La presente investigación tiene como objetivos: contrastar la estructura de dos factores de EPM24, describir su distribución y ver su relación con creencias en las profecías apocalípticas en torno al año 2010, neuroticismo, estrés y depresión, asimismo con las variables sociodemográficas de sexo, edad, escolaridad y religión.

Se espera un ajuste adecuado a los datos del modelo de dos factores correlacionados, consistencia interna alta ( $\alpha \geq 0.80$ ), distribución asimétrica positiva, correlación moderada con las creencias apocalípticas, estrés, rasgo de ansiedad y depresión, menor promedio en las personas sin religión, relación inversa con la escolaridad.

## 1. Método

Se realizó un estudio descriptivo-correlacional con un diseño *ex post facto* transversal.

### 1.1. Participantes

Se trabajó con una muestra por cuotas de sexo de 424 participantes (212 mujeres y 212 hombres) de población general, provenientes del área metropolitana del estado de Nuevo León. Como criterios de inclusión se estipularon: ser mayor de edad, natural de México, ser capaz de comprender las preguntas y forma de responder y consentir en participar en el estudio. Como criterios de exclusión se consideró: menores de edad, extranjeros, incapacidad o dificultad para comprender las preguntas y negativa a participar en el estudio. El rango de edad fue de 18 a 65 años, con una mediana de 22 años, media de 27.09 y desviación estándar de 11.25. El 3% (11 de 424) reportó tener estudios de primaria, 9% (39) de secundaria, 22% (95) media-superior y 66% (279) universitarios. El 76% (324 de 424) dijo ser católico, 7.5% (32) cristiano no católico, 2% (7) otra religión, 10% (42) ninguna en particular y 4.5% (19) agnóstico o ateo. Al preguntar qué tanto se considera creyente, aparte del 11% (47 de 424) de los participantes sin adscripción religiosa (nada), 16% (67) indicaron creer muy poco, 32% (137) algo, 24% (102) bastante, 17% (71) totalmente. De igual forma, aparte del 11% (46 de 424) de los participantes sin adscripción religiosa (nunca), 29% (124) señaló practicar su religión con muy poca frecuencia, 31% (130) con poca frecuencia, 20% (87) con frecuencia y 9% (37) con mucha frecuencia.

### 1.2. Instrumentos

Preguntas sobre datos sociodemográficos de sexo, edad, escolaridad, así como afiliación, convicción y frecuencia de práctica religiosas.

Preguntas sobre las profecías de 2012: ¿Piensa que en el año 2012 se cumplirán las profecías del final del mundo o de una etapa evolutiva de la humanidad? “sí” y “no”. ¿Qué tanto está seguro? 1 = “nada”, 2 = “algo”, 3 = “bastante”, 4 = “muchísimo” y 5 = “totalmente”. ¿Según usted por qué sí o por qué no se cumplirán las profecías?

Escala de Pensamiento Mágico (EPM-24; Moral, 2009). Consta de 24 ítems con un formato tipo Likert de 7 puntos de rango, tres en cada polaridad y uno intermedio. Se puntúan de 1 (totalmente en desacuerdo) a 7 (totalmente de acuerdo). Una mayor puntuación en la escala refleja más tendencia al pensamiento mágico. La mitad de los ítems está redactada en sentido de conformidad con respuestas racionales o ítems inversos (3, 8, 9, 11, 12, 15, 18, 19, 20, 21, 22 y 23) y la otra mitad en sentido de conformidad con respuestas de tendencia al pensamiento mágico o ítems directos (1, 2, 4, 5, 6, 7, 10, 13, 14, 16, 17 y 24) (Moral, 2009).

Escala de Estrés Percibido (PSS-14) de Cohen *et al.* (1983). Se emplea la adaptación a población mexicana de

González y Landero (2007). La escala evalúa el grado en que los participantes valoran las situaciones del último mes como impredecibles y fuera de control. Consta de 14 ítems tipo Likert con un rango de 5 puntos, de 0 (nunca) a 4 (siempre). Para obtener la puntuación total de PSS se deben invertir las puntuaciones de los ítems: 4, 5, 6, 7, 9, 10 y 13 (restando el valor del ítem a 4) y sumar los 14 ítems. El rango varía entre 0 (mínimo estrés percibido) y 56 (máximo). El valor del coeficiente alfa para los 14 ítems en muestras estadounidenses varió de 0.84 a 0.86 (Cohen *et al.*, 1983), fue de 0.83 entre estudiantes universitarios (González y Landero, 2007). La escala consta de dos factores correlacionados: control del estrés (C) con los 7 ítems inversos y estrés descontrolado (D) con los 7 ítems directos.

El Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI) de Spielberger, Gorsuch y Lushene (1970). Se emplea la traducción realizada para población mexicana por Spielberger y Díaz-Guerrero (1975). Se usaron sólo los dos últimos factores: el de afirmación de rasgo de ansiedad (A) que está integrado por 13 ítems (2, 3, 4, 5, 8, 9, 11, 12, 14, 15, 17, 18 y 20) y el de negación (N) del rasgo de ansiedad que está compuesto por 7 ítems (1, 6, 7, 10, 13, 16 y 19). El formato de respuesta es tipo Likert con cuatro puntos de rango, de 0 (nunca) a 3 (casi siempre). Estos dos factores tienen una consistencia interna que varía de 0.85 a 0.87 (Spielberger y Díaz-Guerrero, 1975).

Inventario de Depresión de Beck revisado (BDI-II; Beck, *et al.*, 1996) con un formato de aplicación simplificado, como el usado para la primera versión del BDI por Moral (2011). El BDI-II consta de 21 ítems tipo Likert con un rango de respuestas de 0 (nada) a 3 (mucho). Todos son directos. Su rango es de 0 a 63, reflejando mayor puntuación más sintomatología depresiva. La consistencia interna es alta ( $\alpha \geq 0.89$ ). Posee una estructura de dos factores correlacionados: síntomas somático-motivacionales (SM) y síntomas cognitivo-afectivos (CA) (Wiebe y Penley, 2005).

