

Universidad de Chile
Facultad de Ciencias Sociales
Carrera de Psicología

COMPOSICIÓN DE ESTÍMULOS EN EL APRENDIZAJE CAUSAL HUMANO

Memoria para optar al título de Psicólogo

Investigador Responsable	: Fabián Soto Caro
Profesor Patrocinante	: María de los Ángeles Saavedra
Profesor Guía	: Edgar Vogel González

23 de Enero de 2006

Agradecimientos

Quiero agradecer a todas las personas que de distintas formas me han ayudado durante mi formación personal y académica, sin cuya ayuda no podría hoy dar por finalizados mis estudios de pre-grado con este trabajo.

Doy gracias a mi abuelo, Nahum Caro, por enseñarme el valor de la disciplina y del trabajo duro. A mi abuela, Nalda Caro, por su apoyo y cariño incondicional. A mi madre, Eliana Caro, por enseñarme a ser un hombre equilibrado y apoyarme en todos mis proyectos. A mi padre, César Soto, por confiar en mis aptitudes cuando nadie más parecía hacerlo. A mi tía, Nalda Caro, por saber entregarme su comprensión y respaldo cuando más la he necesitado.

Quiero agradecer especialmente a Margarita Zúñiga por el apoyo y amor que me ha entregado durante los últimos seis años, por aceptarme y comprenderme en toda mi complejidad, y por enseñarme a discriminar entre las cosas que realmente importan y las que no.

En el ámbito académico quiero agradecer a la profesora María de los Ángeles Saavedra por su importante contribución a mi desarrollo profesional y personal. Cuando la conocí lo único que tenía era motivación e interés por la Psicología experimental, y gracias a su influencia hoy tengo una muy buena formación en mis áreas de interés y un futuro en la investigación científica.

También quiero agradecer al profesor Edgar Vogel González, probablemente el académico mejor preparado y más brillante que he conocido, por compartir conmigo sus conocimientos y claridad conceptual, y por ayudarme desinteresadamente a cumplir mis más grandes metas profesionales.

Por último, quiero agradecer a la profesora Iris Gallardo, por ayudarme a adquirir las herramientas analíticas y metodológicas necesarias para desempeñarme correctamente en el ámbito de la investigación psicológica.

Resumen

Esta investigación se inserta en el área de estudio del aprendizaje y ejecución de juicios de causalidad humanos. Su objetivo es estudiar los principios comúnmente utilizados por humanos para estructurar sus juicios de causalidad frente a eventos compuestos, cuyos elementos constituyentes han sido experimentados previamente, y de forma independiente, como claves causales. Según el principio de sumación contenido en los modelos elementísticos del aprendizaje asociativo el compuesto debería ser juzgado con mayor poder causal que cada uno de sus elementos por separado, mientras el principio de inhibición de los modelos configuracionales indica que el compuesto sería juzgado con un poder causal igual o menor a aquél de los elementos. Para cumplir el objetivo de investigación se hizo necesario evitar posibles efectos de techo en la medición de los juicios causales, disminuyendo los juicios frente a los elementos a valores menores que el máximo en la escala de medida. En el experimento 1 se disminuyeron los juicios causales entregados a las claves individuales mediante un entrenamiento con refuerzo parcial, y en el experimento 2 los puntajes entregados por los sujetos a las claves individuales se anclaron mediante instrucciones en un valor menor al máximo de la escala. Los resultados de ambos experimentos entregan evidencia de que los seres humanos utilizan un principio de sumación en las pruebas de composición de claves cuando se evitan efectivamente efectos de techo en la medición de los juicios. Estos resultados son discutidos en términos de las teorías elementísticas y configuracionales contemporáneas del aprendizaje asociativo, y su aplicabilidad a la explicación del aprendizaje causal humano.

Palabras clave: Juicios Causales, Composición de estímulos, Sumación.

Índice

I. Introducción		7
II. Antecedentes teóricos		10
La perspectiva asociacionista del aprendizaje causal		10
Correspondencias entre el condicionamiento pavloviano y el aprendizaje causal humano		13
¿Cómo se modifican las asociaciones entre eventos? El modelo de Rescorla-Wagner		16
Procesamiento elemental y configuracional de claves		18
Modelos elementísticos o de sumación de estímulos		18
Modelos configuracionales o de inhibición de estímulos		21
Descomposición y composición de estímulos en el condicionamiento clásico		27
Descomposición y composición de estímulos en el aprendizaje causal humano		30
Declaración de propósito		34
III. Objetivos e hipótesis generales		35
Objetivo general		35
Hipótesis general		35
IV. Experimento 1: Sumación de claves entrenadas con refuerzo parcial		36
Objetivos e hipótesis		36
Objetivos específicos del experimento		36
Hipótesis específicas del experimento		36
Metodología		37
Tipo y diseño de investigación		37

Definición de variables	40
Población y muestra	41
Instrumentos	41
Procedimientos	41
Resultados y discusión	47
Entrenamiento	47
Test	51
Claves seguidas de alergia	51
Prueba de sumación con AB	51
Prueba de sumación con EG	59
Claves no seguidas por alergia	
Prueba de sumación con CD	63
Prueba de sumación con IK	67
Sumario y discusión	70
V. Experimento 2: Sumación de claves con juicios causales anclados durante el test	72
Objetivos e hipótesis	72
Objetivos específicos del experimento	72
Hipótesis específicas del experimento	72
Metodología	72
Tipo y diseño de investigación	72
Definición de variables	73
Población y muestra	73
Instrumentos	73
Procedimientos	73
Resultados y discusión	76
Entrenamiento	76
Test	78
Efecto de ancla	78
Claves seguidas de alergia	80
Prueba de sumación con AB	80
Prueba de sumación con EG	81

	6
Claves no seguidas por alergia	84
Prueba de sumación con CD	84
Prueba de sumación con IK	85
Comparación con grupo control	87
Sumario y discusión	91
VI. Discusión general	93
VII. Referencias bibliográficas	99

I. Introducción

Sin lugar a dudas la capacidad para adquirir conocimiento acerca de las relaciones causales entre eventos del ambiente es fundamental para nuestra supervivencia. Gran parte del conocimiento humano parece servir directamente a la necesidad de reconocer a partir de qué eventos o clases de eventos es posible la predicción y el control de otros eventos particularmente significativos.

