

Manipulación del contenido en el fenómeno de ensombrecimiento en juicios de contingencia

Ignacio Martín Tamayo, Emilia Inmaculada de la Fuente Solana y Jaume Arnau Gras**
Universidad de Granada y Universidad de Barcelona

En el presente artículo pretendemos estudiar el proceso de ensombrecimiento y la predicción que realizan los modelos establecidos en los juicios de contingencia para explicar este fenómeno. En dos experimentos, los sujetos establecieron sus juicios en una tarea experimental que consistía en predecir dos consecuencias en función de cuatro causas potenciales. Los dos experimentos diferían en cuanto al contenido de las causas y consecuencias (síntomas y enfermedades en el primero y letras y números en el segundo). Los resultados muestran que el contenido parece no afectar a los juicios aunque sí hay diferencias entre ellos en función de las contingencias objetivas establecidas entre las causas y consecuencias. De los modelos estudiados sólo tres de ellos muestran ajustes aceptables a los datos empíricos: Regla de Bayes, Delta O y el Modelo Asociativo.

Manipulation of the content in the overshadowing in contingency judgments. This article studies the process of overshadowing and the predictions realized by the models of contingency judgments. In two different experiments, subjects were provided with four cues, to which they had to respond in one of two possible outcomes. The two experiments differed with respect to the content of their cues and outcomes: symptoms and diseases in the first experiment, letters and numbers in the second one. The results show that content does not seem to affect the subjects' judgment. However, the results do differ with respect to the contingencies established between the cues and the subjects' outcomes. Of all the models studied, only three proved to acceptably fit the empirical data: the Bayes' rule, the Delta O, and the Associative Model.

Aunque algunos estudios sobre juicios de contingencia en humanos se pregunta a los sujetos que juzguen la relación entre una causa y un efecto o consecuencia (por ejemplo López, Almaraz, Fernández y Shanks, 1999), otras investigaciones se han encaminado a estudiar qué ocurre cuando múltiples causas pueden predecir una consecuencia y de qué forma el poder predictivo de cada una de las posibles causas afecta a las demás. A esta línea de investigación se la ha denominado interacción de causas (*Cue interaction*) o competición de causas (*Cue competition*). Así, Wasserman (1990) define este proceso como la atribución de causalidad cuando actúan más de dos posibles causas; Price y Yates (1995) afirman que se produce una interacción de causas cuando, en una situación en la que se establecen contingencias entre un efecto y varias causas, el juicio de los sujetos del grado de contingencia entre cada causa y la consecuencia, se ve afectado por el resto de contingencias entre la consecuencia y las otras causas sometidas a consideración.

La competición entre causas se ha estudiado en tres fenómenos sobre juicios de contingencia: la inhibición condicionada (*conditioned inhibition*), el bloqueo hacia delante y hacia detrás (*forward*

and backward blocking), y el ensombrecimiento (*overshadowing*). En el ensombrecimiento los sujetos deben juzgar la contingencia entre diversas causas potenciales y un efecto, estableciéndose simultáneamente. Para Price y Yates (1995) la diferencia entre este fenómeno y el bloqueo es principalmente procedimental. En el bloqueo, la fuerza relativa de la contingencia entre la consecuencia y una causa es establecida antes de la introducción del segundo predictor. Sin embargo, en el ensombrecimiento, las contingencias entre la consecuencia y las distintas causas se establecen a la vez. La distinción se produce porque en el bloqueo hay un diseño en dos etapas mientras que en el ensombrecimiento el diseño es en una única etapa. Por ello, estos autores denominan también a este último fenómeno *bloqueo simultáneo* y opinan que su investigación diferenciada está plenamente justificada.

Se han llevado a cabo diferentes investigaciones de este fenómeno. La primera de ellas la realizaron Gluck y Bower en 1988. En su estudio, los sujetos debían aprender a clasificar pacientes ficticios en dos distintas enfermedades, una rara enfermedad o bien otra enfermedad más usual, según cuatro síntomas que podían padecer o no cada uno de los pacientes. Finalmente, para cada síntoma, los sujetos debían juzgar la probabilidad de que ese síntoma fuera predictor de cada una de las dos enfermedades. Ambos autores encontraron que aumentar el grado de contingencia entre dos de los síntomas y la enfermedad usual disminuía el juicio de probabilidad de la rara enfermedad con los otros dos síntomas. Estudios similares (Baker, Mercier, Vallee-Tourangeau, Frank y Pan, 1993; Price y Yates, 1993, 1995; Shanks, 1990, 1991; Van Hame