En la presente muestra, los valores de consistencia interna del conjunto de ítems y los dos factores de cada una de tres escalas de afectividad (PSS-14, STAI-R y BDI) son altos. Se obtienen estructuras de dos factores correlacionados, salvo con el PSS que son independientes, por análisis factorial exploratorio (componentes principales) con base en el criterio de Cattell. Con el BDI sería con base en la expectativa (Wiebe y Penley, 2005). El ajuste a los datos por análisis factorial confirmatorio por Mínimos Cuadrados Generalizados es adecuado para estos modelos estructurales. En el factor de estrés descontrolado se eliminan dos ítems (8 y 12) por bajas saturaciones y para mejorar la consistencia interna y ajuste. Las distribuciones de los puntajes totales y factores de las

tres escalas son asimétricas negativas, no ajustándose a una curva normal (ver cuadro 1).

**1.3. Procedimiento**

Los encuestadores fueron 27 estudiantes de primer semestre de la licenciatura en psicología que cursaban una asignatura de investigación, en la cual se requería colaborar en un trabajo de campo como parte de los créditos. Se pidió a cada alumno aplicar el cuestionario a ocho mujeres y ocho hombres adultos, independientes entre sí, dejando que el participante contestase por sí mismo (autoinforme). El cuestionario era respondido en presencia del encuestador, apoyando al participante en caso de dudas, o bien era entregado y recogido posteriormente, comprobándose que se hubiera respondido a todos los ítems; en caso de omisiones, se solicitaba la respuesta y se prestaba apoyo para comprender la pregunta si el encuestado lo solicitaba. De forma previa se dio capacitación para tal fin. El levantamiento de datos se realizó de abril a julio de 2011. Se anularon ocho cuestionarios por respuestas incompletas.

Una hoja de consentimiento manifiesto informado encabezaba el cuestionario. En caso de no querer participar se pedía indicar el porqué dentro de una lista de opciones. En el caso de que algún participante solicitase atención psicológica se consideró que fuera canalizado a los servicios de la Facultad de Psicología con asistencia gratuita, lo que no pasó en ningún caso. Se respetó la confidencialidad de la información en el manejo de los datos. Así el estudio se ajustó a las normas éticas de investigación de *American Psychological Association* (APA, 2002).

**1.4. Análisis estadísticos**

Se calculó la consistencia interna de las escalas por el coeficiente alfa de Cronbach. Se contrastó el ajuste de la distribución a una curva normal con la prueba de Kolmogorov-Smirnov, empleándose la corrección de Lilliefors en el cálculo de la probabilidad para obtener más potencia estadística. La estructura factorial se determinó tanto por análisis factorial exploratorio como confirmatorio. Para el exploratorio se empleó Componentes Principales con rotación Oblimín. A su vez se contrastó el modelo esperado por análisis factorial confirmatorio (AFC). Los parámetros e índices de ajuste se estimaron por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS). Se manejaron siete índices de ajuste: tres básicos: función de discrepancia [FD], chi-cuadrado [ $\chi^2$ ] y cociente entre chi-cuadrado y sus grados de libertad [ $\chi^2/gI$ ]; dos poblacionales de no centralidad: parámetro de no centralidad poblacional [PNCP] y residuo cuadrático medio de aproximación [RMSEA] de Steiger-Lind; además dos índices comparativos: índice de bondad de ajuste [GFI] de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida [AGFI]. Se estipularon como valores de buen ajuste:  $p$  de  $\chi^2 > 0.05$ ,  $FD$  y  $\chi^2/gI < 2$ ,  $PNCP < 1$ ,  $RMSEA \leq 0.05$ ,  $GFI \geq 0.95$  y  $AGFI \geq 0.90$ ; y los valores adecuados:  $p$  de  $\chi^2 > 0.01$ ,  $FD$  y  $\chi^2/gI \leq 3$ ,  $PNCP \leq 2$ ,  $RMSEA < 0.08$ ,  $GFI \geq 0.85$  y  $AGFI \geq 0.80$  (Moral, 2006). Las correlaciones con los criterios de validez convergente y variables sociodemográficas se calcularon con el coeficiente producto-momento de Pearson ( $r$ ), biserial-puntual ( $r_{bp}$ ) y coeficiente eta ( $\eta$ ).

**Cuadro 1. Consistencia interna, descriptivos y ajuste a la normalidad.**

Estimaciones, contrastes y estadísticos		PSS			STAI-R			BDI		
		PT	C	D	PT	A	N	PT	CA	SM
Consistencia interna	Ítems	14	7	5	20	13	7	21	14	7
	$\alpha$	0.77	0.84	0.70	0.84	0.84	0.80	0.91	0.90	0.83
Descripción de la distribución	$M$	22.59	10.06	8.03	19.51	12.77	6.74	11.58	5.95	5.64
	$DE$	6.17	5.15	3.63	8.86	6.67	4.36	9.66	6.44	4.34
	$Mdn$	23	9	8	19	12	6	9	4	5
	$Sk$	-0.08	0.75	0.16	0.41	0.53	0.78	1.16	1.68	0.73
	$K$	0.10	0.97	-0.01	-0.23	0.14	0.59	1.37	3.05	0.04
Ajuste a una distribución normal	$D$	0.05	10.06	0.06	0.07	0.07	0.10	0.12	0.18	0.12
	$Z_{K-S}$	1.01	2.17	1.28	1.54	1.42	2.17	2.56	3.67	2.49
	$p^*$	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Ajuste del modelo de dos factores por GLS	$\chi^2$		179.30			341.15			526.75	
	$gI$		54			169			188	
	$p$		0.00			0.00			0.00	
	$\chi^2/gI$		3.32			2.02			2.80	
	$FD$		0.42			0.81			1.24	
	$PNCP$		0.30			0.41			0.80	
	$GFI$		0.93			0.92			0.88	
	$AGFI$		0.90			0.90			0.85	
$RMSEA$		0.07			0.05			0.06		