Sin embargo, una relación de causalidad no es un atributo directamente observable en el mundo que habitamos. A nivel perceptual solamente logramos captar que ciertos eventos ocurren contiguamente, mientras otros no, ¿Cómo es posible que, a partir de las presentaciones contiguas y no contiguas de dos eventos, lleguemos a derivar una relación de causalidad?, ¿Qué mecanismos psicológicos permiten ligar causalmente dos eventos que ocurren juntos de forma consistente?

Una de las perspectivas teóricas que mayor éxito ha tenido para dar respuesta a estas preguntas es la tradición *asociacionista* o *conexionista*, que explica el aprendizaje causal a partir de la formación de asociaciones entre representaciones mentales de los eventos implicados. Existirían una serie de principios que gobernarían las condiciones bajo las cuales tales asociaciones se forman, relacionando así dos eventos como causa y efecto. Dentro del ámbito de la psicología científica, las teorías asociacionistas que han logrado un mayor desarrollo y formalización han surgido en el área de estudio del condicionamiento pavloviano (e.g., Rescorla y Wagner, 1972). Una serie de autores (e.g., Allan, 1993; Dickinson, 2001; Shanks y Dickinson, 1987; Wasserman, 1990a; Young, 1995) han planteado recientemente que los principios contenidos en estos modelos asociativos del condicionamiento clásico podrían ser los mismos que gobiernan la formación de asociaciones en el aprendizaje causal humano. De este modo, los juicios causales humanos estarían finalmente estructurados sobre mecanismos de naturaleza asociativa simple, y la efectividad con que se juzga que un evento puede producir un resultado es reflejo de la fuerza asociativa de la conexión entre ambos.

Ahora bien, durante mucho tiempo la mayor parte del esfuerzo en el estudio del aprendizaje asociativo se ha enfocado en descubrir y formular matemáticamente principios de asociación. Sin embargo, en los últimos años ha surgido un interés mayor por los

principios de configuración y combinación de estímulos utilizados durante el condicionamiento clásico y el aprendizaje causal.

La configuración de estímulos se refiere a la forma en que un compuesto de estímulos es procesado y entra en asociación con otros eventos. La combinación de estímulos se refiere a la forma en que un organismo responde frente a un compuesto cuyos elementos ya han sido asociados con otro evento. En este último caso la situación más simple es aquella en que dos eventos, A y B, se han asociado independientemente con una consecuencia, y luego son presentados al sujeto en el compuesto AB. ¿Cuál será la atribución causal frente a este nuevo compuesto?, ¿Será igual a la suma de la fuerza causal de A y B, o solamente se generalizará parte de la fuerza causal de ambos al nuevo compuesto?

Dos han sido las propuestas que tradicionalmente han intentado dar respuesta a estas preguntas. Desde una perspectiva *elementística* la atribución causal final frente al compuesto AB será función de la sumación de la fuerza asociativa de cada uno de los elementos por separado. Desde una perspectiva *configuracional* la respuesta al compuesto AB es simplemente función de la fuerza asociativa efectivamente adquirida por tal compuesto, y puede ser influida por la fuerza asociativa de sus elementos solo indirectamente por medio de la generalización.

Esta prueba simple para evaluar la composición de estímulos es llamada comúnmente prueba de sumación. En la medida en que los sujetos estimen que AB es un mejor predictor de la aparición de una consecuencia que A y B por separado, se produce un fenómeno de sumación y se comprueba un principio elementístico de combinación de estímulos. En caso contrario, se plantea que probablemente los sujetos utilicen un principio configuracional de combinación de estímulos. Sin embargo, la escala de medida de los juicios causales suele tener un techo que corresponde al valor entregado por algunos sujetos a las claves aisladas A y B, lo que hace imposible constatar la sumación en estos casos y puede llevar a conclusiones erróneas.

Por esto, el principal objetivo del presente proyecto de investigación radica en reconocer, mediante un diseño experimental de investigación, si se produce sumación durante la composición de estímulos en el aprendizaje causal humano al evitar posibles efectos de techo sobre los resultados. Se pretende responder a la pregunta: ¿Qué principios

de combinación de claves utilizan los seres humanos al articular sus juicios de causalidad, si se controlan posibles efectos de techo sobre los resultados?