Correspondencia: Ignacio Martín Tamayo
Facultad de Psicología
Universidad de Granada
18071 Granada (Spain)
E-mail: imartin@platon.ugr.es

y Wasserman, 1993, 1994; Wasserman, 1990) han mostrado la existencia de un proceso selectivo entre las diferentes causas, ya que la presencia de varias de ellas produce una interacción o competición por ser el mejor predictor de la consecuencia, es decir, sin modificar la contingencia objetiva entre una causa y una consecuencia, ésta puede juzgarse por los sujetos de forma distinta en función de la presencia e importancia de otras posibles causas en el contexto.

Modelos que predicen el ensombrecimiento

Los investigadores también han pretendido encontrar un modelo que explicara este proceso. Los primeros modelos propuestos estudiaban la relación entre una única causa y una consecuencia pudiendo representarse la información que los sujetos podrían tener en cuenta en una matriz de contingencia 2x2 (Tabla 1).

Causa	Consecuencia	
	Ocurre	No ocurre
Ocurre	A	b
No ocurre	C	d

Uno de los ejes refleja las dos posibilidades que puede tener la causa (Ocurrencia o no ocurrencia) y el otro, las dos modalidades de la consecuencia. Las cuatro casillas *a*, *b*, *c* y *d* indican la frecuencia conjunta de ocurrencia o no de la causa y de ocurrencia o no de la consecuencia.

Distintos modelos intentaron predecir los juicios de los sujetos según cómo se pensaba que éstos combinaban la información para emitir finalmente su juicio. Dos reglas intentaron predecir el juicio de los sujetos utilizando toda la información de la tabla. Estas fueron la regla $\Delta P = a / (a + b) - c / (c + d)$ o estrategia de probabilidades condicionadas y la regla $\Delta D = (a + d) - (b + c)$ o suma de diagonales. Dado que no en todos los casos se lograron ajustes aceptables a estas reglas también se probó con otros modelos que no tienen en cuenta toda la información necesaria para establecer una contingencia. De este modo también fueron propuestos como modelos las reglas $\Delta O = a - b$ y $DF = a - c$.

Frente a estos modelos, denominados Modelos Estadísticos, a finales de la década de los 70 y principios de los 80 se propone el Modelo Asociativo. Dickinson, Shanks y Eveden (1984) y Alloy y Tabachnik (1984) afirmaron que el modelo de Rescorla-Wagner (1972) puede verse como un sistema general de detección de covariación y aprendizaje y elicitar modelos sobre los juicios de contingencia en humanos. El modelo de Rescorla-Wagner postula que el cambio en la fuerza asociativa entre una causa y una consecuencia es proporcional al grado en el que la causa es sorprendente o impredecible, es decir, la fuerza asociativa (*V*) de una causa cambiará en cada ensayo de acuerdo con la ecuación:

$$\Delta V = \alpha \beta (\lambda - \sum V)$$

donde el incremento de *V* es el cambio en la fuerza asociativa, α y β son parámetros que dependen de la saliencia de la causa y la efectividad de la consecuencia respectivamente, λ es la máxima cantidad de fuerza asociativa de la causa y el sumatorio de

V es la suma de las fuerzas asociativas de las causas posibles presentes en cada ensayo.

La respuesta desde los modelos estadísticos al modelo asociativo la han proporcionado Cheng y Novick (1990, 1991 y 1992), Novick, Fratianne y Cheng (1992) y Cheng (1993) con su Modelo de Contraste Probabilístico. Según estos autores, su modelo es una modificación del modelo causal de Kelley (1973) y, a la vez, una extensión de la regla de contingencia ΔP . Según este modelo (Cheng y Novick, 1992), las inferencias causales para explicar un suceso dado, están determinadas por el contraste en un conjunto focal de sucesos. Un contraste de efecto principal, $\Delta P(I)$, que especifica una causa de un único factor *I*, es definido por el siguiente contraste o contingencia

$$\Delta P(I) = P(I) - P(\bar{I})$$

donde $P(I)$ es la proporción de sucesos en los cuales ocurre el efecto cuando el factor *I* está presente y $P(\bar{I})$ es la proporción de casos que el efecto ocurre cuando el factor *I* no está presente. Si $\Delta P(I)$ es distinto de cero, el factor *I* es una causa. En otro caso *I* es irrelevante. Un contraste positivo especifica una causa facilitadora y un contraste negativo una causa inhibidora.

