

Correlación entre autoestima y calibración en tareas de razonamiento abstracto

Correlation between self-esteem and calibration in abstract reasoning tasks

Guillermo Macbeth, Eugenia Razumiejczyk, Alfredo O. López Alonso

Instituto de Investigaciones Psicológicas de la Universidad del Salvador (IIPUS).
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina.

y Nuria Cortada de Kohan

Instituto de Investigaciones Psicológicas de la Universidad del Salvador (IIPUS).
Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Correspondencia:

g.macbeth@conicet.gov.ar

RESUMEN

El presente trabajo se propone: i) extender el estudio de la calibración psicológica, entendida como convergencia o divergencia empírica entre el éxito subjetivo y el éxito objetivo, al dominio del razonamiento abstracto y; ii) estudiar la posible correlación entre calibración y autoestima, como se ha sugerido en contribuciones previas. Con tal propósito se realizó un estudio con el test de matrices progresivas de Raven y con la escala de autoestima de Rosenberg. Se hallaron sesgos de la calibración y una correlación significativa entre el éxito subjetivo y la autoestima. No se halló covariación entre la autoestima y el éxito objetivo, ni entre la autoestima y la calibración. Se discuten los alcances de estos resultados y se ofrecen sugerencias para futuras investigaciones.

Palabras clave: Cognición - Autoestima - Calibración psicológica - Razonamiento.

ABSTRACT

This paper proposes, i) to extend the research on psychological calibration, in terms of empirical convergence or divergence between subjective and objective success to the domain of abstract reasoning tasks; and ii) to study a possible correlation between calibration and self-esteem, as it has been suggested by previous contributions. To carry out this purpose a study was conducted using the Raven's Progressive Matrices test and the Rosenberg's self-esteem scale. Calibration bias and a meaningful correlation between the subjective success and self esteem were found, but there were no findings between covariation and auto esteem, neither between objective success nor self esteem and calibration. These results implications are discussed and suggestions for future studies are provided.

Key words: Cognition - Self-Esteem - Psychological Calibration - Reasoning.

INTRODUCCIÓN

Calibración y autoestima

La calibración psicológica C ha sido definida como la relación entre las creencias de rendimiento o éxito subjetivo E y el desempeño real o éxito objetivo O que presenta una persona en la realización de una colección de tareas (Camerer & Lovallo, 1999; Erev, Wallsten & Budescu, 1994; Gambará & León, 1996; Merkle & Van Zandt, 2006). Según el modelo original propuesto por Oskamp (Kahneman & Tversky, 2000; Macbeth, Ledesma, Razumiejczyk, Cortada de Kohan & López Alonso, 2008; Oskamp, 1965) se ha convenido en definir los fenómenos de la calibración como la discrepancia entre E y O para una colección de n cantidad de tareas, de manera que:

$$C = \sum_{i=1}^n E_i - O_i .$$

Cuando C resulta mayor que cero, se observa el sesgo de sobreconfianza (Brenner, Koehler, Liberman & Tversky, 1996; Camerer & Lovallo, 1999; Gigerenzer, Hoffrage & Kleinbölting, 1991; Macbeth & Cortada de Kohan, 2008). Cuando C , por el contrario, arroja valores menores que cero, se presenta el sesgo de subconfianza (Macbeth & Fernández, 2008; Macbeth, López Alonso, Razumiejczyk, Fernández, Sosa & Pereyra, 2009; Macbeth & Morán, 2009; Macbeth & Razumiejczyk, 2008). Sólo cuando E y O coinciden, por lo cual C tiende a cero, la calibración se encuentra libre de distorsiones (Koehler, Brenner & Griffin, 2002;

Liberman & Tversky, 1993; Lichtenstein, Fischhoff & Phillips, 1982; Macbeth & López Alonso, 2008). En trabajos recientes (Macbeth, 2009a; Macbeth & Fernández, 2008) se ha propuesto modelar el sesgo de sobreconfianza como la integración definida entre una función teórica desconocida de la sobreconfianza máxima $C^+(x)$ y la buena calibración $B(x)$. Esta última se ha definido como una función identidad, de manera que a cada valor de O en el dominio le corresponde el mismo valor de E en el codominio, así $B(x)$ coincide con C tendiendo a cero. El sesgo de

subconfianza se ha modelado como la integral definida entre $B(x)$ y una función teórica desconocida de la subconfianza máxima $C^-(x)$. Las definiciones fundamentales de este modelo matemático se resumen en las Ecuaciones 1, 2 y 3 donde las x son valores de O y las y son sus correspondientes imágenes en E (Macbeth, 2009a; Macbeth & Fernández, 2008). Las cotas a y b remiten a los valores mínimo y máximo, respectivamente, de la escala con la cual se mide el éxito subjetivo y objetivo.