La investigación propuesta tiene importantes consecuencias teóricas. Los estudios relativos a la composición de claves en juicios causales indican que los sujetos utilizarían, al menos en ciertas circunstancias, un principio de sumación elementístico para estructurar sus juicios (van Osselaer, Janiszewski y Cunha, 2004; Wagner et. al., 2005), mientras la escasa evidencia de procesamiento configuracional sería menos convincente debido a problemas de medición de los juicios y debido a que se fundaría sobre resultados negativos (ausencia de sumación). A pesar de esto, actualmente existe cierto acuerdo entre los investigadores en que los seres humanos pueden utilizar estrategias tanto elementísticas como configuracionales de procesamiento en tareas de juicio causal (Melchers, Shanks y Lachnit, 2004), y algunos investigadores han planteado que probablemente la forma de procesamiento utilizada por defecto es configuracional (e.g., Shanks, Charles, Darby y Azmi, 1998; Shanks, Darby y Charles, 1998; Williams, Sagness y McPhee, 1994). Dependiendo de sus resultados, la presente investigación podría llevar a un cuestionamiento de estas dos conclusiones al menos en lo que respecta a la composición de estímulos, y abriría la pregunta acerca de si realmente es posible que los mismos principios teóricos den cuenta tanto de la configuración de estímulos durante el aprendizaje causal como de la composición de estímulos durante la ejecución de juicios causales.

La investigación también posee utilidad metodológica, al implicar la modificación de una tarea ampliamente utilizada hasta la fecha (la tarea de predicción de alergias) para permitir un mejor estudio de los principios de composición de estímulos utilizados por los sujetos sometidos a ella. Las modificaciones simples que se proponen permiten evitar efectos de techo en la medición de las estimaciones de causalidad, y de este modo evaluar con mayor confiabilidad la forma en que los sujetos estructuran sus juicios frente a combinaciones de claves causales.

II. Antecedentes Teóricos

La perspectiva asociacionista del aprendizaje causal

Comúnmente se considera como la forma más simple de aprendizaje asociativo al condicionamiento clásico o pavloviano (Pavlov, 1927), en gran medida debido a la simplicidad del procedimiento básico utilizado para su estudio. Este procedimiento implica presentaciones pareadas de un estímulo neutral (estímulo condicionado, o EC) y un estímulo biológicamente significativo (estímulo incondicionado, o EI) capaz de producir en el organismo una respuesta incondicionada (RI). Con un número suficiente de tales pareaciones, las presentaciones del EC por sí solo comienzan a provocar una respuesta condicionada (RC) topográficamente similar a la RI.

Desde el descubrimiento de esta forma de aprendizaje la perspectiva teórica que ha predominado en la explicación de los mecanismos que le subyacen ha sido asociativa. Esta perspectiva explica al condicionamiento pavloviano como resultado de la operación de un sistema nervioso conceptual (Hall, 2002), consistente en una serie de representaciones mentales de los eventos ambientales (e.g., EC y EI), entre las cuales se pueden fortalecer o debilitar conexiones como resultado de la ocurrencia contigua de tales eventos. Durante los últimos años han surgido una gran cantidad de modelos cuantitativos especificando reglas de aprendizaje que explicarían la forma en que tales conexiones se fortalecen o debilitan en función de una serie de parámetros (e.g., Rescorla y Wagner, 1972; Mackintosh, 1975; Pearce y Hall, 1980; Wagner, 1981; para una revisión, ver Vogel, Castro y Saavedra, 2004; Vogel, Soto, Castro y Solar, 2005). Una representación gráfica prototípica de tales modelos ha sido entregada por Vogel, Castro y Saavedra (2004; ver también Vogel, Soto, Castro y Solar, 2005) recientemente, y se presenta adaptada en la figura 1.

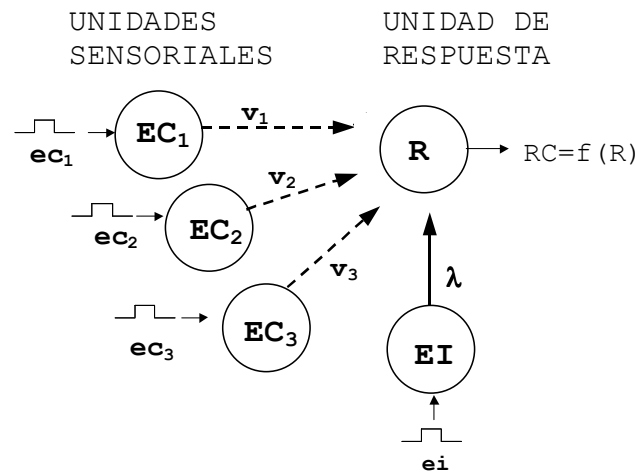


Figura 1. Red neural prototípica de los modelos cuantitativos de condicionamiento pavloviano. Adaptada de Vogel, Castro y Saavedra (2004).

En este modelo, la presentación física de eventos ambientales (i.e., ECs y EI) activa sus representaciones internas, las que son denominadas en la figura como “unidades sensoriales”, y que mediante una red de interconexiones afectan la actividad de una “unidad de respuesta” responsable de la generación de la respuesta en juego. La fuerza de la conexión entre la representación del EI y la unidad de respuesta se encuentra representada por λ , mientras la fuerza modificable de las conexiones entre las representaciones de ECs y la unidad de respuesta se representa por V_i . El condicionamiento clásico ocurriría debido a que la unidad de respuesta puede, mediante el entrenamiento, llegar a ser activada por las unidades de EC, mientras sin tal entrenamiento solamente sería activada a partir de la actividad de la unidad del EI.

El éxito de los modelos cuantitativos de condicionamiento pavloviano para explicar y predecir una gran cantidad de observaciones experimentales ha llevado a que su aplicación se haya ampliado, con considerable éxito, a fenómenos cognitivos complejos (para una revisión, ver Siegel y Allan, 1996), los que de esta manera han podido ser explicados mediante mecanismos de aprendizaje asociativo simple. Uno de tales fenómenos es el aprendizaje humano de relaciones de causalidad y contingencia.