Además, este modelo puede extenderse al caso en el que un efecto puede estar producido por más de un factor. Para este modelo, un contraste de interacción especifica una causa en la que están implicados un conjunto de factores. Mientras un contraste de efecto principal especifica una diferencia entre proporciones de sucesos en los cuales el efecto ocurre en presencia o ausencia de un factor, un contraste de interacción de dos factores especifica una diferencia entre tales diferencias para los niveles de un factor ortogonal. Un contraste de interacción de dos factores, $\Delta P(I, J)$, implicando factores potenciales *I* y *J*, se define de la siguiente manera:

$$\Delta P(I, J) = \left\{ \left[P(I, J) - P(\bar{I}, J) \right] - \left[P(I, \bar{J}) - P(\bar{I}, \bar{J}) \right] \right\}$$

donde *P*, como antes, indica la proporción de casos en los cuales el efecto ocurre cuando un factor potencial de la causa está presente o ausente dependiendo de los subíndices. En términos más generales, un contraste de interacción en el que están implicados *n* factores se define por diferencias de orden *n*, donde *n* es un entero positivo. El modelo distingue entre múltiples causas alternativas (correspondientes a múltiples efectos principales y/o contrastes de interacción) y causas conjuntas (correspondientes a contrastes implicando múltiples factores, por ejemplo, un contraste de interacción).

Otra regla frecuentemente utilizada como modelo normativo en decisión es la de Bayes. En el contexto de juicios de contingencia el teorema de Bayes no ha sido profusamente utilizado, aunque sí ha sido estudiado en algunas situaciones de diagnóstico médico similares a las usadas como procedimiento experimental en la presente investigación (Cosmides y Tooby, 1996).

El objetivo del presente artículo es doble: por una parte, estudiar el proceso de ensombrecimiento, con una paradigma experimental similar al de Gluck y Bower (1988), entre cuatro causas y dos consecuencias, comprobando si el contenido afecta a este fenómeno y, por otra, dilucidar cuál de los modelos anteriormente enumerados es capaz de predecir mejor el comportamiento de los

sujetos, estudiando para ello el ajuste con los datos experimentales que encontremos.

Sobre el ensombrecimiento, la hipótesis previa que tenemos es que la manipulación de las contingencias objetivas afectará diferencialmente a los juicios que los sujetos realizan sobre las distintas contingencias entre esas causas y sus potenciales consecuencias, aunque no podemos indicar, a priori, en qué dirección se verán afectados diferencialmente dichos juicios. En cuanto al efecto que puede derivarse de utilizar causas y consecuencias con contenido (síntomas y enfermedades, Experimento 1) o sin contenido (letras y números, Experimento 2), no hay estudios previos en el campo del ensombrecimiento, por lo que pretendemos estudiar si variables de la tarea como el contenido pueden afectar a los juicios de los sujetos.

En cuanto a los modelos, esperamos que el ajuste sea mayor para el modelo de contraste probabilístico y el modelo asociativo, que son los que han recibido mayor apoyo experimental y los que mejor se ajustan a la situación planteada de competición entre estímulos, ya que hay varias causas que compiten simultáneamente.

Experimento 1

En este primer experimento, tratamos de determinar cómo los sujetos juzgan las relaciones entre cuatro causas potenciales y dos consecuencias en una situación de ensombrecimiento. Es decir, dadas unas relaciones «prefabricadas» por el experimentador entre esos síntomas y esas enfermedades, pretendemos observar cómo los sujetos juzgan esa relación en la situación en la que las causas predicen cada una de las dos consecuencias con distinta probabilidad.

En consecuencia, las hipótesis que planteamos en este primer experimento son, en primer lugar, que los sujetos juzgarán diferencialmente sus juicios con respecto a las dos enfermedades y, en segundo lugar, que las contingencias objetivas programadas previamente entre cada síntoma y cada enfermedad producirán juicios diferentes para cada relación.

Método

Sujetos

Este primer experimento se realizó con 50 alumnos de la Universidad de Granada. Estos alumnos participaban voluntariamente. La muestra estaba compuesta por 16 hombres y 34 mujeres con una edad media de 20.44 años y con una desviación típica de 1.36 años.