$$\text{Buena calibración} = B_{(x)} = y \quad (1)$$

$$\text{Sesgo de sobreconfianza} = \int_a^b (C_{(x)}^+ - B_{(x)}) dx \quad (2)$$

$$\text{Sesgo de subconfianza} = \int_a^b (B_{(x)} - C_{(x)}^-) dx \quad (3)$$

La interpretación psicológica de las ecuaciones empleadas en este modelo se desarrolla con mayor detalle en contribuciones previas (Macbeth, 2009a; Macbeth & Fernández, 2008). En una aproximación intuitiva a su significado se considera que las integrales definidas a las que aluden las Ecuaciones 2 y 3 son funciones matemáticas que permiten cuantificar áreas o superficies. En el contexto del fenómeno psicológico que interesa al presente estudio, tales áreas se obtienen de combinar dos funciones cognitivas en un plano cartesiano de dos dimensiones representadas mediante ejes perpendiculares. En el eje horizontal o eje de abscisas se ubican los valores del éxito objetivo. En el eje vertical o de ordenadas se representan los valores del éxito

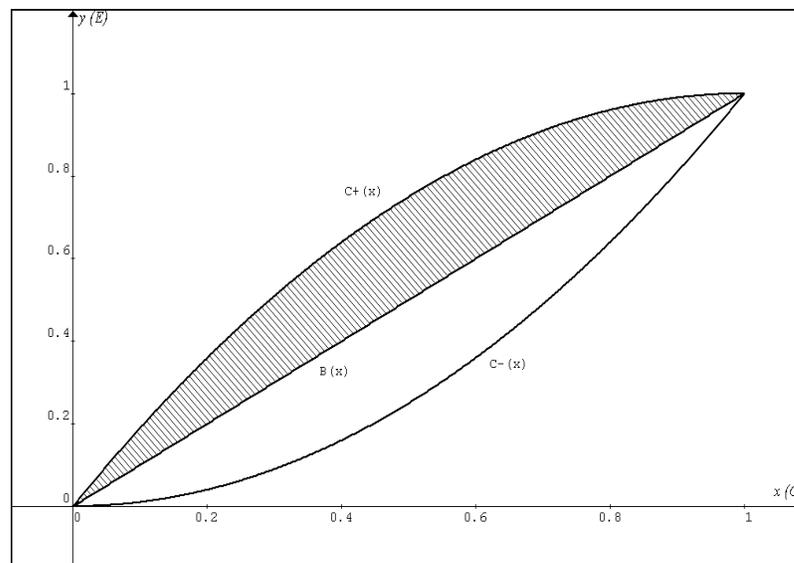
subjetivo. De esta manera, cada punto del plano representa un caso posible de calibración. La unión de estos puntos permite obtener rectas y áreas con significado psicológico. Cuando el valor del éxito objetivo coincide exactamente con el valor del éxito subjetivo, se obtiene una recta que pasa por el cruce de ambos ejes y se denomina función identidad porque a cualquier valor de x , le corresponde el mismo valor de y . Por ejemplo, un participante que obtiene 45 aciertos en el test de Raven y considera subjetivamente que sus aciertos han sido 45, puede ser representado por un punto en el mencionado plano cartesiano ubicado en $(x,y)=(45,45)$. Se ubica convencionalmente este punto desplazando 45 unidades desde el cero ó cruce de ejes hacia la derecha sobre

el eje horizontal y 45 unidades hacia arriba desde el cruce de ejes por el eje vertical. Al unir estas dos coordenadas se obtiene el punto $(x=45,y=45)$ que representa la calibración de ese participante. En este ejemplo, el punto pertenece a la recta determinada por la función $y=B(x)$, indicada como *Buena calibración* en la Ecuación 1.

Las Ecuaciones 2 y 3 representan superficies. La Ecuación 2 permite cuantificar la superficie teórica dentro de la cual se encuentra cualquier caso posible de sobreconfianza. Dada una función de sobreconfianza máxima, lo cual indica que el éxito subjetivo es mayor que el éxito objetivo y, dada la recta de buena calibración, su combinación permite construir un área

que encierra a todos los casos teóricos posibles de sobreconfianza. Lo mismo ocurre con la Ecuación 3, que es una construcción teórica que abarca a todos los casos posibles de subconfianza. Para la determinación de las funciones de sobreconfianza y subconfianza máxima se ha recomendado emplear una aproximación polinómica por mínimos cuadrados (Macbeth, 2009a). Tal aproximación es un recurso matemático que permite construir una función que posee la propiedad de minimizar masivamente la distancia entre cada punto observado y una línea o función única. Con fines ilustrativos se presenta en la Figura 1 una representación gráfica del modelo matemático indicado en las Ecuaciones 1, 2 y 3.