PSS = Escala de Estrés Percibido (PT), con sus factores independientes de Control (C) y Descontrol (D) del estrés. El factor D sin los ítems 8 y 12. STAI-R = Inventario de Ansiedad Rasgo (PT) con sus factores correlacionados de Afirmación (A) o Negación (N) del rasgo, BDI = Inventario de Depresión de Beck (PT), con sus factores correlacionados de síntomas Cognitivo-Afectivos (CA) y Somático-Motivacionales (SM). EE de  $Sk = 0.12$  y EE de  $K = 0.24$ ,  $p^*$  con la corrección de Lilliefors para distribución normal.

## 2. Resultados

### 2.1. Consistencia interna, estructura factorial y distribución

La consistencia interna de los 24 ítems es alta ( $\alpha = 0.83$ ) y se incrementa al eliminar el ítem 3 “el mal de ojo es una completa tontería” ( $\alpha = 0.85$ ). La distribución del puntaje total de media 77 ( $DE = 21.81$ ) no se ajusta a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov ( $Z_{K-S} = 1.67, p < 0.01$ ). Su perfil muestra ligero apuntamiento y sesgo hacia valores por encima de la media ( $M_{dn} = 80$ ).

Al extraer los factores por Componentes Principales, por el criterio de Kaiser (autovalores iniciales mayores a 1), se definen cinco que explican el 54.46% de la varianza total. Por el criterio de Cattell (número de factores por encima del punto de inflexión de la curva de sedimentación de los autovalores) se definen dos que explican el 37.35% de la varianza total. Tras una rotación por el método Oblimin, el primer componente está integrado por 12 ítems (3, 8, 9, 11, 12, 15, 18, 19, 20, 21, 22 y 23) con consistencia interna alta ( $\alpha = 0.81$ ) que corresponden al factor de patrón racional o ítems inversos. Todos tienen cargas mayores a 0.45, salvo el ítem 3, cuya eliminación incrementa la consistencia del factor a 0.85. El segundo componente está integrado por 12 ítems (1, 2, 4, 5, 6, 7, 10, 13, 14, 16, 17 y 24) con consistencia interna alta ( $\alpha = 0.82$ )

que corresponden al factor de patrón irracional o ítems directos. Las cargas factoriales son mayores a 0.45 y no se incrementa el valor de la consistencia con la eliminación de ninguno de ellos (ver cuadro 2). La correlación de ambos factores es significativa, inversa, pero baja ( $r = -0.19, p < 0.01$ ).

La distribución del patrón irracional de media 34.13 ( $DE = 13.09$ ) no se ajusta a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov ( $Z_{K-S} = 1.17, p < 0.01$ ). La distribución del factor del patrón racional de media 42.87 ( $DE = 14.75$ ) tampoco se ajusta a una curva normal ( $Z_{K-S} = 1.39, p < 0.01$ ).

Se contrasta el modelo de dos factores correlacionados con doce indicadores cada uno por AFC. Tanto por el método de Mínimos Cuadrados Generalizados como por Máxima Verosimilitud se observa un problema con la definición del segundo factor, con todos sus parámetros equivalentes a cero, al igual que la correlación entre ambos factores que no es significativa. El valor del parámetro estandarizado del ítem 3 es 0. Al eliminar el mismo desaparece este problema. Se obtiene un modelo con todos los parámetros significativos. El resultado del cálculo coincide por ambos métodos. Las varianzas explicadas de los indicadores fluctúan de 16 a 54%. La correlación entre ambos factores es moderada ( $r = -0.35, p < 0.01$ ). Los índices de ajuste son adecuados en general ( $\chi^2/gl =$

