

MODULACIÓN COMPLETA DE LA CALIBRACIÓN MEDIANTE EL ANCLAJE EN TAREAS DE RAZONAMIENTO ABSTRACTO

G. Macbeth y E. Razumiejczyk

Guillermo Macbeth es Miembro de la Carrera del Investigador Científico del CONICET y Director del Instituto de Investigaciones Psicológicas de la Universidad del Salvador. Eugenia Razumiejczyk también es Miembro de la Carrera del Investigador Científico del CONICET y Vice-directora de Instituto de Investigaciones Psicológicas de la Universidad del Salvador.

Sinergia de sesgos y heurísticos

La investigación psicológica sobre juicios y decisiones ha identificado durante las últimas cuatro décadas una importante colección de sesgos o distorsiones y heurísticos o estrategias

que se observan sistemáticamente en el pensamiento humano (Kahneman, Slovic y Tversky, 1982; Kahneman y Tversky, 2000). Se ha encontrado que algunas de estas distorsiones y estrategias se combinan en un mismo proceso mental de manera sinérgica. Uno de tales casos combinados ocurre cuando los sesgos de la calibración resultan afectados por el anclaje, según lo han señalado tempranamente Tversky y Kahneman (1974). La calibración puede ser entendida como un conjunto de fenómenos psicológicos que surge de la relación entre el éxito objetivo y el éxito subjetivo (Camerer y Lovallo, 1999; Gambará y León, 1993; Oskamp, 1965). El primero se refiere al rendimiento observable o externo de una persona en una tarea cualquiera controlada experimentalmente u observada en contextos naturales (Dhimi, Hertwig y Hoffrage, 2004). El segundo consiste en una especie de creencia personal o interna acerca del éxito objetivo alcanzado (Lieberman y Tversky, 1993). La comparación del éxito subjetivo con el éxito objetivo ha permitido definir los sesgos de sobreconfianza y subconfianza (Macbeth, 2009b). La sobreconfianza ocurre cuando el éxito subjetivo resulta mayor que el éxito objetivo (Brenner, Koehler, Lieberman y Tversky, 1996). La subconfianza o infraconfianza se corresponde con el caso contrario, cuando el éxito

subjetivo es menor que el éxito objetivo. Cuando la discrepancia entre ambos éxitos no difiere del azar se describe el fenómeno como buena calibración o ausencia de sesgos. Sobre la base de la comparación entre el éxito subjetivo y el éxito objetivo se han generado varios modelos teóricos de calibración que permitieron identificar fenómenos adicionales. Un ejemplo de tales extensiones es el hallazgo del efecto difícil-fácil que consiste en la tendencia sistemática al incremento del sesgo de sobreconfianza cuando las tareas experimentales resultan difíciles (Gigerenzer, Hoffrage y Kleinbölting, 1991; Lichtenstein, Fischhoff y Phillips, 1982). Este efecto también se refiere al incremento de la subconfianza ante tareas fáciles. Por su parte, el efecto de anclaje puede ser entendido como la tendencia espontánea de las decisiones humanas a tomar un criterio fijo de referencia (Fariña, Arce y Novo, 2002; Kahneman y Tversky, 2000). Se trata de un fenómeno típico que ocurre cuando se introduce durante el proceso de decisión una información que requiere consideración. El procesamiento cognitivo posterior se remite desde ese momento a tal información que funciona por ello como un ancla (Tversky y Kahneman, 1974). El anclaje se relaciona más con el momento del procesamiento en que se introduce la información que con la relevancia de la misma (Kahneman, 2011). En este contexto, la sinergia de anclaje y calibración puede ser entendida como un efecto regulador o modulador del primero sobre la segunda. La evidencia empírica acumulada hasta la actualidad sugiere al respecto que el anclaje permite modular algunos aspectos de la sobreconfianza y la subconfianza en tareas de dominios específicos (Macbeth y Razumiejczyk, 2012).