Figura 1. Ilustración del modelo matemático de calibración psicológica



Nota: se define la buena calibración $B_{(x)} = x$ como una función identidad equivalente a $C = \sum E - O = \text{cero}$, la sobreconfianza máxima como el polinomio $C_{(x)}^+ = -x^2 + 2x$ la subconfianza máxima como $C_{(x)}^- = x^2$. Estas funciones son puramente teóricas en este ejemplo y se requiere construir las mediante aproximaciones por mínimos cuadrados con los datos de cada estudio empírico concreto. El intervalo $[a,b]$ se define aquí como $[0,1]$ a efectos ilustrativos, pero podría tomarse cualquier otro valor, por ejemplo $[0,60]$ para el test de Raven. El área sombreada corresponde a la

integral definida que modela matemáticamente el fenómeno psicológico conocido como sesgo de sobreconfianza según los parámetros indicados. Estas definiciones no son empíricas. Su único propósito es ilustrar el comportamiento del modelo de calibración propuesto en estudios previos por Macbeth (2009a).

Se han descubierto varios fenómenos psicológicos relacionados con la calibración (Brenner *et al.*, 1996; Koehler *et al.*, 2002; Lichtenstein *et al.*, 1982; Macbeth & López Alonso, 2008; Wilson, Centerbar & Brekke, 2002). La evidencia acumulada sugiere que el sesgo de sobreconfianza, en particular, se encuentra de manera espontánea en múltiples dominios, tareas y poblaciones (Gigerenzer *et al.*, 1991; Koehler *et al.*, 2002; Oskamp, 1965). Así, se ha hallado sobreconfianza en las decisiones económicas (Camerer & Lovallo, 1999), en tareas de conocimientos generales (Lichtenstein *et al.*, 1982), en el razonamiento matemático (Macbeth, 2009b), en rendimiento verbal (Macbeth & Cortada de Kohan, 2008; Macbeth & Morán, 2009) y en el diagnóstico psicológico (Oskamp, 1965), entre otros dominios (Koehler *et al.*, 2002). Asimismo se ha sugerido en diversos estudios que la ocurrencia generalizada de la sobreconfianza puede explicarse en relación con la autoestima (Koehler *et al.*, 2002; Lichtenstein *et al.*, 1982). Se ha argumentado que el predominio del éxito subjetivo sobre el éxito objetivo es simplemente un exceso de autoestima. Según esta conjetura, resulta razonable pronosticar una correlación sistemática, significativa y directa entre la calibración y la autoestima. En coherencia con este contexto, interesa al presente estudio poner a prueba tal hipótesis de trabajo en el dominio del razonamiento abstracto. Así, los objetivos de esta investigación son: *i*) describir el comportamiento espontáneo de la

calibración en el test de matrices progresivas de Raven (Fernández Liporace, Ongarato, Saavedra & Casullo, 2004; Raven & Court, 1993) y; *ii*) describir la relación entre la calibración y la autoestima en dicho test. El primer objetivo se justifica como una extensión del estado actual de los conocimientos sobre calibración al dominio del pensamiento deductivo (Macbeth & López Alonso, 2008). El segundo objetivo se fundamenta en las sugerencias de estudios previos sobre la posible relación entre la autoestima y la sobreconfianza (Camerer & Lovallo, 1999; Koehler *et al.*, 2002). Se ha sugerido que las personas sobreconfiadas se valoran a sí mismas en exceso, por lo cual su estimación subjetiva de éxito tiende a ser mayor que su éxito objetivo. Esta conjetura ha resultado parcialmente respaldada por la evidencia obtenida en estudios de calibración con poblaciones especiales (Dar, Rish, Hermesh, Taub & Fux, 2000). Al respecto, se ha encontrado que las personas diagnosticadas con trastornos asociados a la reducción de la autoestima tienden a presentar calibraciones libres de sesgo. En un estudio con pacientes diagnosticados con trastornos de ansiedad, por ejemplo, se halló una significativa ausencia de sobreconfianza y de subconfianza (Macbeth & Bogiaizian, 2007). En el mismo sentido, en un estudio que empleó una muestra de pacientes con síntomas de depresión y pánico se encontraron calibraciones sin distorsión (Dar *et al.*, 2000). En este último estudio se encontró que los pacientes con tendencias obsesivas, sin

embargo, mostraron una tendencia leve hacia el sesgo de sobreconfianza. En términos generales, esta evidencia acumulada es indicativa de una interacción entre la autoestima y la calibración. El propósito del presente estudio es estudiar tal interacción para el caso específico del razonamiento abstracto.

Se seleccionó el test de Raven para poner a prueba la mencionada hipótesis de trabajo porque permite evaluar el comportamiento de la calibración en tareas de dificultad creciente. Esta opción se debe a que la evidencia provista por diversos estudios previos sugiere que la dificultad de las tareas es una variable crítica para la configuración de la calibración (Merkle & Van Zandt, 2006; Oskamp, 1965).