Instrumentos

La tarea que resolvían los sujetos experimentales se realiza en un ordenador personal. La presentación de instrucciones y de estímulos así como la recogida de las respuestas de los sujetos se controla mediante el programa informático MEL (Schneider, 1990).

Diseño

El diseño utilizado en este primer experimento fue un factorial de medidas repetidas con dos factores, de 4 y 2 niveles.

La primera variable independiente fue contingencia objetiva de cada síntoma (COS), manipulada intrasujeto con cuatro niveles.

Cada uno de los cuatro síntomas tiene una probabilidad determinada de antemano de aparecer asociado con cada una de las dos enfermedades. Los cuatro síntomas fueron pérdida de capacidad asociativa, agitación psicomotora, miedo a hallarse en lugares públicos y poco apetito.

La segunda variable independiente hace referencia a la probabilidad de que cada una de las dos enfermedades sean correctas (PEC). Mientras una de las enfermedades era correcta el 75% de las ocasiones, la enfermedad usual, la otra, la enfermedad no usual o rara, era correcta el 25% de los ensayos restantes, es decir, en el total de los 160 ensayos la respuesta usual es correcta en 120 y la rara en los 40 restantes. Las dos enfermedades, depresión y ansiedad, estaban contrabalanceadas respecto a la usual y la rara. Fue manipulada intrasujeto, con dos niveles.

Las contingencias objetivas entre cada uno de los cuatro síntomas y las dos enfermedades se muestran en la tabla 2.

Tabla 2
Probabilidades establecidas entre los cuatro síntomas y las dos enfermedades en el Experimento 1

	SÍNTOMAS			
	A	B	C	D
P (síntoma/enfermedad usual)	0.20	0.32	0.40	0.50
P (síntoma/enfermedad rara)	0.60	0.40	0.35	0.50

La variable dependiente ha sido los juicios de contingencia entre síntomas y enfermedades (JC); se miden 8 juicios que pretenden evaluar las 8 contingencias que se establecen entre cada uno de los cuatro síntomas con las dos enfermedades. La forma de medir de esta variable es preguntar a los sujetos cuál cree que es la relación entre los cuatro síntomas y las dos enfermedades en una escala de 0 a 100.

Procedimiento

El experimento o paradigma experimental básico trata de estudiar cómo los sujetos relacionan un conjunto de síntomas con dos enfermedades. Realizaron el experimento en un laboratorio con las mismas y adecuadas condiciones de iluminación e insonorización. Los sujetos al comenzar el experimento se colocaban ante un ordenador personal que, como ya hemos comentado, controlaba la presentación de los ensayos y las respuestas de los sujetos por el programa informático MEL.

Al comienzo del experimento los sujetos leen en la pantalla del ordenador una breve descripción verbal de la tarea que van a realizar. A continuación, responden a cada uno de los 160 patrones estímulares aleatorizados por una rutina que posee el programa MEL. En cada uno de éstos aparecen cuatro, tres, dos o ningún síntoma y a continuación el sujeto debe dar su respuesta. Las teclas que el individuo debe pulsar para dar su respuesta (la enfermedad ansiedad y la enfermedad depresión) están resaltadas en el teclado del ordenador. Además, si el individuo pulsa otra tecla que no sea una de estas dos, el ordenador emite un pitido y no cambia de pantalla. Una vez que el individuo ha pulsado una de estas teclas en la pantalla aparece la frase «respuesta correcta» o «respuesta incorrecta». Esta frase permanece en la pantalla tres segundos e inmediatamente después aparece otro patrón estimular. Este proceso se repite en 160 ocasiones.

Con posterioridad empiezan a aparecer preguntas que el individuo debe ir respondiendo pulsando un número de 0 a 100 y después de haberlo escrito pulsar la tecla de función F10 que también está resaltada en el teclado. El sujeto, pues, contesta cada pregunta y tras pulsar la tecla F10 le aparece inmediatamente otra pregunta. Las ocho preguntas se van sucediendo en orden aleatorio para cada sujeto.

Resultados

Las medias de los juicios de los sujetos en el primer experimento y su representación aparecen en el Gráfico 1.