**Cuadro 2. Matrices de patrones y estructural.**

Ítems	Patrones		Estructural	
	1	2	1	2
1. Evito cruzarme con gatos negros.	0.03	<b>0.53</b>	-0.07	<b>0.52</b>
2. Barrer con hojas de pirul es efectivo para curar el susto.	0.09	<b>0.65</b>	-0.03	<b>0.63</b>
3. El mal de ojo es una completa tontería.	-0.39	0.01	-0.39	0.08
4. Se puede predecir el futuro por el Tarot o las cartas astrales.	-0.19	<b>0.57</b>	-0.30	<b>0.61</b>
5. Hay gente realmente salada que te trae mala suerte.	-0.01	<b>0.62</b>	-0.12	<b>0.62</b>
6. El hecho de tocar madera o tirar sal quita la mala suerte.	-0.08	<b>0.65</b>	-0.20	<b>0.67</b>
7. Consulto el horóscopo para saber si tendré un buen día.	-0.15	<b>0.50</b>	-0.25	<b>0.53</b>
8. Las curaciones con piedras y pirámides de energía son puro engaño.	<b>0.56</b>	0.07	<b>0.54</b>	-0.04
9. La gente pierde su tiempo acudiendo a la brujería.	<b>0.69</b>	0.07	<b>0.67</b>	-0.06
10. Debe existir alguna razón sobrenatural para que a algunas personas les sucedan desgracias continuamente.	0.07	<b>0.61</b>	-0.04	<b>0.59</b>
11. Jamás me intereso por los horóscopos.	<b>0.66</b>	0.01	<b>0.66</b>	-0.11
12. La magia es pura ilusión y fantasía.	<b>0.61</b>	0.09	<b>0.59</b>	-0.03
13. Creo que hay casos no resueltos por la policía que tienen una explicación sobrenatural.	-0.01	<b>0.57</b>	-0.12	<b>0.58</b>
14. Algunas enfermedades inexplicables para la ciencia son provocadas por entes malignos.	-0.04	<b>0.67</b>	-0.17	<b>0.69</b>
15. Los horóscopos, el tarot o las cartas astrales son charlatanería.	<b>0.76</b>	0.04	<b>0.75</b>	-0.11
16. Jugar con la tabla Guija es peligroso porque puede atraer espíritus malignos.	0.17	<b>0.52</b>	0.07	<b>0.48</b>
17. A veces, cuando no aparece algo por ninguna parte puede que se esté divirtiendo con nosotros un espíritu burlón.	-0.10	<b>0.56</b>	-0.21	<b>0.58</b>
18. El que se pueda hacer daño conjurando fuerzas o espíritus malignos es mera creencia.	<b>0.55</b>	0.04	<b>0.54</b>	-0.07
19. La brujería es mentira.	<b>0.52</b>	-0.21	<b>0.56</b>	-0.31
20. Jamás iría a que me leyera el futuro con las cartas.	<b>0.70</b>	-0.14	<b>0.72</b>	-0.27
21. Nadie te puede dañar solamente con su pensamiento.	<b>0.70</b>	-0.07	<b>0.71</b>	-0.21
22. Cuando me ocurre algo extraño jamás lo atribuyo a causas sobrenaturales.	<b>0.62</b>	-0.09	<b>0.63</b>	-0.21
23. Si rompo un espejo, nunca tomaría en serio que me va a traer 7 años de mala suerte.	<b>0.58</b>	0.00	<b>0.58</b>	-0.11
24. El huevo es efectivo para curar el mal de ojo.	0.02	<b>0.49</b>	-0.08	<b>0.49</b>

Método de extracción: Componentes Principales. Rotación: Oblimin. Convergió en 5 iteraciones.

2.21,  $GFI = 0.90$ ,  $AGFI = 0.87$ ,  $FD = 1.20$ ,  $PNCP = 0.66$  y  $RMSEA = 0.05$ ) (ver figura 1).

La distribución de la suma de los 23 ítems (eliminado el ítem 3) de media 73.40 ( $DE = 22.32$ ) no se ajusta a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov ( $Z_{K-S} = 1.74$ ,  $p < 0.01$ ), al igual que los factores de 11 y 12 ítems (ver cuadro 3).

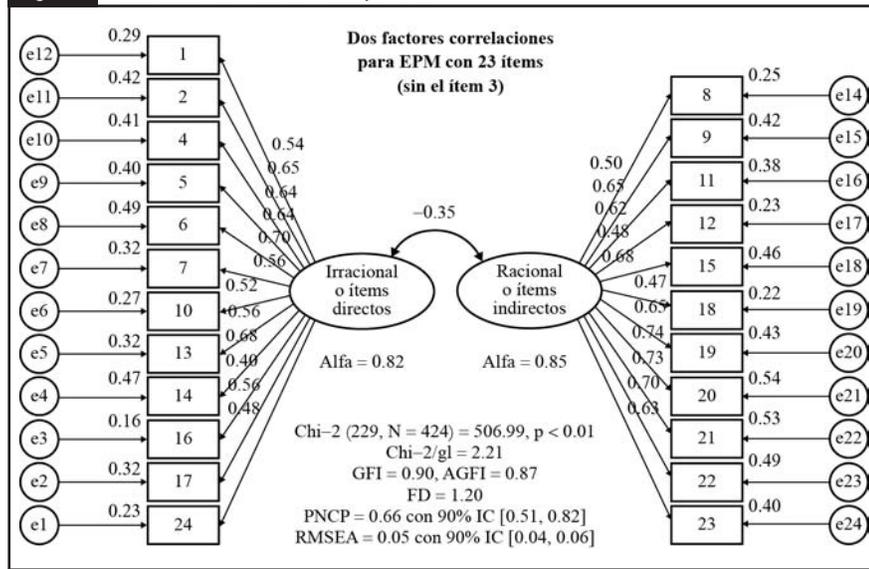
La media de 77 ( $DE = 21.81$ ) del puntaje total de EPM-24 de la presente muestra neoleonesa de población general es equivalente estadísticamente ( $DM = 1.78$ ,  $t(423) = 1.68$ ,  $p$

$= 0.09$ ) a la media obtenida en otra muestra semejante de 531 participantes neoleoneses ( $M = 75.22$ ,  $DE = 23.65$ ), aunque significativamente mayor ( $DM = 6.72$ ,  $t = 6.34$ ,  $p < 0.01$ ) a la obtenida en la muestra de 306 participantes bajacalifornianos ( $M = 70.28$ ,  $DE = 24.90$ ) de ese segundo estudio (Moral, 2009).

**2.2. Relación con los criterios**

El puntaje total de la Escala de Pensamiento Mágico ( $r_{bp} = -0.20$ ,  $p < 0.01$ ) y sus factores de patrón irracional ( $r_{bp} = -0.20$ ,  $p < 0.01$ ) y racional ( $r_{bp} = -0.12$ ,  $p = 0.01$ ) correlacionan con el creer o no en la profecías. En relación con la convicción, el patrón racional correlaciona entre los creyentes en las profecías y en las muestras de no creyentes correlaciona tanto el puntaje total como sus dos factores (ver cuadro 4). El 45% (189 de 424) de la muestra cree en las profecías frente al 55% (235) que no creen, siendo los porcentajes diferenciales estadísticamente (prueba binomial:  $p = 0.03$ ). Hay diferencia significativa de medias en la convicción en su posicionamiento ( $t(413.91) = -7.45$ ,  $p < 0.01$ ) entre los que creen ( $M = 2.61$ ,  $DE = 1.05$ ) y los que no creen ( $M = 3.54$ ,  $DE = 1.51$ ).