Modulación completa de la calibración por el anclaje

El propósito de la presente contribución consiste en sugerir que la manipulación experimental del anclaje permite modular de manera completa los fenómenos posibles de la calibración. Específicamente se propone aquí que la fijación de anclas previas a la solicitud de estimaciones de éxito subjetivo en fase de estudio permite recorrer experimentalmente el inventario exhaustivo de variaciones de la sobreconfianza y la subconfianza en fase de prueba. Se afirma que luego de conocer la calibración espontánea de un grupo control es posible obtener en un grupo experimental cualquier fenómeno alternativo mediante una adecuada manipulación del anclaje. En tal sentido, se ha logrado en un estudio reciente la reducción de la magnitud del sesgo de subconfianza en tareas de decisión geográfica mediante este recurso (Macbeth y Razumiejczyk, 2012). Se mostró además que la relación entre anclaje y calibración es lineal y que resulta susceptible de modelado matemático. En la misma línea de desarrollo se propone aquí que los sesgos de sobreconfianza y subconfianza pueden ser aumentados, reducidos, eliminados e invertidos por el anclaje. Se propone también que es posible generar experimentalmente

estos sesgos cuando la calibración espontánea de un grupo control registra la ausencia de sesgos. Debido a que la calibración es sensible a las diferencias entre dominios específicos, se propone aquí operar sobre un único material experimental relacionado con el razonamiento abstracto. Se seleccionó este dominio, entendido como un campo de inferencias no verbales codificadas sintácticamente, debido a su generalidad y potencial de transferencia.

Para lograr precisión en la formulación de hipótesis y en el diseño experimental se propone introducir aquí una distinción entre una dimensión teórica y una dimensión empírica en la modulación completa de la calibración por el anclaje. La *dimensión teórica* podría entenderse como un modelo deductivo que toma la forma de una lista exhaustiva en la que se incluyen todos los casos posibles de regulación sobre el grupo experimental a partir de lo observado en el grupo control. La Tabla 1 propone una lista de modulación teórica completa. Se sugiere que el registro de sobreconfianza en el grupo control permite realizar cuatro manipulaciones posibles del anclaje para lograr el aumento del sesgo (caso 1 en la Tabla 1), su reducción (caso 2), su eliminación o disolución (caso 3) y su inversión (caso 4). Lo mismo ocurre con el sesgo de subconfianza (casos 5 a 8). Para el caso de la ausencia de sesgos en el grupo control, se afirma que la manipulación del anclaje permite generar sesgos de sobreconfianza (caso 9) o de subconfianza (caso 10). También se considera que la manipulación del anclaje es suficientemente precisa como para generar diferentes magnitudes de sobreconfianza (caso 11) y de subconfianza (caso 12). Este modelo deductivo propone operacionalizar los fenómenos de la calibración mediante la comparación de ambos éxitos y complementar su análisis mediante la estimación del tamaño del efecto asociado. La propuesta toma la forma de un condicional lógico. Es por ello que la dimensión empírica opera sobre el consecuente sólo cuando ocurre lo que afirma el antecedente. Como se explica más abajo, la manipulación experimental se realiza luego de conocer la ocurrencia contingente de un antecedente específico.

Opcionalmente, la Tabla 1 puede reducirse si se considera que la disolución de sesgos es un caso extremo de reducción. Los casos 2 y 6 de reducción pueden por ello omitirse debido a que el desplazamiento que involucran se encuentra contenido dentro de los casos 3 y 7 de disolución de sesgos. De la misma manera, los desplazamientos diferenciales sugeridos en los casos 11 y 12 contienen los fenómenos propuestos en 9 y 10 referidos a la generación experimental de sesgos. En síntesis, se propone que la ocurrencia de 8 casos (1, 3, 4, 5, 7, 8, 11 y 12 en Tabla 1) cubre todas las posibilidades formales de recalibración que la definición clásica de calibración permite. La reducción de 12 a 8 casos se propone aquí como una alternativa formal, pero no como una regla excluyente. La formulación de las opciones concretas de intervención experimental depende según este enfoque de las restricciones concre-

tas de cada estudio, como se argumenta a continuación. Se advierte que esta reducción opcional no limita las opciones de manipulación sino que las simplifica en caso de resultar conveniente para el experimentador en un estudio específico.