El análisis de varianza realizado sobre la variable dependiente juicios de contingencia entre síntomas y enfermedades muestra que la variable independiente PEC ha tenido efecto sobre los juicios de los sujetos ($F[1,49]= 81.41, p= 0.001$). Ello implica que los sujetos juzgan diferencialmente las diferencias de la contingencia entre estímulos y respuestas cuando la probabilidad de ocurrencia correcta de una de las respuestas (en el 75 % de las ocasiones) es superior a la otra respuesta (correcta en el 25% de las ocasiones). No ha tenido efecto, sin embargo, la variable COS ($F[3,147]= 0.29, p= 0.830$). Estos, considerados globalmente, no producen efecto diferencial en los juicios de los sujetos. Si ha tenido efecto, tal y como esperábamos, la interacción de ambas variables (PEC x COS) ($F[3,147]= 8.69, p= 0.001$), lo que indica que los sujetos muestran juicios diferentes en función de las diferentes combinaciones entre estímulos y respuestas. Las comparaciones a posteriori significativas (Neuman-Keuls) siempre han mostrado diferencias significativas mayores del 1% entre cualquier nivel de la respuesta usual con cualquiera de la respuesta extraña (UA>RB; UA>RC; UA>RD; UB>RA; UB>RB; UB>RC; UB>RD; UC>RA; UC>RB; UC>RC; UC>RD; UD>RA; UD>RB; UD>RC; UD>RD) excepto uno (UA=RA). Sólo una diferencia fue significativa entre las medias de los niveles usuales entre sí o del nivel extraño entre sí (UD>UA).

Experimento 2

La diferencia fundamental entre el primer experimento y éste es en cuanto al contenido de relación entre las causas y consecuencias. A diferencia del experimento anterior los sujetos no deben emitir sus juicios de contingencia entre síntomas y enfermedades sino entre letras y números. El resto de manipulaciones sigue los mismo criterios que los desarrollados en el experimento anterior.

Método

Sujetos

El segundo experimento se realizó con 50 alumnos de la Universidad de Granada. Estos alumnos participaban voluntariamente. La muestra estaba compuesta por 11 hombres y 39 mujeres con una edad media de 20.35 años y con una desviación típica de 7.02 años.

Los instrumentos, el diseño y el procedimiento son similares a los del experimento precedente con la salvedad que los sujetos debían relacionar letras y números, por lo que las instrucciones deben modificarse en esta dirección, pero el resto permanece de igual forma.

Resultados

Las medias obtenidas en este segundo experimento para la variable dependiente JC y su representación se muestran en la Gráfico 2.

Se ha realizado un análisis de varianza sobre la variable dependiente juicios de contingencia entre letras y números. Los resultados encontrados son similares a los del experimento anterior, es decir, hemos encontrado significativa la variable PEC ($F[1,49]= 101.16, p= 0.00001$) y la interacción de esta variable con COS ($F[3,147]= 2.89, p= 0.0373$). Las comparaciones a posteriori (Neuman-Keuls) siempre han mostrado diferencias significativas mayores del 1% entre cualquier nivel de la respuesta usual con cualquiera de la respuesta extraña (UA>RA; UA>RB; UA>RC; UA>RD; UB>RA; UB>RB; UB>RC; UB>RD; UC>RA; UC>RB; UC>RC; UC>RD; UD>RA; UD>RB; UD>RC; UD>RD). Todas son similares a las del primer experimento excepto dos de ellas, por lo que parece que la manipulación ha afectado de forma análoga a los sujetos en ambos experimentos.

Simulación

Los modelos basados en reglas predicen para cada uno de las cuatro causas en relación con cada uno de los dos efectos, diferentes valores. En cada caso se realizó una simulación con ordenador mediante el programa BMDP en la que, a partir de las mismas contingencias objetivas que fueron presentadas a los sujetos, se calculó la regla normativa que predice cada uno de los modelos. Posteriormente, se ajustó el valor de cada regla, mediante una transformación lineal, a una escala de 0 a 100.

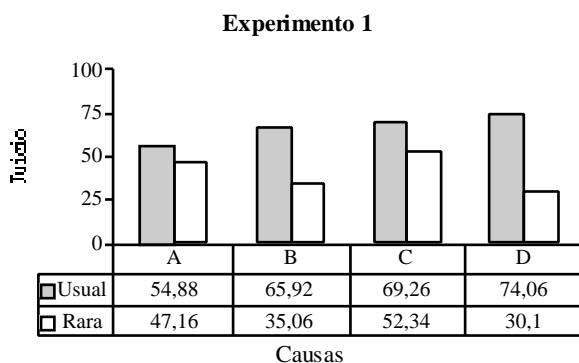


Gráfico 1. Juicios de contingencia de los sujetos para las cuatro síntomas (A, B, C, D) con las dos enfermedades (rara y usual) en el Experimento 1