MÉTODO

Hipótesis

La hipótesis H1 afirma la ocurrencia del sesgo de sobreconfianza en algunas series del test de Raven. Esta hipótesis se propone, en particular, para la serie final E por ser más difícil que las cuatro series anteriores. Se justifica esta hipótesis por los conocimientos actuales sobre el tema. Tanto en estudios clásicos de calibración (Gigerenzer *et al.*, 1991; Oskamp, 1965), como en estudios recientes (Macbeth & López Alonso, 2008; Macbeth & Morán, 2009; Merkle & Van Zandt, 2006), se ha encontrado que las tareas difíciles tienden a generar el sesgo de sobreconfianza.

Formalmente,
 $H1: \bar{E}_i > \bar{O}_i, i = \{A, B, C, D, E\}$.

En coherencia con estudios previos (Macbeth *et al.*, 2008), se propone medir la magnitud del sesgo mediante el tamaño del efecto (Cohen, 1988) correspondiente a la d de Cliff (Ledesma, Macbeth & Cortada de Kohan, 2009). Esta medida permite obtener una estimación robusta de la dimensión de las diferencias entre el éxito subjetivo y el éxito objetivo. El empleo de este método permite realizar un análisis complementario a las pruebas de significación estadística (Rodgers, 2010).

La hipótesis H2 sostiene que la autoestima correlaciona de manera directa y significativa con el éxito subjetivo ($H2a: r_{AUTOESTIMA,E} > 0$) pero no con el éxito objetivo ($H2b: r_{AUTOESTIMA,O} \approx 0$) ni con la calibración ($H2c: r_{AUTOESTIMA,C} \approx 0$).

En coherencia con lo señalado para la hipótesis H1 se propone para la hipótesis H2 emplear estimadores del tamaño del efecto para medir la magnitud de la correlación, además de considerar la significación estadística (Rodgers, 2010). Para este caso se propone utilizar la transformación del coeficiente de correlación r de Pearson en la medida de tamaño del efecto provista por la d de Cohen (1988), de acuerdo al método de Friedman (1968). Se justifica la hipótesis H2 por hallazgos previos que recomiendan diferenciar críticamente el éxito subjetivo del éxito objetivo como componentes de la calibración (Macbeth & Razumiejczyk, 2008). En tal sentido, se ha encontrado que el éxito objetivo no explica críticamente el comportamiento de la calibración (Macbeth & Morán, 2009), pero sí lo hacen algunas variables metacognitivas (Flavell, 1979) relacionadas con el monitoreo y el control recursivo de las propias

cogniciones (Macbeth & Bogiaizian, 2007; Macbeth *et al.*, 2009).

Participantes

Participaron de un estudio sobre calibración con el test de Raven 136 estudiantes argentinos cuya edad promedio fue de 22 años ($de=5,6$ años). La muestra contó con 92 mujeres (67,6%) y con 44 varones (32,4%). No se encontraron diferencias de calibración entre varones y mujeres ($Z=0,93$; $p=0,349$; d de Cliff=0,04). Los participantes fueron reclutados aleatoriamente entre estudiantes universitarios voluntarios de la Universidad del Salvador, en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina.

Materiales

Para obtener mediciones válidas del éxito objetivo en tareas de razonamiento abstracto se administró a todos los participantes el test de Raven de 60 ítems organizados en cinco series de dificultad creciente con 12 ítems cada una, etiquetadas como A, B, C, D y E (Fernández Liporace *et al.*, 2004; Raven & Court, 1993). El éxito subjetivo se evaluó mediante una consigna de estimación del rendimiento alcanzado. Se indicó a cada participante, luego de completar cada serie del test de Raven, que determine cuántos de los 12 ítems cree haber acertado. Se solicitó, asimismo, una estimación del éxito subjetivo global para los 60 ítems tomados en conjunto utilizando la misma estrategia.

Para evaluar la autoestima se administró a todos los participantes la escala de autoestima de Rosenberg (1965) luego de completar el test de

Raven y la consigna de éxito subjetivo. Se seleccionó este instrumento porque permite obtener una medida unidimensional y global de la autoestima, tal como lo requiere la hipótesis H2. Para esta hipótesis se definió el éxito objetivo como la suma de los aciertos en las cinco series del test de Raven y el éxito subjetivo como la estimación global consignada.

Procedimiento

Se utilizó papel y lápiz para recolectar las respuestas. La administración fue colectiva y las respuestas individuales. Se realizaron 6 sesiones de recolección de datos para completar la muestra. En cada sesión se reclutaron entre 20 y 25 alumnos que, luego de dar por escrito su consentimiento informado, fueron ubicados en un salón de clases anexo al Instituto de Investigaciones Psicológicas de la Facultad de Psicología y Psicopedagogía de la Universidad del Salvador. Luego de completar cada serie de 12 ítems del test de Raven, los participantes debieron completar la correspondiente tarea de éxito subjetivo. Se solicitó, adicionalmente, una estimación global de rendimiento. Luego de finalizar esta tarea, los participantes completaron la escala de autoestima de Rosenberg (1965). Cada sesión consumió aproximadamente 40 minutos. Al finalizar la sesión, los participantes recibieron un agradecimiento y fueron acompañados de regreso al predio de donde fueron reclutados en las instalaciones de la mencionada Facultad.