Tabla 1

| Dimensión teórica de modulación completa de la calibración por el anclaje | | |
|---|-------------------------------|--|
| Caso | Grupo control | Grupo experimental |
| 1 | Sesgo de sobreconfianza (E>O) | Aumento del sesgo de sobreconfianza (E>O con mayor tamaño del efecto que el control) |
| 2 | Sesgo de sobreconfianza (E>O) | Reducción del sesgo de sobreconfianza (E>O con menor tamaño del efecto que el control) |
| 3 | Sesgo de sobreconfianza (E>O) | Disolución del sesgo de sobreconfianza (E≈O con tamaño del efecto tendiente a cero) |
| 4 | Sesgo de sobreconfianza (E>O) | Inversión del sesgo de sobreconfianza en subconfianza (E<O) |
| 5 | Sesgo de subconfianza (E<O) | Aumento del sesgo de subconfianza (E<O con mayor tamaño del efecto que el control) |
| 6 | Sesgo de subconfianza (E<O) | Reducción del sesgo de subconfianza (E<O con menor tamaño del efecto que el control) |
| 7 | Sesgo de subconfianza (E<O) | Disolución del sesgo de subconfianza (E≈O con tamaño del efecto tendiente a cero) |
| 8 | Sesgo de subconfianza (E<O) | Inversión del sesgo de subconfianza en sobreconfianza (E>O) |
| 9 | Ausencia de sesgos (E≈O) | Generación del sesgo de sobreconfianza (E>O) |
| 10 | Ausencia de sesgos (E≈O) | Generación del sesgo de subconfianza (E<O) |
| 11 | Ausencia de sesgos (E≈O) | Generación de diferentes magnitudes del sesgo de sobreconfianza (E>O con diferentes tamaños del efecto en dos o más grupos experimentales) |
| 12 | Ausencia de sesgos (E≈O) | Generación de diferentes magnitudes del sesgo de subconfianza (E<O con diferentes tamaños del efecto en dos o más grupos experimentales) |

Nota: La letra E representa el éxito subjetivo o estimado, la O se refiere al éxito objetivo. La calibración C puede ser entendida como $C = \sum_{i=1}^n (E_i - O_i), \forall i \in N$, donde i es la cantidad de tareas experimentales. Dada esta definición específica de calibración, la sobreconfianza es E>O y la subconfianza es E<O cuando las diferencias entre E y O resultan estadísticamente significativas.

La *dimensión empírica* podría entenderse como la aplicación de la dimensión teórica a un experimento concreto de calibración y anclaje. Esta condición surge como necesidad de las restricciones propias de los experimentos en toma de decisiones (Gigerenzer *et al.*, 1991). Las limitaciones atencionales e inferenciales del procesamiento cognitivo se suman a las limitaciones de los materiales y la contingencia de la calibración en el grupo control. Sobre la base de estas consideraciones se sugiere aquí que una modulación de la calibración por el anclaje es *completa* si la dimensión empírica satisface exhaustivamente a la dimensión teórica de acuerdo a las contingencias específicas de cada experimento concreto. De esta manera, los fenómenos espontáneos de la calibración observados en un grupo control requieren ser transformados experimentalmente en fenómenos alternativos según las variantes de la dimensión teórica de la Tabla 1. Este procedimiento no requiere que en el grupo control se registren todas las alternativas de calibración, pero exige que los fenómenos observados en su ocurrencia contingente se transformen mediante el anclaje en fenómenos alternativos según la Tabla 1.

Esta propuesta de articulación entre condiciones deductivas y restricciones empíricas para el diseño de experimentos sobre razonamiento surge de la discusión introducida por Stenning y Oberlander (1995) al analizar el problema de la implementación de estructuras lógicas en la investigación psicológica. Si bien estos autores se ocuparon de un tema específico diferente del aquí tratado, su estrategia de elaboración conceptual centrada en la articulación de teoría y diseño experimental resulta también aplicable al estudio de la calibración y el anclaje.

Método

Con el propósito de obtener evidencia coherente con la conjetura sobre modulación completa de la calibración por el anclaje en tareas de razonamiento abstracto, se realizó un experimento de diseño completamente aleatorizado con el test de Raven de matrices progresivas (Raven y Court, 1993). Las manipulaciones del anclaje en el grupo experimental se realizaron a partir de hipótesis formuladas luego de conocer la calibración del grupo control en cada serie del test de Raven según lo propuesto en la Tabla 1.