**Figura 1. Modelo estandarizado estimado por GLS.**



**Cuadro 3. Consistencia interna, descriptivos y ajuste a la normalidad del puntaje total y los dos factores de EPM (sin el ítem 3).**

Estadísticos	No de ítems	EPM-24	EPM-23	Irracional	Racional
		24	23	12	11
Consistencia	$\alpha$	0.83	0.85	0.82	0.85
	$M$	76.99	73.50	34.13	42.87
	$DE$	21.81	22.32	13.09	14.75
Descriptivos	$Mdn$	80	77	34	44
	$Sk$	-0.22	-0.30	0.27	0.06
	$K$	-0.26	-0.26	-0.47	-0.54
Ajuste a la normalidad	$D$	0.08	0.08	0.06	0.07
	$Z_{K-S}$	1.67	1.74	1.17	1.39
	$p^*$	0.00	0.00	0.00	0.00

*N* = 424. EE de  $Sk = 0.12$  y EE de  $K = 0.24$ .  $p^*$  con la corrección de Lilliefors para distribución normal. EPM-23 y factor de respuestas racionales: sin el ítem 3.

**Cuadro 4. Correlaciones de las variables sociodemográficas, religiosas, de pensamiento mágico, rasgo de ansiedad, estrés y depresión con creencia o no en las profecías y convicción.**

EPM-23		Creencias en las profecías ( <i>N</i> = 424)	Convicción creyentes ( <i>n</i> = 189)	Convicción no creyentes ( <i>n</i> = 235)
Puntaje total	$r_{bp}$	-0.20	0.12	-0.31
	$p$	0.00	0.11	0.00
Patrón irracional	$r_{bp}$	-0.20	0.04	-0.23
	$p$	0.00	0.58	0.00
Patrón racional	$r_{bp}$	-0.12	0.14	-0.25
	$p$	0.01	0.04	0.00

Creencias en las profecías: 1 = Sí y 2 = No.

### 2.3. Relación con religión, edad y escolaridad

La escala EPM-23 y sus dos factores son independientes del sexo, la convicción y prácticas religiosas. El puntaje total (PT) y el factor del patrón racional correlacionan con la edad, el puntaje total y el patrón irracional con la adscripción religiosa y el patrón irracional con la escolaridad. Se observa más tendencia al pensamiento mágico a menor edad, menor escolaridad y entre católicos ( $M = 75.49$  en el PT,  $DE = 21.97$ ) frente a los ateos ( $M = 58.26$  en el PT,  $DE = 24.11$ ) (ver cuadro 6).

### 3. Discusión

Como se esperaba, se obtiene la estructura de dos factores correlacionados con base en el criterio de Cattell y el ajuste a los datos es adecuado sin necesidad de introducir correlaciones entre los residuos, pero se requiere eliminar el ítem 3 (“el mal de ojo es una completa tontería”). Se confirman los valores altos de consistencia interna en el conjunto de ítems y los dos factores. En futuros estudios se podría revisar la redacción del ítem 3; por ejemplo: “el mal de ojo es mera creencia” y ubicarlo en segundo lugar en vez de tercero por si le afectó la secuencia de dos ítems previos directos.

Los dos factores de la escala EPM sólo ofrecen información sobre la congruencia a la hora de responder a las preguntas, sin identificar agregaciones de contenidos concretos. Este tipo de estructura con un factor en el que saturan los ítems directos (afirmación o reconocimiento del rasgo) y otro en el que cargan los indirectos (negación del rasgo) debe considerarse unifactorial en su interpretación (Moral, 2006) y se observa en otras escalas, como el PSS-14 (Cohen *et al.*, 1983).

Las distribuciones del puntaje total y los dos factores son asimétricas negativas, no ajustándose a una curva normal, lo que confirma las expectativas al ser medidas de características no deseables socialmente, e incluso poco adaptativas, dentro de la sociedad científica-tecnológica presente. En futuros estudios se recomienda aplicar una medida de deseabilidad social, como el Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder de Paulhus (2002), para observar posibles sesgos introducidos por el manejo de la impresión (atribución de cualidades y ocultamiento de defectos ante los demás de forma intencional) y el autoengaño (atribución de cualidades

que no se tienen y negación de defectos que se poseen ante sí mismo sin conciencia de hacerlo). En caso de correlaciones significativas se espera que éstas sean bajas.

El hecho de que el promedio de la escala EPM-24 sea estadísticamente equivalente al de otro estudio en la misma población realizado unos años antes se puede tomar como un indicador de confiabilidad.

Se podría argumentar que las mujeres mostrarán más tendencia al pensamiento mágico debido a su dependencia de campo dentro de un contexto con fuerte presencia de profecías apocalípticas (Hundley, 2010) y su mayor tendencia a una lógica emocional (Rocha y Díaz, 2005). Sin embargo, el sexo no es diferencial en el puntaje total ni en los factores de EPM-23, como observa Moral (2009) en un estudio previo. Debe señalarse que el porcentaje de varianza compartida del género con otras escalas semejantes, como la de creencias paranormales (Tobacyt, 1988), es muy bajo (menor a 5%); de ahí que haya trabajos empíricos que reporten equivalencia estadística de medias entre ambos sexos, aunque manteniéndose el promedio de las mujeres consistentemente más alto que el de los hombres (Díaz y Álvarez, 2004; Peeters, 2003; Peltzer, 2002), como también se constata en el presente estudio, habiendo incluso excepciones de mayor promedio en hombres (Bolton, *et al.*, 2002). No sólo la tendencia al pensamiento mágico parece un universal en situaciones de incertidumbre (Hood, 2009), sino que es una tendencia muy semejante en hombres y género, por lo tanto escasamente