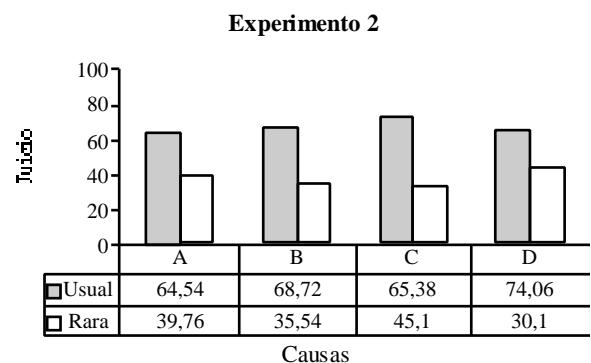


Gráfico 2. Juicios de contingencia de los sujetos para las cuatro letras (A, B, C, D) con los dos números (raro y usual) en el Experimento 2

La predicción del Modelo de Contraste Probabilístico se realizó en ordenador con el programa BMDP. En primer lugar se calculó la regla delta P sobre el conjunto focal total para cada una de las causas implicadas. Posteriormente se calculó la regla delta P en los tres conjuntos focales condicionados (eliminando en cada conjunto focal uno de las demás causas) y se halla la media. Después se combina la regla delta P en todo el conjunto focal con la media de las delta P en los conjuntos condicionados y se establece la predicción para cada contingencia causa-consecuencias.

Para obtener las predicciones del modelo asociativo se realizó una simulación en GWBASIC, utilizando una red neuronal con cuatro unidades de entrada y dos unidades de salida. Los patrones estímulares presentados como entradas de la red son los mismos 160 que se presentaron a los sujetos. Se simularon 100 sujetos ficticios realizando con cada uno de ellos una aleatorización similar a la llevada a cabo con los patrones estímulares presentados a los sujetos experimentales. El valor de los parámetros que se utilizó en la simulación fue de 0.08 y 0.8 para alfa y beta respectivamente. El valor de d_j , la salida deseada, variaba con dos valores, 100 para la respuesta correcta y 0 para la respuesta no correcta. Cuando el patrón estimular era la no presentación de ningún estímulo, la fuerza asociativa era aumentada en una pequeña cantidad tomando en este caso el parámetro alfa el valor de 0.001. Una vez obtenida la fuerza de la conexiones entre las cuatro unidades de entrada y las dos de salida, para reunir unos datos comparables debemos estudiar la salida de la red de todos los patrones estímulares utilizados en el experimento, con las dos consecuencias, la más frecuentemente correcta, denominada «usual», y la menos frecuentemente correcta, «rara», lo que nos proporcionará la predicción del modelo asociativo.

Con los resultados obtenidos en los dos experimentos realizados, que corresponden a los juicios de los sujetos en la situación con contenido y sin contenido, y, por otra parte, con los datos obtenidos en las simulaciones, se realizaron análisis de regresión en los que la variable dependiente era la relativa a los juicios de los sujetos y la independiente la predicción de cada uno de los modelos. Posteriormente en el análisis de varianza asociado a la regresión sólo mostraron ajustes significativos tres modelos con los datos del primer experimento: la regla delta O ($r^2 = 0.798$; $F[1,6]=23.776$; $p=0.003$), la regla de Bayes ($r^2 = 0.768$; $F[1,6]=19.841$; $p=0.004$) y el modelo asociativo ($r^2 = 0.520$; $F[1,6]=6.503$; $p=0.043$) y los mismos modelos con los datos del segundo experimento: la regla delta O ($r^2 = 0.692$; $F[1,6]=13.460$; $p=0.01$), la regla de Bayes ($r^2 = 0.769$; $F[1,6]=19.958$; $p=0.004$) y

el modelo asociativo ($r^2 = 0.584$; $F[1,6]=8.437$; $p=0.025$). La representación de los juicios de los sujetos en ambos experimentos y de las predicciones de los modelos que han mostrado ajustes significativos se muestran en los Gráficos 3 y 4.

En resumen, en cuanto a los modelos evaluados para predecir los resultados empíricos sólo tres de ellos muestran un ajuste aceptable a los datos: la regla delta O, la regla de Bayes y el modelo asociativo.

Así, sólo tres modelos parecen ser buenos predictores del efecto de ensombrecimiento entre estímulos en la situación experimental planteada. El ajuste en estos tres casos es razonablemente bueno y en siguientes investigaciones se podrá dilucidar cuál de ellos, además, proporciona una buena explicación de otros fenómenos experimentales.