A pesar de la variabilidad de procedimientos empleados en estudios de aprendizaje causal humano, todos mantienen la misma estructura general: se presenta a los sujetos información acerca de situaciones en que una serie de eventos (como comer determinados alimentos) y una consecuencia (como desarrollar una alergia) pueden estar tanto presentes como ausentes, para luego preguntarles hasta qué nivel estiman que los eventos predicen tal consecuencia o se relacionan con ella (cuáles alimentos producen la alergia y cuáles no). Resulta fácil ver cómo dicho procedimiento es similar al que se encuentra en los estudios de condicionamiento pavloviano, si se piensa en los eventos causales como análogos a ECs, en la consecuencia como un análogo al EI y en los juicios causales como análogos a la RC.

Una serie de autores (e.g., Allan, 1993; Shanks y Dickinson, 1987; Wasserman, 1990a; Young, 1995) han llevado sus argumentos un poco más lejos para plantear que la analogía entre el aprendizaje causal humano y el condicionamiento clásico podría darse no sólo a nivel de procedimientos, sino también al nivel de los mecanismos que subyacen a ambos y las manifestaciones conductuales de dichos mecanismos. La idea básica es que las claves y consecuencias de una tarea de juicios causales pueden ser representadas por los sujetos mediante unidades sensoriales similares a las de la figura 1 (ver figura 2). De este modo, los juicios causales humanos estarían finalmente estructurados sobre mecanismos de naturaleza asociativa, y la efectividad con que se juzga que un evento puede producir un resultado es reflejo de la fuerza asociativa de la conexión entre ambos.

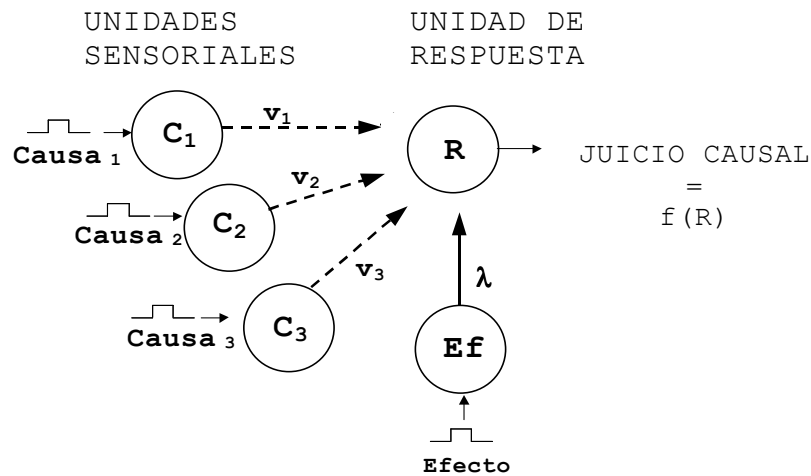


Figura 2: Red neural prototípica para la aplicación de los modelos cuantitativos de condicionamiento pavloviano a la explicación del aprendizaje de relaciones de causalidad y contingencia en humanos.

La adopción de una perspectiva asociacionista en el estudio del aprendizaje causal humano ha llevado a los investigadores en el área a buscar evidencia empírica de que efectivamente los seres humanos, al realizar juicios de causalidad y contingencia, se comportan de forma similar a un animal que aprende nuevas respuestas condicionadas durante el condicionamiento pavloviano. Esta línea de investigación ha llevado al hallazgo de una serie de correspondencias entre los fenómenos que se pueden observar típicamente en el condicionamiento clásico y el aprendizaje causal, que se revisarán a continuación.

Correspondencias entre el condicionamiento pavloviano y el aprendizaje causal humano

La primera característica que distingue al aprendizaje pavloviano de otras formas de aprendizaje es la forma negativamente acelerada de las curvas de aprendizaje y extinción que se encuentran típicamente en este paradigma. Es decir, durante la adquisición de una respuesta condicionada el aumento en ésta típicamente es mayor durante los primeros ensayos de aprendizaje, y gradualmente menor a lo largo del condicionamiento hasta llegar a un punto en que no se presenta mayor aprendizaje, formando una asíntota en la curva de

adquisición. Cualquier forma de aprendizaje que se pueda considerar análoga al condicionamiento clásico debe compartir, por lo menos, esta característica, y esto es lo que precisamente ha sido encontrado en el estudio de juicios de contingencia humanos por Shanks (1985a, 1987) y por Baker y colegas (1989). Estos autores además informan que para eventos no correlacionados se presenta una curva análoga a la que suele hallarse al arreglar presentaciones aleatorias del EC y el EI en el aprendizaje pavloviano, con aumento de las respuestas durante los primeros ensayos y disminución en ensayos posteriores (Rescorla, 1972).

Una segunda característica propia del condicionamiento pavloviano son los fenómenos de competencia de estímulos que se producen al parrear varios ECs al mismo tiempo con un mismo EI. Este tipo de procedimiento experimental tiene como resultado típico que las claves que son mejores predictores del refuerzo interfieren en el condicionamiento del resto, lo que se ha tomado como base para afirmar que la formación de asociaciones pavlovianas no depende de la simple contigüidad entre un EC y un EI, sino también del valor informativo o predictivo que tienen todas las claves presentes durante la situación de refuerzo. Ejemplos de fenómenos de competencia de estímulos son el bloqueo, el efecto de validez relativa, y el efecto de contingencia.