Diseño

Se empleó un diseño completamente aleatorizado de medidas repetidas

(Kuehl, 2001) para comparar los patrones de autoestima, éxito subjetivo, éxito objetivo y calibración en el test de Raven. Se determinó a las series del test de Raven como factor de comparación.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Un resumen de medidas de tendencia central y dispersión de las variables

incluidas en las pruebas de hipótesis H1 y H2 se presenta en la Tabla 1. Para la hipótesis H1 se emplearon pruebas estadísticas robustas que no requieren distribuciones normales. Para la hipótesis H2, en cambio, se aplicaron pruebas que suponen normalidad e igualdad de varianzas. En la Tabla 1 se presentan, por ello, descripciones normales y asimétricas de las variables de interés.

Tabla 1. Medidas de centralidad y dispersión de las variables incluidas en H1 y H2

Variable		Estadísticos descriptivos*	
		Normales	Asimétricos
		Media (Desvío estándar)	Mediana (Desviación absoluta mediana)
Serie A	E	11,38(1,47)	12(0)
	O	11,26(1,17)	12(0)
	C	0,12(1,55)	0(0)
Serie B	E	10,97(1,43)	11(1)
	O	10,80(1,32)	11(1)
	C	0,17(1,58)	0(1)
Serie C	E	9,64(1,79)	10(1)
	O	9,42(2,24)	10(1)
	C	0,21(2,08)	0(1)
Serie D	E	9,54(2,07)	10(1)
	O	9,62(1,82)	10(1)
	C	-0,08(1,99)	0(1)
Serie E	E	7,76(2,25)	8(2)
	O	5,45(2,92)	5(2)
	C	2,30(2,96)	2(2)
Total	E**	49,29(6,77)	50(4)
	O**	46,57(7,02)	47(4)
	C**	2,72(6,56)	2,5(3,5)
Autoestima**		31,35(4,18)	32(3)

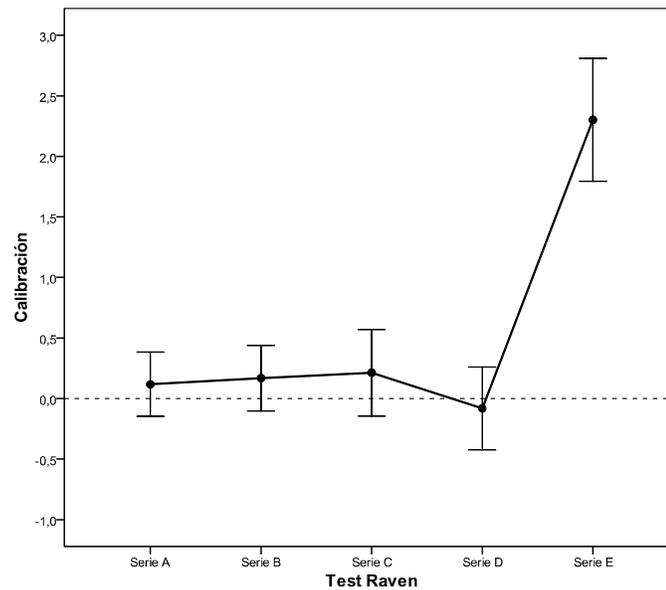
*Etiquetas de las variables: E=éxito subjetivo, O=éxito objetivo, C=E-O=calibración. Las Series A á E indican las subescalas del Test de Raven. La Autoestima indica puntajes de la escala de Rosenberg.

**Distribuciones normales.

La hipótesis H1 resultó coherente con la evidencia. Se observó el sesgo de sobreconfianza en las series A ($Z=-1,95$; $p=0,047$; δ de Cliff=0,12), B ($Z=-2,025$; $p=0,043$; δ de Cliff=0,12) y E ($Z=-6,77$; $p<0,001$; δ de Cliff=0,46) de acuerdo con el test del signo. En las series C y D no se hallaron sesgos (p -valores $>0,05$; deltas de Cliff $<0,02$). Para esta prueba de hipótesis se emplearon estadísticos

no paramétricos porque el éxito subjetivo resultó incompatible con el supuesto de normalidad, lo cual es coherente con estudios previos (Macbeth *et al.*, 2009). En la Figura 2 se observa el comportamiento de la calibración en cada serie. La línea puntada en el cero de ordenadas indica la buena calibración $B(x)$ o ausencia de sesgos.