Discusión

La manipulación de las contingencias objetivas por parte del investigador entre las causas y las consecuencias ha producido juicios diferenciales para cada una de ellas, como puede derivarse del estudio de los resultados de los experimentos. Los sujetos juzgan más elevadas las relaciones de contingencia en aquellas en las que está relacionada la respuesta usual frente a las que no lo está, incluso aunque la contingencia fuera mayor. Ello parece apoyar la idea de un proceso selectivo en el que las causas compiten por ser predictoras de la consecuencia.

Por otra parte, si realizamos un análisis de varianza conjunto entre los datos del primer y segundo experimento y establecemos la variable contenido con dos niveles los resultados muestran que no hay significación en esta variable ($F[1,98]=1.5$; $p=0.224$). Ello muestra que el contenido, es decir, realizar la tarea estableciendo las contingencias entre síntomas y enfermedades o entre letras y números no afecta a los juicios de los sujetos. Parece que éstos han basado sus juicios en las contingencias objetivas independientemente de cómo hayamos denominado a las causas y a las consecuencias.

En cuanto a los modelos estudiados para predecir los juicios, tres de ellos han mostrado buenos ajustes. El modelo ΔO no tiene en cuenta el efecto de competición entre causas y, sin embargo, se ha ajustado a los datos experimentales. Ello podría interpretarse como que los sujetos al recibir gran cantidad de información, obvian parte de ella. Por un lado, no tendrían en cuenta las interacciones entre distintas causas y, por otro, no utilizarían toda la información para establecer la contingencia, sino que establecerían

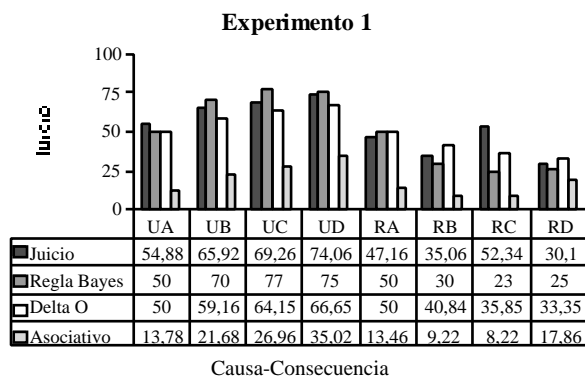


Gráfico 3. Ajuste entre los juicios de los sujetos del Experimento 1 y las predicciones de los modelos Regla de Bayes, Delta O y Asociativo

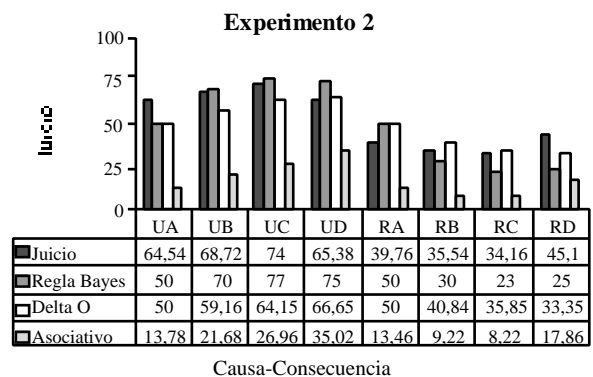


Gráfico 4. Ajuste entre los juicios de los sujetos del Experimento 2 y las predicciones de los modelos Regla de Bayes, Delta O y Asociativo

el juicio sólo teniendo en cuenta, cuando la causa aparece, si le sigue o no la consecuencia y sin considerar los ensayos en los que la causa no aparece. Desde un criterio de parsimonia, sería la regla más adecuada dado que es la explicación más sencilla para ejemplificar el fenómeno de ensombrecimiento.