Un experimento de bloqueo se divide en dos fases: durante la primera se parea un estímulo A con un EI, y en la segunda se presenta un compuesto AB pareado con el mismo EI. El hallazgo fundamental es que las presentaciones reforzadas de A durante la primera fase evitan o “bloquean” el condicionamiento de B durante la segunda, de modo que aún cuando este último estímulo se ha presentado seguido del EI, no adquiere una respuesta condicionada (Kamin, 1969). La interpretación común de este fenómeno es que en la segunda fase el estímulo A es suficientemente informativo acerca del EI, de modo que B no se condiciona. El bloqueo en el aprendizaje causal humano ha sido comprobado tanto en tareas en que una de las claves en el compuesto era una acción del sujeto (e.g., Shanks, 1985b), como en otras en que ambas claves eran eventos que permitían predecir un resultado (e.g., Chapman y Robbins, 1990; Chapman, 1991).

En los experimentos de validez relativa de claves participan dos grupos de sujetos. En el grupo *no correlacionado*, se presenta a los sujetos dos compuestos, AX y BX, ambos reforzados el 50% de sus presentaciones. En el grupo *correlacionado* se presenta a los

sujetos los mismos compuestos, pero en este caso con AX reforzado el 100% de sus presentaciones, mientras BX nunca se presenta reforzado. A pesar de que en ambas condiciones el estímulo X ha sido reforzado en el 50% de sus presentaciones, y por lo tanto su valor predictivo absoluto es siempre el mismo, en el testeo con este estímulo los sujetos del grupo no correlacionado responden mucho más que los sujetos del grupo correlacionado, diferencia que se explica solamente porque en este último grupo la clave A es más válida que X para predecir el refuerzo (Wagner y cols., 1968). De este modo, el monto de condicionamiento a X depende en gran medida del valor informativo de las claves con las cuales se presenta en compuesto, y no de su propio valor informativo. También se han obtenido resultados similares a los de la literatura animal en estudios humanos en que se ha manipulado la validez relativa de las claves (Wasserman, 1990a, Shanks, 1991, van Hamme y Wasserman, 1994).

Por último, el fenómeno de contingencia implica que el monto de condicionamiento de un estímulo no depende simplemente de sus presentaciones pareadas con el refuerzo, sino también de las presentaciones del refuerzo en ausencia de dicho estímulo. Por ejemplo, aún cuando un grupo de sujetos reciba un número de pareaciones EC-EI suficientes como para que se produzca condicionamiento, si se intercala con dichas presentaciones pareadas el mismo número de presentaciones del EI por sí solo, los sujetos no muestran una RC superior a la línea base (Rescorla, 1968). Con esto se demuestra que el monto de condicionamiento a un estímulo depende directamente de la capacidad predictiva que dicho estímulo tiene con respecto al EI, sin importar el número de veces que hayan sido presentados contiguamente. Resultados análogos han sido encontrados en estudios de juicios de causalidad humanos, tanto en aquéllos en que se ha preguntado a los sujetos acerca de la causalidad que sus propias acciones tenían sobre los resultados (e.g., Dickinson, Shanks y Evenden, 1984; Wasserman y cols., 1993), como en otros en que los eventos predictivos no estaban controlados por los sujetos (Shanks, 1991).

Un tercer conjunto de fenómenos que caracterizan al condicionamiento clásico son aquellos que surgen al arreglar distintas relaciones temporales entre las presentaciones del EC y el EI para cada ensayo. En los estudios que han manipulado variables temporales se ha encontrado que los sujetos juzgan que disminuye la dependencia entre un resultado y un evento en la medida en que se incrementa la demora para presentar el primero luego del

segundo (e.g., Schlottmann y Shanks, 1992; Shanks y Dickinson, 1991). Sin embargo, y al igual que en los estudios de aprendizaje pavloviano en animales, un periodo de tiempo demasiado corto entre las presentaciones de causas y resultados también disminuye el juicio causal acerca de su relación (Schlottmann y Shanks, 1992). Si bien esta no es suficiente evidencia para apoyar una analogía fuerte con la consistente relación entre monto de condicionamiento e intervalo EC-EI encontrada en estudios animales (Young, 1995), al sumarla con el resto de los resultados presentados previamente nos lleva a la conclusión de que la hipótesis de que mecanismos similares subyacen al condicionamiento pavloviano y a los juicios causales humanos es bastante plausible.

De este modo, la evidencia empírica recabada en los últimos 20 años apoya la idea de que el aprendizaje de relaciones causales en humanos se asentaría, al menos en parte, sobre mecanismos de aprendizaje asociativo simple, similares a los que controlan el condicionamiento pavloviano. Esta es precisamente la conclusión a la que han llegado una serie de autores anteriormente (e.g., Allan, 1993; Allan y Tangen, 2004; Shanks y Dickinson, 1987; Wasserman, 1990b, Young, 1995). Sin embargo, no todos los estudios de aprendizaje causal humano han llegado a resultados que tengan un análogo en la literatura animal, o viceversa (para revisiones, ver Allan y Tangen, 2004; De Houwer y Beckers, 2002; De Houwer, Beckers y Vandorpe, en prensa; De Houwer, Vandorpe y Beckers, 2005). Tales hallazgos son comprensibles al reconocer que procesos cognitivos superiores, como el lenguaje, pueden influir de forma hasta ahora desconocida sobre la forma en que el ser humano realiza juicios de causalidad. Aún así, la perspectiva asociacionista ha resultado extremadamente útil en la explicación de la forma en que los seres humanos aprenden acerca de las relaciones causales entre eventos, y actualmente existe suficiente evidencia para plantear que mecanismos asociativos simples pueden encontrarse a la base del aprendizaje causal humano.