Participantes

Participaron en este estudio 397 estudiantes de grado de una universidad pública situada en la ciudad de Buenos Aires, Argentina. Se registraron cantidades homogéneas de mujeres (53%) y varones (47%). La media de edad resultó de 21,84 años (DE=4,36). Todos los participantes se encontraban matriculados en carreras de Ciencias Sociales. Los participantes fueron asignados al azar al grupo control (n=136) o al

grupo experimental ($n=261$). En todos los casos la participación fue libre, voluntaria y con consentimiento informado. No se repartieron retribuciones económicas ni académicas de ninguna clase.

Instrumento

En fase de prueba se aplicó a todos los participantes el test de matrices progresivas de Raven (Raven y Court, 1993). Esta prueba de razonamiento abstracto que mide inteligencia general incluye 5 series de dificultad creciente (A, B, C, D y E) de 12 láminas cada una. Cada lámina presenta una figura incompleta que se requiere completar seleccionando entre 8 alternativas posibles (series C, D, E) o 6 alternativas posibles (A, B), de las cuales una y sólo una es la correcta. Los criterios de acierto son no verbales, abstractos y están codificados sintácticamente (Raven y Court, 1993).

Procedimiento

Se estableció un grupo control para observar el comportamiento espontáneo de la calibración. Este registro permitió formular hipótesis de anclaje. Las manipulaciones correspondientes se realizaron posteriormente sobre un grupo experimental y consistieron en la inclusión de una consigna adicional al test de Raven luego de cada serie. Se solicitó que cada participante indique cuántas de las 12 respuestas dadas en la serie realizada cree que son correctas. Este registro permitió medir el éxito subjetivo. El éxito objetivo se midió como la cantidad de aciertos reales en cada serie. Las manipulaciones del anclaje consistieron en declarar luego de cada serie, antes de solicitar la estimación subjetiva de éxito, que otras personas anteriormente obtuvieron una determinada cantidad de aciertos. El anclaje específico aplicado en cada serie se presenta en la siguiente sección.

Hipótesis

Debido a que las hipótesis experimentales se formularon luego de conocer la calibración espontánea, se presenta en la Tabla 2 un resumen de los resultados del grupo control. En el grupo control se observó el sesgo de sobreconfianza en las series A, B y E. Las series C y D no presentaron sesgos. Se emplearon pruebas no paramétricas debido a que las distribuciones de las variables correspondientes al éxito objetivo y subjetivo resultaron asimétricas. En ningún caso se halló compatibilidad con la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov. Por ello se empleó un estimador de tamaño del efecto no paramétrico (δ de Cliff) para complementar el análisis del p valor (Cohen, 1988). Sobre la base de la calibración indicada en la Tabla 2 para el grupo control y las variantes de modulación completa de la Tabla 1 se formularon 5 hipótesis experimentales, una para cada serie. Esta estrategia metodológica se

justifica por la articulación argumentada entre la dimensión teórica y la empírica o contingente de cada experimento.

Tabla 2
La calibración en el grupo control

| Serie | Calibración | E | relación | O | Z | p valor | δ |
|-------|----------------|--------------|----------|--------------|-------|---------|----------|
| A | sobreconfianza | 11,38 (1,46) | > | 11,26 (1,17) | -1,95 | 0,05* | 0,12 |
| B | sobreconfianza | 10,97 (1,43) | > | 10,8 (1,32) | -2,02 | 0,04* | 0,12 |
| C | sin sesgos | 9,64 (1,77) | ≈ | 9,35 (2,15) | -0,31 | 0,76 | 0,02 |
| D | sin sesgos | 9,54 (2,07) | ≈ | 9,63 (1,83) | -0,79 | 0,43 | 0,01 |
| E | sobreconfianza | 7,76 (2,25) | > | 5,46 (2,92) | -6,77 | <0,01* | 0,46 |

Nota: la letra E se refiere al éxito subjetivo, la O al éxito objetivo. El símbolo * indica significación estadística de la Z correspondiente al test del signo con $\alpha \leq 0,05$. El valor de δ corresponde al tamaño del efecto delta de Cliff para distribuciones asimétricas.