Figura 2. La calibración en las cinco series del Test de Raven



Nota: la línea continua con puntos que representan las medias de calibración en cada serie. Los segmentos verticales acotados que acompañan a cada punto representan el desvío estándar de cada media. Se aprecia que el sesgo de sobreconfianza hallado en la serie E posee una magnitud considerable, lo cual se corresponde con un tamaño del efecto medio a grande (δ de Cliff=0,46), en coherencia con la hipótesis H1.

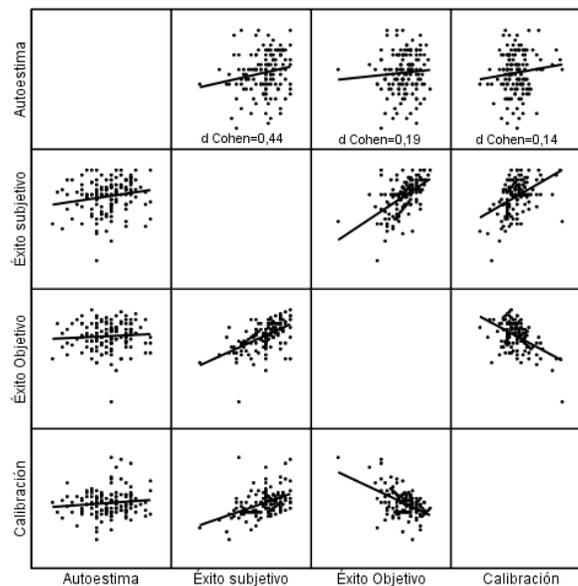
Si bien el sesgo de sobreconfianza se halló en las series A, B y E, sólo la serie E presenta una magnitud considerable. En la Figura 2 se aprecia que el alejamiento de las series A, B, C y D de la función libre de sesgos $B(x)$ es moderado. Aunque la diferencia entre el éxito subjetivo y el éxito objetivo resultó estadísticamente significativa en A, B y E, se aprecia que en A y B el tamaño del efecto es pequeño (deltas de Cliff próximas a 0,10). En la serie E, en cambio, la magnitud del sesgo es mediana con una δ de Cliff próxima a 0,50. Este resultado es coherente con el estado actual de los conocimientos sobre calibración (Macbeth *et al.*, 2009). La sobreconfianza en la serie E puede ser explicada como un efecto de la dificultad de los ítems correspondientes (Brenner *et al.*, 1996; Lichtenstein *et al.*, 1982; Oskamp, 1965). Pero la sobreconfianza en las series A y B no

puede ser explicada de la misma manera debido a que sus ítems son más fáciles que en la serie E. La ocurrencia de la sobreconfianza en estas series iniciales se explica, en cambio, por la condición metacognitiva de la calibración señalada en estudios previos (Macbeth, 2009a). Según Macbeth y Razumiejczyk (2008) y Macbeth y Bogiaizian (2007), los sesgos de la calibración se generan cuando la calidad del monitoreo es insuficiente, lo cual resulta esperable para las primeras series. Este argumento justifica el hallazgo del sesgo de sobreconfianza en las series A y B y su posterior disolución en las series C y D, por el eventual entrenamiento adquirido en las primeras calibraciones (Macbeth & Bogiaizian, 2007). Luego, la dificultad progresiva del test de Raven generó nuevamente el sesgo de sobreconfianza en la serie E.

La hipótesis H2 resultó coherente con la evidencia. Se encontró una correlación significativa entre la autoestima y el éxito subjetivo ($r=0,215$; $p=0,012$; r a d Cohen= $0,44$). No se halló evidencia de covariación entre la autoestima y el éxito objetivo ($r=0,096$; $p=0,266$; r a d Cohen= $0,19$) ni entre la autoestima y la calibración ($r=0,071$; $p=0,412$; r a d Cohen= $0,14$). La Figura 3 presenta una matriz de dispersigramas en la que se observa la

correlación, la recta de ajuste lineal y la transformación de los coeficientes de correlación en medidas de tamaño del efecto para las variables indicadas en H2. Se aprecia que la covariación entre la autoestima y el éxito subjetivo posee una magnitud mediana (d Cohen próxima a $0,50$). Las correlaciones entre autoestima y éxito objetivo, y entre autoestima y calibración, presentan tamaños del efecto menores que pequeños (d Cohen $< 0,20$).

Figura 3. Correlación entre la autoestima y los componentes de la calibración



Nota: en la primera fila de la matriz de dispersigramas se representa la autoestima en ordenadas y los componentes de la calibración en abscisas. En coherencia con la hipótesis H2 se indica para este caso la transformación del coeficiente de correlación r de Pearson en medidas de tamaño del efecto mediante la d de Cohen. Para apreciar con mayor claridad los patrones generales de covariación se agregó en cada celda la recta que mejor aproxima las observaciones.