¿Cómo se modifican las asociaciones entre eventos? El Modelo de Rescorla-Wagner.

Durante mucho tiempo la mayor parte del esfuerzo en el estudio del aprendizaje asociativo se ha enfocado en reconocer los mecanismos mediante los cuales se fortalecen o debilitan las asociaciones entre representaciones de eventos, es decir, los principios de asociación que describen la forma en que se produce el aprendizaje asociativo. Estos

principios de asociación se suelen formalizar matemáticamente en reglas o algoritmos de aprendizaje, que pueden ser implementados en modelos similares a aquéllos representados antes en las figuras 1 y 2. Específicamente, los algoritmos de aprendizaje indicarían cómo se modifica el valor de V_i , la fuerza de las conexiones modificables entre las unidades sensoriales (que representan a ECs o causas) y la unidad de respuesta (encargada de la RC o juicio causal). En la actualidad, existe bastante acuerdo entre los investigadores en que las asociaciones en el condicionamiento clásico (y el aprendizaje causal humano) se modificarían de acuerdo con una regla del tipo de aquella propuesta por el modelo de Rescorla y Wagner (1972, ver también Gluck y Bower, 1988; Withdraw y Hoff, 1960). La regla de aprendizaje de Rescorla-Wagner formalmente establece que el cambio en la fuerza asociativa de un estímulo condicionado en el ensayo n , o ΔV_{EC} , se encuentra dado por la siguiente ecuación:

$$\Delta V_{EC} = \alpha_{EC}\beta (\lambda - \Sigma V_i) \quad (1)$$

, donde α_{EC} y β son parámetros de aprendizaje determinados por la saliencia del EC y el EI, respectivamente, λ es el monto máximo de fuerza asociativa sostenida por el EI, y ΣV_i es la suma algebraica de la fuerza asociativa de todos los estímulos presentes durante la presentación del EI. A grandes rasgos, lo que caracteriza a este modelo son dos aspectos fundamentales. Primero, que deriva de una tradición de modelos continuistas lineales iniciada por Hull (1943), la que plantea que el monto de aprendizaje en un ensayo es función de la diferencia entre lo que ya se ha aprendido (i.e., ΣV_i) y lo que se debe aprender (i.e., λ). Esta característica le permite al modelo reproducir la forma negativamente acelerada de las curvas de aprendizaje pavloviano y aprendizaje causal humano. Segundo, que según el modelo el monto de condicionamiento en un ensayo no se encuentra determinado simplemente por la fuerza asociativa del EC en cuestión, o V_i , sino por la fuerza asociativa de todos los estímulos presentes en la situación de refuerzo, o ΣV_i . Esta segunda característica del modelo le permite dar cuenta de la competencia o selección de estímulos que ocurre típicamente en el condicionamiento clásico y en el aprendizaje causal humano.

De este modo, una regla de aprendizaje como la entregada por Rescorla y Wagner (1972) puede explicar gran parte de los hallazgos en el estudio del aprendizaje causal humano que han sido discutidos en la sección previa. Si a esta regla se agregan otras suposiciones respecto a la forma en que se procesan los estímulos durante el aprendizaje (por ejemplo, relativas a la *huella* del estímulo), y se permite que la fuerza asociativa sea modificada en tiempo real (momento-por-momento en vez de ensayo-por-ensayo), se pueden explicar también los fenómenos temporales antes revisados, que han sido encontrados tanto en el condicionamiento clásico como en el aprendizaje causal. Por lo tanto, se considera que la regla de Rescorla-Wagner podría ser una buena formalización de los mecanismos asociativos que subyacen al condicionamiento clásico y al aprendizaje causal humano.

Aún así, el modelo de Rescorla-Wagner se enfoca principalmente en los principios de asociación que subyacen al condicionamiento clásico, mientras otros aspectos del proceso de aprendizaje igualmente importantes han sido menos desarrollados en la teoría original. Este es el caso de los principios de configuración y composición de estímulos, que indicarían cómo son procesados los estímulos y su fuerza asociativa al ser presentados en compuestos. El modelo de Rescorla-Wagner toma la postura menos compleja, planteando que un compuesto es procesado simplemente como la suma de sus elementos constituyentes, por lo que ha sido catalogado como un modelo elementístico. Otros modelos, llamados *configuracionales* (e.g., Estes, 1994; Pearce, 1987, 1994, 2002), plantean que un estímulo es procesado de manera distinta si es presentado sólo o en compuesto con otras claves, y más aún, que cada nuevo compuesto de estímulos es procesado como un estímulo totalmente nuevo, una configuración única que se relaciona con sus elementos aislados sólo a partir de un proceso de generalización. A continuación se explicará con mayor profundidad la controversia entre ambas teorías, así como la evidencia empírica a favor y en contra de cada una.

Procesamiento elemental y configuracional de claves

Modelos elementísticos o de sumación de estímulos.

Un modelo elementístico (e.g., Mackintosh, 1975; Pearce y Hall, 1980; Rescorla y Wagner, 1972; Wagner, 1981), es un modelo según el cual los estímulos son procesados de

la misma manera sin importar junto a qué otro estímulo se presenten. Esta característica determina sus principios de configuración y combinación de estímulos.