**Cuadro 5. Correlaciones con ansiedad-rasgo, estrés y depresión.**

EPM-23		BDI			PSS			STAI-T		
		PT	CA	SM	PT	C	D	PT	A	N
Puntaje total	<i>r</i>	<b>0.10</b>	<b>0.11</b>	0.04	<b>0.26</b>	<b>0.27</b>	0.07	<b>0.21</b>	<b>0.14</b>	<b>0.21</b>
	<i>p</i>	<b>0.05</b>	<b>0.02</b>	0.41	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	0.16	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>
Patrón racional	<i>r</i>	0.08	0.09	0.04	<b>0.21</b>	<b>0.30</b>	-0.02	<b>0.13</b>	0.09	<b>0.14</b>
	<i>p</i>	0.11	0.05	0.46	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	0.62	<b>0.00</b>	0.07	<b>0.00</b>
Patrón irracional	<i>r</i>	0.06	0.08	0.03	<b>0.19</b>	<b>0.11</b>	<b>0.14</b>	<b>0.20</b>	<b>0.14</b>	<b>0.19</b>
	<i>p</i>	0.18	0.10	0.59	<b>0.00</b>	<b>0.02</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>

*N* = 424. EPM-23 = Escala de Pensamiento Mágico con 23 ítems, BDI = Inventario de depresión de Beck, PT = Puntaje total, CA = Síntomas cognitivo-afectivos, SM = síntomas somático-motivacionales, PSS = Escala de estrés percibido, C = Control de estrés, D = Descontrol o estrés fuera de control, STAI-T = Rasgo de Ansiedad, A = Afirmación del rasgo de ansiedad y N = Negación del rasgo de ansiedad.

**Cuadro 6. Correlaciones con variables sociodemográficas.**

Variables sociodemográficas	Coeficientes y significación	EPM-23		
		Puntaje total	Patrón racional	Patrón irracional
Género	<i>r<sub>bp</sub></i>	0.04	0.01	0.06
	<i>p</i>	0.39	0.90	0.19
Edad	<i>r</i>	<b>-0.11</b>	<b>-0.15</b>	-0.02
	<i>p</i>	<b>0.02</b>	<b>0.00</b>	0.70
Escolaridad	<i>r</i>	-0.08	-0.03	<b>-0.10</b>
	<i>p</i>	0.11	0.57	<b>0.04</b>
Religión	$\eta$	<b>0.19</b>	0.11	<b>0.21</b>
	<i>p</i>	<b>0.00</b>	0.30	<b>0.00</b>
Creencia religiosa	<i>r</i>	0.01	-0.03	0.05
	<i>p</i>	0.87	0.54	0.32
Práctica religiosa	<i>r</i>	0.00	-0.03	0.04
	<i>p</i>	0.91	0.59	0.42

*N* = 424.

relacionada con el género. En la tendencia al pensamiento mágico se observa una interacción entre el género y la edad. La diferencia entre los sexos se acentúa en la adolescencia y se desvanece en la infancia y edad adulta, donde el tamaño de efecto es despreciable (Subbotsky, 2004b), lo que explica la equivalencia observada en esta muestra de adultos.

En esta muestra de población abierta la edad tiene una correlación significativa, baja y negativa, cuando en el estudio original mostró independencia (Moral, 2009). En otros estudios con predominio de participantes jóvenes la correlación de la edad con escalas semejantes es negativa (Aarnio y Linderman, 2005; Peeters, 2003), siendo los más jóvenes (adolescentes) los más supersticiosos.

Menor escolaridad sí aumenta la tendencia al pensamiento mágico desde su factor de patrón irracional. Precisamente la escolaridad es la variable con una asociación más consistente en todos los estudios de creencias paranormales (Aarnio y Linderman, 2005; Irwin, 1993). Esta asociación refleja que en la medida en que la persona está más en contacto con el pensamiento científico y crítico de la sociedad occidental actual se vuelve más reacia al pensamiento mágico. Dicho contacto se obtiene esencialmente a través del sistema educativo, especialmente si se accede a estudios superiores.

Aunque la adscripción religiosa es diferencial en los promedios de tendencia al pensamiento mágico, como se esperaba, no lo es la religiosidad indicada por la convicción en las creencias religiosas y frecuencia de seguimiento de rituales, cuando la religiosidad sí es diferencial en otros estudios (Peeters, 2003; Thalbourne y Hensley, 2001; Tobacyk y Wilkinson, 1990). Esto se puede deber a la métrica de la variable religiosidad, al poseer finalmente un tamaño de efecto pequeño. En los estudios anteriormente citados se operativiza por una variable de intervalo y en el presente por dos variables ordinales. El mayor rango de la escala facilita obtener significación en los valores de correlación.

Entre los creyentes religiosos, son los católicos los más supersticiosos. Esto refleja una tendencia de la población de la cual fue extraída la muestra. La religión mayoritaria es la católica. Las otras adscripciones religiosas indican influencias externas, como estadounidense en el caso de los cristianos, o padres extranjeros en el caso de otras religiones. Sería la cultura latina de México presente en los participantes católicos la determinante de ese mayor promedio.

Los creyentes en las profecías de 2012 tienden más al pensamiento mágico, además esta relación es independiente de la religiosidad. Así la asociación del creer o no en las profecías y convicción en estas creencias es más alta con el pensamiento mágico que con religiosidad. Incluso al parcializar el efecto de la religiosidad (convicción religiosa o frecuencia de prác-

ticas religiosas) en la correlación entre pensamiento mágico y convicción en las profecías, su valor no se ve afectado en absoluto. Estos hallazgos se ajustan a la expectativa inicial de relación directa (Lawrence y Peters, 2004).