Los otros dos modelos que también muestran buenos ajustes son la regla de Bayes y el modelo asociativo; ambos tienen en cuenta la interacción entre causas. La regla de Bayes implica que los sujetos establecen una probabilidad inicial entre causa y consecuencia, que modifican teniendo en cuenta las contingencias entre las demás causas con la consecuencia potencial. Por su parte, el modelo asociativo implicaría un proceso continuo en el que los juicios se irían formando de manera gradual en cada uno de

los ensayos. La diferencia entre ambos modelos es que mientras en la regla de Bayes no importa el orden en el que se presenten los ensayos durante la tarea experimental ya que computa el juicio de forma global, en el modelo asociativo los juicios se van formando ensayo a ensayo. Los dos experimentos aquí realizados no permiten dilucidar cuál de los dos muestra mejores ajustes en este aspecto, para lo cual debería estudiarse la adquisición de los juicios. De los dos, el que mayor apoyo ha recibido ha sido el asociativo, que frente a la regla ΔO se ha mostrado superior para explicar otros fenómenos en juicios de contingencia, por lo que tiene una mayor capacidad de generalización. En cualquier caso la investigación futura resolverá estas cuestiones y abrirá nuevos debates.

Referencias

- Alloy, L. y Abramson, L. (1979). Judgement of contingency in depressed and nondepressed students: sadder but wiser? *Journal of Experimental Psychology: General*, 108, 441-485.
- Alloy L.B. y Tabachnick (1984). Assessment of covariation by humans and animals: the joint influence of prior expectations and current situational information. *Psychological Review*, 91, 112-149.
- Baker A.G.; Mercier, P.; Vallee-Tourangeau, F.; Frank, R. y Pan, M. (1993). Selective associations and causality judgements: presence of a strong causal factor may reduce judgements of a weaker one. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 19, 414-432.
- Cheng, P.W. (1993). Separating causal laws from causal facts: pressing the limits of statistical relevance. *The Psychology of Learning and Motivation*, 30, 215-264.
- Cheng, P.W. y Novick, L.R. (1990). A probabilistic contrast model of causal induction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 545-567.
- Cheng, P.W. y Novick, L.R. (1991). Causes versus enabling conditions. *Cognition*, 40, 83-120.
- Cheng, P.W. y Novick, L.R. (1992). Covariation in natural causal induction. *Psychological Review*, 99, 365-382.
- Cosmides, L. y Tooby, J. (1996). Are humans good intuitive statisticians after all? Rethinking some conclusions from the literature on judgment under uncertainty. *Cognition*, 58, 1-73.
- Dickinson, A., Shanks, D. y Evenden, J. (1984). Judgement of act-outcome contingency: the role of selective attribution. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 36A, 29-50.
- Gluck M.A. y Bower, G. (1988). Evaluating an adaptive network model of human learning. *Journal of Memory and Language*, 27, 166-195.
- Kelley, H.H. (1973). The process of causal attribution. *American Psychologist*, 28, 107-128.
- López, F.J.; Almaraz, J.; Fernández, P. y Shanks, D. (1999). Adquisición progresiva del conocimiento sobre relaciones predictivas: curvas de aprendizaje en juicios de contingencia. *Psicothema*, 11, 337-349.
- Novick, L.R., Fratianne, A. y Cheng, P.W. (1992). Knowledge-based assumptions in causal attribution. *Social Cognition*, 10, 299-333.
- Price, P.C. y Yates, J.F. (1993). Judgmental overshadowing: further evidence of cue interaction in contingency judgment. *Memory and Cognition*, 21, 561-572.
- Price, P.C. y Yates, J.F. (1995). Associative and rule-based accounts of cue interaction in contingency judgment. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 21, 1639-1655.
- Rescorla, R.A. y Wagner, A.R. (1972). A theory of pavlovian conditioning: variations in the effectiveness of reinforcement and non reinforcement. En Black A.H. y Prokasy, W.F. (Eds). *Classical Conditioning II: Current research and theory*. New York. Appleton-Century-Crofts.
- Schneider, W. (1990). *MEL User's guide: Computer techniques for real time psychological experimentation*. Pittsburgh. Psychology Software Tools Inc.
- Shanks, D.R. (1990). Connectionism and the learning of probabilistic concepts. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 42A, 209-237.
- Shanks, D.R. (1991). Categorization by a connectionist network. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 17, 433-443.
- Van Hamme, L.J., y Wasserman, E.A. (1993). Cue competition in causality judgments: the role of manner of information presentation. *Bulletin of the Psychonomic Society*, 31, 457-460.
- Van Hamme, L.J., y Wasserman, E.A. (1994). Cue competition in causality judgments: the role of nonpresentation of compound stimulus elements. *Learning and Motivation*, 25, 127-151.
- Wasserman, E.A. (1990) Attribution of causality to common and distinctive elements of compound stimuli. *Psychological Science*, vol. 1, nº5, 298-302.

Aceptado el 17 de mayo de 2000