De las tres series con sobreconfianza se propone obtener la reducción (caso 2 en Tabla 1), la disolución (caso 3) y la inversión (caso 4), respectivamente. La hipótesis H1 afirma para la serie E del grupo experimental una reducción del sesgo de sobreconfianza mediante un anclaje de 7 puntos por haberse registrado en el grupo control una media de éxito subjetivo de 7,76 (DE=2,25). Se busca reducir la estimación subjetiva de éxito por encontrarse exagerada respecto del éxito objetivo, con un tamaño del efecto grande (δ Cliff=0,46) en el grupo control. La hipótesis H2 afirma para la serie A del grupo experimental una disolución del sesgo de sobreconfianza mediante un anclaje de 10 puntos por haberse obtenido en el control una media de éxito subjetivo de 11,38 (DE=1,46). Se incrementa aquí la fuerza del anclaje respecto de H1 para obtener la eliminación del sesgo. La hipótesis H3 afirma para la serie B una inversión de la sobreconfianza en subconfianza mediante un anclaje de 8 puntos por haberse obtenido una media de éxito subjetivo control de 10,97 (DE=1,43). En H3 se aplicó un anclaje de mayor fuerza que en H1 y H2 para lograr el colapso de la inecuación en su opuesto.

Para las series C y D se propone pasar de la ausencia de sesgos en el control a la generación del sesgo de subconfianza. En coherencia con lo sugerido sobre la relación entre los casos 10 y 12 de la Tabla 1 se propone generar dos magnitudes diferentes del sesgo de subconfianza. Lo sugerido anteriormente se refiere a que generar dos tamaños del efecto diferentes de un mismo sesgo es más importante que simplemente generar un sesgo. Resulta oportuno aclarar, sin embargo, que ambas opciones resultan aceptables como evidencia de modulación. La hipótesis H4 afirma para la serie C la generación de un sesgo de subconfianza

de tamaño pequeño aplicando un anclaje de 9 puntos por registrarse en el control una media subjetiva de 9,64 (DE=1,77). La hipótesis H5 afirma para la serie D la obtención de un sesgo de subconfianza de tamaño mediano o grande mediante la fijación de un ancla de 8 puntos por haberse obtenido una media subjetiva de 9,54 (DE=2,07) en el control. En H5 se incrementó la discrepancia del éxito subjetivo hacia abajo respecto de H4 para obtener una subconfianza de mayor tamaño del efecto.

Resultados

Las cinco hipótesis resultaron compatibles con la evidencia. Se logró reducir el sesgo de sobreconfianza en la serie E en coherencia con la hipótesis H1 ($z=-6,65$; $p<0,01$, $\delta=0,30$), eliminarlo en la serie A según H2 ($z=-1,23$; $p=0,22$, $\delta=-0,04$) e invertirlo en subconfianza en la serie B según H3 ($z=-7,45$; $p<0,01$, $\delta=-0,34$). Se logró también generar el sesgo de subconfianza con un tamaño del efecto pequeño en la serie C según H4 ($z=-5,19$; $p<0,01$, $\delta=-0,20$) y un tamaño del efecto mediano en la serie D según H5 ($z=-8,76$; $p<0,01$, $\delta=-0,41$). En todos los casos se aplicó el test del signo porque las distribuciones resultaron asimétricas e incompatibles con el test de normalidad de Kolmogorov-Smirnov. Se advierte que el tamaño del efecto no paramétrico δ de Cliff empleado aquí difiere de la d de Cohen paramétrica en el codominio. La δ es un número real que se mueve entre -1 y +1 mientras la d de Cohen es siempre positiva y se comporta como un puntaje Z. Estos valores extremos de la δ de Cliff se asocian a la obtención de significación estadística en la comparación de dos variables. Por el contrario, la no significación se asocia a una δ que tiende a cero. El signo de la δ es indistinto porque depende de cuál variable se ingrese primero en el algoritmo de cómputo. Sin embargo, en el presente estudio siempre se ingresó primero el éxito subjetivo y luego el éxito objetivo, por lo cual el cambio de signo en la δ acompaña al cambio de signo en la calibración. Si bien los valores pequeño, mediano y grande son convencionales para la d de Cohen (1988), no se dispone de un acuerdo análogo para la δ de Cliff. De cualquier manera se considera aceptable considerar que $|\delta|\approx 0,15$ es pequeño, $|\delta|\approx 0,35$ es mediano y $|\delta|\approx 0,50$ es grande. Resulta de esta manera que las hipótesis H4 ($|\delta|>0,15$) y H5 ($|\delta|>0,35$) obtuvieron los tamaños del efecto buscados.