La configuración de estímulos se refiere a la forma en que un compuesto novedoso es procesado y entra en asociación con el refuerzo. Es decir, un principio de configuración entrega respuesta a la pregunta: ¿cómo se ve afectado el condicionamiento de un estímulo cuando se refuerza en compuesto con otras claves? Un modelo elementístico supone que si varios estímulos son reforzados en compuesto todos ellos establecen una asociación independiente con el EI. Cada uno de estos estímulos es procesado de forma aislada, tal como lo sería si fuera presentado por sí solo, pero los cambios en su fuerza asociativa se ven influidos por la fuerza asociativa del resto, debido a que el aprendizaje está controlado por una regla competitiva, como la presentada en la ecuación 1 para el modelo de Rescorla-Wagner. Debido a la naturaleza de esta regla, el monto de condicionamiento de un estímulo puede verse influido por otros estímulos presentes, pero sólo en la medida en que tales estímulos hayan adquirido previamente suficiente condicionamiento y limiten así la cantidad de fuerza asociativa disponible según el término de error ($\lambda - \sum V_i$). Las claves que no poseen fuerza asociativa, no producirían interferencia en el procesamiento de otros elementos del compuesto.

Debido a este principio de configuración de estímulos, un modelo elementístico predice que la rapidez del aprendizaje aumentará proporcionalmente al tamaño del compuesto que se refuerce. En cualquier ensayo de aprendizaje el monto de fuerza asociativa disponible según la ecuación 1 es igual a la expresión ($\lambda - \sum V_i$), y el monto de condicionamiento que efectivamente se produzca será igual a una proporción de este valor, determinada por los parámetros de aprendizaje α y β . En la medida en que se agregan más estímulos a un compuesto reforzado, más veces se aplica la ecuación 1 (una vez por cada estímulo) y más se reduce el valor de ($\lambda - \sum V_i$) dentro del mismo ensayo, lo que dependerá de la suma de los valores de $\alpha\beta$ para todos los estímulos del compuesto. De este modo, el modelo de Rescorla-Wagner implica que un compuesto tiene una saliencia mayor, y una mayor tasa de aprendizaje, en la medida en que está integrado por más elementos (Baçhekapili, 1997; Pearce, 1994). El monto de condicionamiento total obtenido por un compuesto en un ensayo estará determinado por la suma de los valores de $\alpha\beta$ para todos los estímulos que forman parte de tal compuesto. En resumen, los modelos elementísticos mantienen constante la tasa de aprendizaje para un estímulo sin importar la presencia de

otros estímulos al mismo tiempo durante el refuerzo, pero la tasa de aprendizaje para el compuesto total aumenta en la medida en que el número de elementos que lo constituyen aumenta.

La combinación de estímulos se refiere a la forma en que un organismo responderá frente a un compuesto constituido por estímulos que ya han adquirido una respuesta. Es decir, un principio de combinación de estímulos entrega respuesta a la pregunta: ¿cómo se ve afectada la RC a un EC cuando éste se presenta en compuesto con otras claves, tengan éstas o no fuerza asociativa? Según los modelos elementísticos, la respuesta a un compuesto nuevo se encuentra determinada simplemente por la suma de la fuerza asociativa que poseen los estímulos que lo componen. Esto se formaliza de la siguiente manera en el modelo de Rescorla-Wagner y otros modelos elementísticos:

$$V_T = \Sigma V_i \quad (2)$$

, es decir, la fuerza asociativa total de un compuesto es igual a la suma algebraica de las fuerzas asociativas de los estímulos que lo componen. Para el caso más simple de un compuesto AB, tenemos que $V_{AB} = V_A + V_B$. De este modo, según los modelos elementísticos la respuesta frente a un EC se encuentra determinada simplemente por el monto de condicionamiento adquirido por tal EC, y sería igual tanto en presencia como en ausencia de otros estímulos. En el caso de que un EC se presente en compuesto con otro estímulo capaz de producir una RC, las tendencias a responder frente a ambos estímulos se suman, y la respuesta final es mayor a la respuesta frente a cualquiera de los dos estímulos por separado. En el caso de que un EC se presente en compuesto con otro estímulo neutro, la respuesta frente al compuesto debiera ser igual a la respuesta frente al EC aislado.

Nótese que lo que caracteriza a un modelo elementístico es un principio de sumación de estímulos. Al reforzar un compuesto durante el proceso de adquisición de una RC, las saliencias de los estímulos componentes se suman, determinando una mayor tasa de aprendizaje para compuestos más grandes. Al presentar un compuesto durante el proceso de ejecución de una RC ya adquirida, las fuerzas asociativas de los ECs componentes se suman, determinando una RC mayor para compuestos más grandes. En la medida en que se agregan estímulos a un compuesto, simplemente se suman representaciones al

procesamiento que no afectan ni se ven afectadas por el resto, sino que son procesadas en paralelo. Esto se puede ver representado de forma gráfica en la figura número 3, donde se muestra que los estímulos A y B se representan de la misma manera tanto al ser presentados aisladamente como en compuesto.

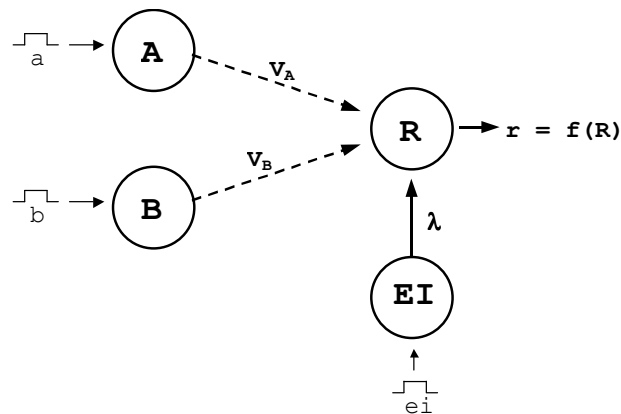


Figura 3: Representación de un modelo elementístico simple mediante una red neural.