Los resultados de la hipótesis H2 son coherentes con estudios previos que advierten la conveniencia de distinguir entre las variables críticas que regulan el comportamiento del éxito subjetivo y las que regulan el rendimiento o éxito objetivo. De manera afín, se ha encontrado anteriormente que la adquisición de experticia que incrementa significativamente el éxito

objetivo, no logra reducir la magnitud de los sesgos de la calibración (Macbeth & Razumiejczyk, 2008). Si bien algunos estudios sobre psicología positiva sugieren indirectamente que el incremento de autoestima mejora el rendimiento (Seligman, 2002) o, al menos, evita su disminución (Gutiérrez-Saldaña, Camacho Calderón & Martínez Martínez, 2007), tal efecto no se ha

encontrado aquí. De esta manera, la evidencia obtenida resulta compatible con el modelo de calibración propuesto por Macbeth (2009a; Macbeth & Fernández, 2008) que enfatiza la condición crítica del procesamiento metacognitivo para la configuración de estos fenómenos psicológicos.

DISCUSIÓN GENERAL

La evidencia hallada es compatible con tres sugerencias: i) los resultados obtenidos extienden la observación del sesgo de sobreconfianza al dominio del razonamiento abstracto; ii) la dificultad de las tareas no explica sistemáticamente el comportamiento del sesgo de sobreconfianza y; iii) la autoestima correlaciona de manera directa y significativa con el éxito subjetivo, pero no con el éxito objetivo ni con la calibración.

Estos hallazgos resultan compatibles con el modelo general de calibración propuesto recientemente por Macbeth (Macbeth, 2009a; Macbeth & Fernández, 2008; Macbeth *et al.*, 2009) que enfatiza la relevancia del monitoreo metacognitivo para la ocurrencia tanto de estos sesgos, como de su ausencia. Si bien la serie de mayor dificultad del test de Raven generó sobreconfianza, tal como lo pronostica el estado del arte (Kahneman & Tversky, 2000; Koehler *et al.*, 2002), también otras series elementales como la A y la B produjeron el mismo sesgo. Esto sugiere que la calibración no es sólo una función de la dificultad de las tareas (Gigerenzer *et al.*, 1991). Por el contrario, en la configuración de los juicios de éxito subjetivo también participan otras variables cognitivas,

metacognitivas y no cognitivas. De esta manera, se propone en el presente estudio que la autoestima participa en la configuración de los procesos que regulan la calibración, pero sólo indirectamente. La correlación hallada se restringe a la variación conjunta de la autoestima y el éxito subjetivo, pero no incluye al éxito objetivo ni a la calibración.

En síntesis, los hallazgos de este estudio sugieren una restricción para la relación entre los componentes de la calibración y la autoestima en el razonamiento abstracto, de manera que solamente el éxito subjetivo resulta afectado. Una limitación importante de este aporte consiste en el empleo de un solo instrumento para medir rendimiento en razonamiento abstracto (Fernández Liporace *et al.*, 2004; Raven & Court, 1993) y un solo instrumento para medir autoestima (Rosenberg, 1965). Se han excluido asimismo poblaciones especiales. Se recomienda que en futuras investigaciones se realicen estudios que superen estas limitaciones de muestreo y materiales. Se recomienda también que en futuras investigaciones se propongan manipulaciones experimentales que permitan tanto reducir, como amplificar los sesgos observados para promover la formulación de modelos explicativos (Macbeth & Fernández, 2008).

Reconocimientos

La investigación cuyos avances se informan en esta contribución cuenta con la financiación del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas de Argentina (CONICET) para Proyectos de Investigación Plurianuales PIP-IU-2009-2011 N°11420080100602.

REFERENCIAS

- Brenner, L., Koehler, D.J., Liberman, V., & Tversky, A. (1996). Overconfidence and probability and frequency judgments: A critical examination. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 65(3), 212-219.
- Camerer, C.F. & Lovallo, D. (1999). Overconfidence and excess entry: An experimental approach. *American Economic Review*, 89(1), 306-318.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum & Associates.
- Dar, R., Rish, S., Hermesh, H., Taub, M. & Fux, M. (2000). Realism of Confidence in Obsessive-Compulsive Checkers. *Journal of Abnormal Psychology*, 109(4), 673-678.
- Erev, I., Wallsten, T.S., & Budescu, D.V. (1994). Simultaneous over- and underconfidence: The role of error in judgment processes. *Psychological Review*, 101(3), 519-527.
- Fernández Liporace, M., Ongarato, P., Saavedra, E., & Casullo, M.M. (2004). El Test de Matrices Progresivas, Escala General: un análisis psicométrico. *Evaluar*, 4, 50-69.
- Flavell, J.H. (1979). Metacognition and cognitive monitoring. A new area of cognitive development inquiry. *American Psychologist*, 34(10), 906-911.
- Friedman, H. (1968). Magnitude of experimental effect and a table for its rapid estimation. *Psychological Bulletin*, 70, 245-251.
- Gambara, H. & León, O.G. (1996). Subjective evidence of data and confidence in clinical judgements. *European Journal of Psychological Assessment*, 12, 193-201.
- Gigerenzer, G., Hoffrage, U., & Kleinbölting, H. (1991). Probabilistic mental models: A brunswikian theory of confidence. *Psychological Review*, 98(4), 506-528.
- Gutiérrez-Saldaña, P., Camacho Calderón, N., & Martínez Martínez, M.L. (2007). Autoestima, funcionalidad familiar y rendimiento escolar en adolescentes. *Atención Primaria: Publicación oficial de la Sociedad Española de Familia y Comunitaria*, 39(11), 597-601.
- Kahneman, D. & Tversky, A. (Eds.). (2000). *Choices, Values, and Frames*. New York: Cambridge University Press.
- Koehler, D.J., Brenner, L., & Griffin, D. (2002). The calibration of expert judgment: Heuristics and biases beyond the laboratory. En T. Gilovich, D. Griffin, & D. Kahneman (Eds.), *Heuristics and Biases. The Psychology of Intuitive Judgment* (pp. 686-715). Cambridge: Cambridge University Press.
- Kuehl, R. (2001). *Diseño de experimentos. Segunda edición*. México: Thomson Learning.