Discusión

Si bien se detectó tempranamente la sinergia entre calibración y anclaje (Tversky y Kahneman, 1974), los primeros intentos de recalibración experimental fracasaron repetidamente (Koehler, Brenner y Griffin, 2002; Lichtenstein *et al.*, 1982). Ni la adquisición de experticia en tareas del dominio específico seleccionado, ni la retribución económica, ni la advertencia directa acerca de los sesgos lograron regular los fenómenos espontáneos de la calibración (Kahneman y Tversky, 1982; Macbeth y

Razumiejczyk, 2008; Wilson, Centerbar y Brekke, 2002). Solamente las intervenciones metacognitivas o de recursividad (Flavell, 1979) lograron moderar la magnitud de los sesgos de sobreconfianza y subconfianza (Macbeth y Morán, 2009). El efecto del anclaje, por su parte, se registró hace casi cuatro décadas (Tversky y Kahneman, 1974) pero no se exploró su capacidad para la recalibración (Fischhoff, 1982).

En estudios previos se ha detectado una notable potencia reguladora del anclaje para la calibración (Kahneman, 2011; Macbeth, 2009a). Si bien se pudo ampliar y reducir la subconfianza en tareas de decisiones geográficas (Macbeth y Razumiejczyk, 2012), tal hallazgo resulta solamente parcial si se consideran todas las variedades de calibración que pueden generarse experimentalmente. El aporte específico del presente estudio consiste en: a) proponer una articulación factible entre condiciones teóricas y evidencias empíricas para concluir que la modulación de la calibración por el anclaje es completa y, b) mostrar que tal modulación completa ocurre en el dominio específico del razonamiento abstracto cuando se emplea el test de Raven como material experimental. Estos aportes permiten extender los conocimientos actualmente disponibles en psicología del pensamiento sobre calibración y anclaje en dos sentidos. A nivel teórico se postuló una estrategia deductiva que cubre completamente la relación ente ambos fenómenos. Este avance resulta significativo si se considera que la investigación habitual en el campo de las decisiones, los juicios y el razonamiento tiende a cerrarse sobre condiciones parciales. La cobertura exhaustiva de un modelo formal resulta pertinente para avanzar en la comprensión de los procesos de pensamiento (Stenning y Oberlander, 1995). A nivel empírico se logró generar nueva evidencia sobre el fenómeno de interés en el dominio específico del razonamiento abstracto que se suma a estudios previos de calibración en tareas de decisión geográfica (Macbeth y Razumiejczyk, 2012), económica (Camerer y Lovallo, 1999), aptitud verbal (Macbeth y Razumiejczyk, 2008), juicios clínicos (Gambara y León, 1993; Oskamp, 1965) y conocimientos generales (Gigerenzer *et al.*, 1991), entre otros (Kahneman y Tversky, 2000). En relación con el anclaje, los hallazgos aquí obtenidos complementan la evidencia aportada por Fariña *et al.* (2002) que muestra la fuerza operativa del anclaje en contextos judiciales, donde las comunicaciones del ministerio fiscal operan como fijaciones para las decisiones posteriores de otros agentes involucrados en un proceso legal. Una importante valoración de las aplicaciones del anclaje fuera del contexto experimental se encuentra en la síntesis propuesta recientemente por Kahneman (2011).