De los tres aspectos de afectividad negativa el estrés es el más correlacionado; le sigue el rasgo de ansiedad, y el menos correlacionado es la depresión. La tendencia al pensamiento mágico parece acentuarse ante la incertidumbre y el temor, por el contrario la tristeza y el pesimismo tienen mínima influencia. La depresión, desde la indefensión y los sentimientos de derrota, puede mermar el afrontamiento de lo temido e incierto con el pensamiento mágico y el apoyo religioso. La persona ya no se esfuerza, de forma definida, en explicar o hallar motivos y fortaleza en lo mágico-religioso, por el contrario, en los periodos concretos o recortados en el tiempo de más incertidumbre y temor, sí se acude a este tipo de afrontamiento. La persona explica, de forma más definida, lo extraño y busca motivos y fortaleza en lo mágico-religioso. Esto es consonante con la expectativa y con reportes de estudios con otros instrumentos de medida de afectividad negativa (Keinan, 2002; Keinan y Sivan, 2001). En futuros estudios se podría considerar también como criterio el rasgo de la obsesividad, en el que la tendencia al pensamiento mágico es un rasgo asociado (Boyer y Liénard, 2008; Subbotsky, 2004b).

Dadas las características no probabilísticas de la muestra empleada (en su mayor parte jóvenes, con estudios universitarios, de religión católica, con poca convicción en sus creencias religiosas y baja frecuencia de seguimiento de rituales religiosos), los resultados deben ser manejados como hipótesis en futuras investigaciones y no como estimaciones poblacionales. Además, debe considerarse la naturaleza de autorreporte de los datos, ya que éstos pueden diferir de los obtenidos por otros medios, como entrevistas.

En conclusión, se confirma la estructura de dos factores correlacionados con valores de consistencia interna altos. Hay equivalencia por género y correlación con la edad y escolaridad. Se obtienen evidencias de validez convergente en relación con las creencias en las profecías del 2012, estrés, neuroticismo y depresión, siendo la relación con el estrés mayor que con el rasgo de ansiedad y depresión. La adscripción religiosa (católica) está asociada con la tendencia al pensamiento mágico, pero no la religiosidad, cuando se esperaba que sí correlacionase; así se recomienda, en futuros estudios, emplear una medida de religiosidad de carácter intervalar en lugar de ordinal. A tal efecto se podría considerar la Escala de Experiencia Espiritual Cotidiana (Mayoral *et al.*, 2010). Se sugiere seguir empleando la escala EPM-24 por sus buenas propiedades psicométricas, aunque se puede considerar una modificación y cambio de ubicación del ítem 3.



## Bibliografía

- Aarnio, K. y Linderman, M. (2005). "Paranormal Beliefs, Education and Thinking Styles", *Personality and Individual Differences*. Vol. 39, Num. 7. John Wiley and Sons, Nueva York.
- American Psychological Association (2002). "Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct", *American Psychologist*. Vol. 57, Num. 12. American Psychological Association, Washington, D. C.
- Beck A. T.; R. A. Steer y G. K. Brown (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. Psychological Corporation, San Antonio, TX.
- Bolton, D.; P. Dearsley; R. Madronal y S. Baron (2002). "Magical Thinking in Childhood and Adolescence: Development and Relation to Obsessive Compulsion", *British Journal of Developmental Psychology*, Vol. 20, Num. 4. British Psychological Society, London, UK.
- Boyer, P. y Liénard, P. (2008). "Ritual Behavior in Obsessive and Normal Individuals", *Current Directions in Psychological Science*. Vol. 17, Num. 4. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- Cohen, S.; T. Kamarck y R. Mermelstein (1983). "A Global Measure of Perceived Stress", *Journal of Health and Social Behavior*. Vol. 24, Num. 4. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- Díaz, L. y C. J. Álvarez (2004). "Differences in Paranormal Beliefs Across Fields of Study from a Spanish Adaptation of Tobacyk's RPBS", *Journal of Parapsychology*. Vol. 68, Num. 2. Duke University, Durham, NC, EUA.
- Folkman, S. (2011). *The Oxford Handbook of Stress, Health, and Coping*. Oxford University Press, New York, NY.
- González, M. T. y R. Landero (2007). "Factor Structure of the Perceived Stress Scale (PSS) in a Sample from Mexico", *Spanish Journal of Psychology*. Vol. 10, Num. 1. Universidad Complutense de Madrid, Madrid.
- Hood, B. (2009). *Supersense: why we Believe in the Unbelievable*. HarperOne, New York, NY.
- Hundley, R. (2010). *¿Se acabará el mundo en el 2012?* Grupo Nellson, Nashville, Tenn.
- Inspector, Y.; I. Kutz y D. David (2004). "Another Person's Heart: Magical and Rational Thinking in the Psychological Adaptation to Heart Transplantation", *Israeli Journal of Psychiatry and Related Sciences*. Vol. 41, Num. 3. Israel Psychiatric Association by Israel Science, Jerusalem.
- Irwin, H. J. (1993). "Belief in the Paranormal: a Review of Empirical Literature", *Journal of the Society for Psychical Research*, Vol. 87, pp. 1-39. Society for Psychical Research, London, UK.
- Keinan, G. (2002). "The Effects of Stress and Desire for Control on Superstitious Behavior", *Personality and Social Psychology Bulletin*. Vol. 28, Num. 1. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- Keinan, G. y D. Sivan (2001). "The Effects of Stress and Desire for Control on the Formation of Causal Attributions", *Journal of Research in Personality*. Vol. 35, Num. 2. Elsevier Science, Nueva York.
- Lawrence, E. y E. Peters (2004). "Reasoning in Believers in the Paranormal", *Journal of Nervous y Mental Disease*. Vol. 192, Num. 11. Lippincott Williams and Wilkins, Baltimore, MD.
- Mayoral, E. G.; F. Laca y J. C. Mejía (2010). "Daily Spiritual Experience in Basques and Mexicans: a Quantitative Study", *Journal of Transpersonal Research*. Vol. 2, Num. 1. International Transpersonal Association, Nevada City, CA.
- McCrae, R. R. y Costa, Jr., P. T. (2002). *Personality in Adulthood: a Five-Factor Theory Perspective* (2ª ed.). Guilford Publications, New York.
- Moral, J. (2006). "Análisis factorial confirmatorio", en R. Landero y M.T. González (eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (eds.) (pp. 445-528). Trillas, México, DF.
- Moral, J. (2009) *Escala para medir Superstición y Pensamiento Mágico*. Psicom Editores, Bogotá.
- Moral, J. (2011). "Propiedades psicométricas de un formato de aplicación simplificado para el Inventario de Depresión de Beck", *Revista Mexicana de Investigación en Psicología Social y de la Salud*. Vol. 1, Num. 1. Consorcio de Universidades de México, Sonora.
- Pargament, K. (2001). *The Psychology of Religion and Coping: Theory, Research and Practice* (2a. edition). Oxford University Press, New York, NY.
- Pauhlus, D. L. (2002). "Socially Desirable Responding: the Evolution of a Construct", en H. Brau, D. Jackson y D. E. Wiley (Ed.). *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp.46-69). Lawrence Erlbaum, Mahwah, NJ.
- Peeters, T. (2003). *Personality-Profiles and Religiosity*. <[http://www.ethesis.net/ritualisme/ritualisme\\_english.htm](http://www.ethesis.net/ritualisme/ritualisme_english.htm)> (7 de julio de 2008).
- Peltzer, K. (2002). "Paranormal Beliefs and Personality Among Black South African Students", *Social Behavior and Personality*. Vol. 30, Num. 4. Society for Personality Research, Palmerston North, New Zealand.
- Rocha, T. E. y R. Díaz (2005). "Cultura de género: la brecha ideológica entre hombres y mujeres", *Anales de Psicología*. Vol. 21, Núm 1. Universidad de Murcia, Murcia.
- Spielberger, C. D. y R. Díaz-Guerrero (1975). *IDARE. Inventario de Ansiedad: Rasgo-Estado*. Editorial El Manual Moderno, México.
- Spielberger, C. D.; R. L. Gorsuch y R. E. Lushene (1970). *STAI. Manual for the State-*