- Ledesma, R., Macbeth, G., & Cortada de Kohan, N. (2009). Computing effect size measures with ViSta - The Visual Statistics System. *Tutorial in Quantitative Methods for Psychology*, 5(1), 25-34.
- Lieberman, V. & Tversky, A. (1993). On the evaluation of probability judgments: Calibration, resolution and monotonicity. *Psychological Bulletin*, 114(1), 162-173.
- Lichtenstein, S., Fischhoff, B., & Phillips, L.D. (1982). Calibration of probabilities: The state of the art to 1980. En D. Kahneman, P. Slovic, & A. Tversky (Eds.), *Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases* (pp. 306-334). Cambridge: Cambridge University Press.
- Macbeth, G. (2009a). Efecto amplificador del heurístico de anclaje sobre los sesgos de calibración. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, 55(1), 3-12.
- Macbeth, G. (2009b). Distorsiones del éxito subjetivo en la resolución de problemas matemáticos. *Boletín de Psicología*, 95(1), 59-72.
- Macbeth, G. & Bogiaizian, D. (2007). La estimación subjetiva de éxito en los trastornos de ansiedad. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 16(2), 143-150.
- Macbeth, G. & Cortada de Kohan, N. (2008). Efecto del entrenamiento sobre la calibración subjetiva de éxito en tareas verbales. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 40(1), 9-20.
- Macbeth, G. & Fernández, H. (2008). Moderadores metacognitivos del sesgo de subconfianza. *Informes Psicológicos*, 10(11), 189-206.
- Macbeth, G., Ledesma, R., Razumiejczyk, E., Cortada de Kohan, N., & López Alonso, A.O. (2008). La medición de los sesgos de la calibración mediante modelos discretos y continuos. *Investigaciones en Psicología*, 13(1), 117-134.
- Macbeth, G. & López Alonso, A.O. (2008). Aportes de enfoque ecológico a los estudios sobre calibración. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, 54(1), 55-61.
- Macbeth, G., López Alonso, A.O., Razumiejczyk, E., Fernández, H., Sosa, R.A., & Pereyra, C.I. (2009). Sesgos de la calibración en tareas de razonamiento lógico. *SUMMA Psicológica UST*, 6(2), 19-30.
- Macbeth, G. & Morán, V. (2009). El sesgo de subconfianza como fenómeno de dominio específico. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 41(1), 47-57.
- Macbeth, G. & Razumiejczyk, E. (2008). Disolución del sesgo de subconfianza en tareas verbales. *Anales de psicología*, 24(1), 143-149.
- Merkle, E. & Van Zandt, T. (2006). An application of the Poisson Race Model to confidence calibration. *Journal of Experimental Psychology: General*, 135(3), 391-408.
- Oskamp, S. (1965). Overconfidence in case-study judgments. *The Journal of Consulting Psychology*, 29, 261-265.

- Raven, J.C. & Court, J.H. (1993). *Test de matrices progresivas*. Buenos Aires: Paidós.
- Rodgers, J.L. (2010). The epistemology of mathematical and statistical modeling: A quiet methodological revolution. *American Psychologist*, 65(1), 1-12.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1965.
- Seligman, M.E.P. (2002). *Authentic Happiness: Using the New Positive Psychology to Realize Your Potential for Lasting Fulfillment*. New York: Free Press.
- Wilson, T.D., Centerbar, D.B., & Brekke, N. (2002). Mental contamination and the debiasing problem. En T. Gilovich, D. Griffin, & D. Kahneman (Eds.), *Heuristics and Biases. The Psychology of Intuitive Judgment* (pp. 185-200). Cambridge: Cambridge University Press.

Artículo recibido: Agosto de 2010
Artículo aceptado: Noviembre de 2010