Una limitación del presente estudio consiste en su restricción al dominio específico del razonamiento abstracto medido con un test de inteligencia general (Raven y Court, 1993). Se propone en futuros estudios extender el procedimiento de modulación completa a otros dominios específicos. Otra limitación se refiere al empleo de un único modelo de

calibración para definir la sobreconfianza, la subconfianza y la ausencia de sesgos (Brenner, 2003; Wallsten, Erev y Budescu, 2000). Este modelo que compara patrones de éxito subjetivo con patrones de éxito objetivo sobre colecciones de tareas es sólo una manera de operacionalizar la calibración. Un modelo alternativo de extensa aplicación en las publicaciones especializadas utiliza una estrategia de agrupación de probabilidades subjetivas de éxito que compara luego con proporciones de respuestas correctas (Lichtenstein *et al.*, 1982; Wallsten *et al.*, 2000). Tal modelo alternativo, a pesar de introducir una estrategia fundacional basada en curvas de recalibración, ha sido fuertemente criticado por su vulnerabilidad metodológica (Kadane y Fischhoff, 2013). En tal sentido, pareciera que es matemáticamente imposible evitar la generación de artefactos en los estudios de calibración independientemente del modelo formal que se utilice para definir los fenómenos de interés. Al respecto se ha señalado que la comparación forzada de distribuciones continuas con distribuciones discretas produce artefactos inevitables (Macbeth, Ledesma, Razumiejczyk, Cortada de Kohan y López Alonso, 2008). Por último, resulta importante destacar que los hallazgos del presente estudio se limitan a tareas de razonamiento abstracto que pueden ser descritas como procesos no verbales codificados sintácticamente (Raven y Court, 1993). La posible transferencia de estos resultados a otros dominios se encuentra facilitada por la generalidad del material empleado. Por tratarse de razonamiento abstracto, pareciera que los hallazgos aquí obtenidos son factibles de replicar en diferentes contextos y poblaciones. Sin embargo, las corrientes actuales de investigación sobre el pensamiento humano insisten en priorizar la relevancia de los aspectos semánticos y pragmáticos (Manktelow y Chung, 2004; Rips, 2011). De manera que el formalismo del material empleado en este estudio es ventajoso en tanto funciona con cierta independencia de las restricciones verbales pero sufre desventajas relacionadas con su posible transferencia a contextos de diversidad pragmática (Cheng, Holyoak, Nisbett y Oliver, 1986; Gigerenzer, 2000).

En síntesis, los aportes propuestos en este estudio sugieren que el anclaje es un modulador completo de la calibración en tareas de razonamiento abstracto. Esta contribución específica al estado del arte requiere la consideración de dos advertencias. En primer lugar resulta importante señalar que en esta propuesta la modulación se considera completa bajo la forma lógica del condicional. No se necesita por ello que en el grupo control ocurran la sobreconfianza, la subconfianza y la ausencia de sesgos. En cambio, resulta necesario lograr la transformación de lo observado operando manipulaciones sobre el grupo experimental según la Tabla 1. La condición completa no se refiere al grupo control, sino al experimental bajo las restricciones impuestas por las contingencias de la calibración espontánea. En segundo lugar se advierte también que la evidencia obtenida no indica una relación causal entre

anclaje y calibración. Solamente sugiere una sinergia que cubre todas las posibilidades experimentales cuando la calibración se define mediante el modelo empleado en el presente estudio y cuando se aplican los materiales y procedimientos aquí seleccionados. Para estudios futuros se sugiere tanto extender la elaboración teórica de nuevos criterios de modulación completa de sesgos de la calibración, como ampliar los hallazgos a otros dominios específicos.

Reconocimientos:

La investigación informada en el presente artículo recibió financiación del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) de Argentina mediante el proyecto de investigación plurianual PIP IU N° 1142008010602 concedido al primer autor.