*Trait Anxiety Inventory (Self-Evaluation Questionnaire)*. Consulting Psychologists Press, Palo Alto, CA.

Subbotsky, E. (2004a). "Magical Thinking - Reality or Illusion?" *The Psychologist*. Vol. 17, Num. 6. The British Psychological Society, London, UK.

Subbotsky, E. (2004b). "Magical Thinking in Judgments of Causation: can Anomalous Phenomena Affect Ontological Causal Beliefs in Children and Adults?" *British Journal of Developmental Psychology*, Vol. 22, Num. 1. The British Psychological

Society, London, UK.

Thalbourne, M. A. y J. H. Hensley (2001). "Religiosity and Belief in the Paranormal", *Journal of the Society for Psychological Research*. Vol. 65, Num. 2. Society for Psychological Research, Pennsylvania, Penn.

Tobacyk, J. J. (1982). "Paranormal Belief and Trait Anxiety", *Psychological Reports* Vol. 51, Num. 3. Ammons Scientific LTD, Missoula, MT.

Tobacyk, J. J. (1988). "Revised Paranormal Phenomena. Assessment Instrument Development and Implications for Personality Functioning", *Journal of Personality*

*and Social Psychology*. Vol. 44, Num. 5. American Psychological Association, Washington, D. C.

Tobacyk, J. J. y L.V. Wilkinson (1990). "Magical Thinking and Paranormal Beliefs", *Journal of Social Behavior and Personality*. Vol. 5, Num. 4. Select Press, Corte Madera, CA.

Wiebe, J. S. y J. A. Penley (2005). "A Psychometric Comparison of the Beck Depression Inventory-II in English and Spanish", *Psychological Assessment*, Vol. 17, Num. 4. American Psychological Association, Washington, D. C.

# José Gerardo Moreno Ayala

Fotógrafo



Alebrije



En espera



En la tarde

Encrucijadas urbanas

Al iniciar el tercer milenio, la mayoría de la humanidad es esencialmente urbana, pues desde 2008 más de la mitad de la población mundial vive en comunidades que superan los 15 mil habitantes. Las ciudades son el crisol de la historia humana, en donde confluyen sus logros, sus retos, amenazas y esperanzas. En las ciudades se concentra la riqueza material e inmaterial que a lo largo de los siglos hombres y mujeres que, ocasionalmente y a veces para muy pocos, permite una vida armoniosa, sustrato nutricional del espíritu humano, pero también constituyen asiento de millones de individuos que viven hacinados, víctimas de la criminalidad, el desempleo y el subempleo. Esta pequeña muestra de imágenes de la vida urbana busca rescatar fragmentos de la vida humana o de sus espacios construidos, sin duda sobrestimando la belleza de nuestra convivencia y "olvidando" los horrores de la violencia, la creciente desigualdad, la ignorancia, la falta de derechos y poderes económicos y políticos cada vez más ominosos, con la intención de tejer nuestras aspiraciones de que otro mundo es posible.

Secuencia fotográfica  
Fotografías de París, Varsovia, Praga, Roma, La Habana y México  
Fotos tomadas entre 2007 y 2011