Referencias

- Brenner, L. (2003). A random support model of the calibration of subjective probabilities. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 90, 87-110.
- Brenner, L., Koehler, D.J., Liberman, V. y 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. y Lovo, D. (1999). Overconfidence and excess entry: An experimental approach. *American Economic Review*, 89(1), 306-318.
- Cheng, P. W., Holyoak, K. J., Nisbett, R. E. y Oliver, L. M. (1986). Pragmatic versus syntactic approaches to training deductive reasoning. *Cognitive Psychology*, 18(3), 293-328.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum y Associates.
- Dhimi, M. K., Hertwig, R. y Hoffrage, U. (2004). The role of representative design in an ecological approach to cognition. *Psychological Bulletin*, 130(6), 959-988.
- Fariña, F., Arce, R. y Novo, M. (2002). Heurístico de anclaje en las decisiones judiciales. *Psicothema*, 14(1), 39-46.
- Fischhoff, B. (1982). Debiasing. En D. Kahneman, P. Slovic y A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases* (pp. 422-444). Cambridge: Cambridge University Press.
- Flavell, J. H. (1979). Metacognition and cognitive monitoring. A new area of cognitive development inquiry. *American Psychologist*, 34(10), 906-911.
- Gambara, H. y León, O.G. (1993). Calibración en juicios clínicos. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 46(1), 75-87.
- Gigerenzer, G. (2000). *Adaptive thinking. Rationality in the real world*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Gigerenzer, G., Hoffrage, U. y Kleinbölting, H. (1991). Probabilistic mental models: A brunswikian theory of confidence. *Psychological Review*, 98(4), 506-528.
- Kadane, J. B. y Fischhoff, B. (2013). A cautionary note on global recalibration. *Judgment and Decision Making*, 8(1), 25-27.
- Kahneman, D. (2011). *Thinking fast and slow*. New York: Farrar, Straus and Giroux.
- Kahneman, D., Slovic, P. y Tversky, A. (Eds.). (1982). *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Kahneman, D. y Tversky, A. (1982). Intuitive prediction: Biases and corrective procedures. En D. Kahneman, P. Slovic y A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases* (pp. 414-421). Cambridge: Cambridge University Press.
- Kahneman, D. y Tversky, A. (Eds.). (2000). *Choices, values, and frames*. New York: Cambridge University Press.
- Koehler, D. J., Brenner, L. y Griffin, D. (2002). The calibration of expert judgment: Heuristics and biases beyond the laboratory. En T. Gilovich, D. Griffin y D. Kahneman (Eds.), *Heuristics and biases. The psychology of intuitive judgment* (pp. 686-715). Cambridge: Cambridge University Press.
- Liberman, V. y Tversky, A. (1993). On the evaluation of probability judgments: Calibration, resolution and monotonicity. *Psychological Bulletin*, *114*(1), 162-173.
- Lichtenstein, S., Fischhoff, B. y 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., Ledesma, R., Razumiejczyk, E., Cortada de Kohan, N. y 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. y Morán, V. (2009). El sesgo de subconfianza como fenómeno de dominio específico. *Revista Latinoamericana de Psicología*, *41*(1), 47-57.
- Macbeth, G. y Razumiejczyk, E. (2008). Disolución del sesgo de subconfianza en tareas verbales. *Anales de psicología*, *24*(1), 143-149.
- Macbeth, G. y Razumiejczyk, E. (2012). Modelado matemático del efecto del anclaje sobre el sesgo de subconfianza. *Revista de Psicología*, *30*(2), 223-248.
- Manktelow, K. y Chung, M. C. (Eds.) (2004). *Psychology of reasoning. Theoretical and historical perspectives*. New York, NY: Psychology Press.
- Oskamp, S. (1965). Overconfidence in case-study judgments. *The Journal of Consulting Psychology*, *29*, 261-265.
- Raven, J. C. y Court, J. H. (1993). *Test de matrices progresivas*. Buenos Aires: Paidós.
- Rips, L. J. (2011). *Lines of Thought. Central concepts in cognitive psychology*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Stenning, K. y Oberlander, J. (1995). A cognitive theory of graphical and linguistic reasoning: Logic and implementation. *Cognitive Science*, *19*(1), 97-140.
- Tversky, A. y Kahneman, A. (1974). Judgment under uncertainty: heuristics and biases. *Science*, *185*(4157), 1124-1131.
- Wallsten, T. S., Erev, I. y Budescu, D. V. (2000). The importance of theory: Response to Brenner (2000). *Psychological Review*, *107*(4), 947-949.
- Wilson, T. D., Centerbar, D. B. y 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.