La característica de interés del modelo representado en la Figura 3 es que cada estímulo (a y b) tiene una representación independiente (A y B) que se conecta directamente con la unidad de respuesta (R). Esto implica que cada uno de los estímulos se condiciona independientemente durante la adquisición, y que la respuesta final frente a un compuesto será función del nivel de activación de la unidad de respuesta, el que se ve afectado por la suma de las fuerzas asociativas de A (V_A) y de B (V_B).

Modelos configuracionales o de inhibición de estímulos.

Las teorías configuracionales del aprendizaje asociativo (Estes, 1994; Pearce, 1987, 1994, 2002) se caracterizan por plantear que los estímulos compuestos son procesados por los organismos como estímulos únicos y singulares, distintos de sus componentes, y que pueden establecer sus propias asociaciones con otros eventos. Un estímulo compuesto AB no sería representado como dos estímulos que combinan sus fuerzas asociativas (i.e., A + B), sino como un único estímulo que puede adquirir una conexión independiente con el EI, distinta de aquéllas establecidas por A o B. Aún así, dos configuraciones distintas pueden

dar lugar a una respuesta similar en virtud de un proceso de generalización de estímulos, es decir, debido a que comparten ciertas características que permitirían a la configuración “novedosa” activar hasta cierto punto la representación de aquella configuración ya antes asociada a una consecuencia.

En el corazón de la teoría configuracional de Pearce (1987, 1994, 2002) se encuentra la distinción entre la fuerza asociativa que se condiciona a un estímulo (V_i) y la que se generaliza a él (v_i). La generalización de la respuesta condicionada de una configuración a otra se encuentra determinada en gran medida por la similitud entre ambas, la que formalmente ha sido representada a partir del parámetro ${}_iS_j$ (la similitud entre la configuración i y la configuración j), cuyo valor está definido por la siguiente regla de generalización:

$${}_iS_j = N_C/N_i \cdot N_C/N_j \quad (3)$$

, donde N_C es el número de elementos que comparten las configuraciones i y j , mientras N_i y N_j corresponden al número de elementos activados por las configuraciones i y j , respectivamente. Es decir, la similitud entre dos configuraciones dadas se encuentra determinada por la proporción de los elementos de la primera configuración que son comunes a ambas, multiplicada por la proporción de los elementos de la segunda configuración que son comunes a ambas.

Tomemos el ejemplo de la similitud entre el estímulo A y el compuesto AB. En este caso ambos estímulos tienen sólo un elemento en común, el elemento A, de modo que $N_C=1$. Este elemento común corresponde a una proporción igual a 1 del total de elementos en la primera configuración, en la cual solamente se presenta A, es decir, $N_C/N_A = 1/1 = 1$. Por otro lado, este elemento común corresponde a la mitad del total de elementos en la segunda configuración, debido a que ésta se encuentra constituida tanto por A como por B. De este modo, $N_C/N_{AB} = 1/2 = 0.5$, y la similitud será igual a ${}_{AB}S_A = 1 \cdot 0.5 = 0.5$. Por otro lado, la respuesta generalizada de A hacia AB será igual a la multiplicación de este valor de similitud por la fuerza asociativa que A haya adquirido a partir de sus pareaciones previas con el EI (i.e., $v_{AB} = {}_{AB}S_A \cdot V_A$), de modo que si el estímulo A ya ha sido pareado con el EI hasta llegar a un aprendizaje asintótico ($V_A=1$), la presentación de AB activaría una

tendencia a responder igual a la mitad de la tendencia a responder adquirida por A ($_{AB}S_A \cdot V_A = 0.5 \cdot 1.0 = 0.5$). La ecuación 4 presenta una regla general que permite determinar la excitación total que se generaliza a la configuración i desde n configuraciones similares a i que han sido pareadas con el EI separadamente:

$$v_i = \sum_j S_j \cdot V_j \quad (4)$$

En lo que respecta a la adquisición de la tendencia a responder frente a una configuración determinada, Pearce ha propuesto una regla de aprendizaje bastante similar a la de Rescorla-Wagner, pero en la cual la fuerza asociativa de todos los estímulos presentes en la situación de refuerzo (i.e., $\sum V_i$) ha sido reemplazada por la fuerza asociativa directamente condicionada a la configuración que se presenta (V_i), más la fuerza asociativa generalizada a partir de todas las configuraciones que comparten alguna similitud con ella (v_i). Es decir, la regla de aprendizaje planteada por Pearce es:

$$\Delta V_i = \beta [\lambda - (V_i + v_i)] \quad (5)$$

, donde V_i es la fuerza asociativa de la configuración i en el momento del refuerzo, β es un parámetro de aprendizaje determinado por la naturaleza del EI, λ es el monto máximo de fuerza asociativa sostenida por el EI, y v_i es la fuerza asociativa que se generaliza a la configuración i desde todas las configuraciones que comparten cierta similitud con ella. Nótese que en esta regla de aprendizaje, a diferencia de la de Rescorla-Wagner, no se incluye un parámetro de aprendizaje basado en la saliencia del EC, o α , debido a que el modelo de Pearce trabaja bajo la suposición de que todas las configuraciones que puedan presentarse al sujeto tienen igual saliencia.

En la siguiente figura se puede apreciar una representación gráfica de la estructura asociativa propuesta por el modelo configuracional de Pearce, cuando se arreglan presentaciones de A, B y AB pareadas con el EI:

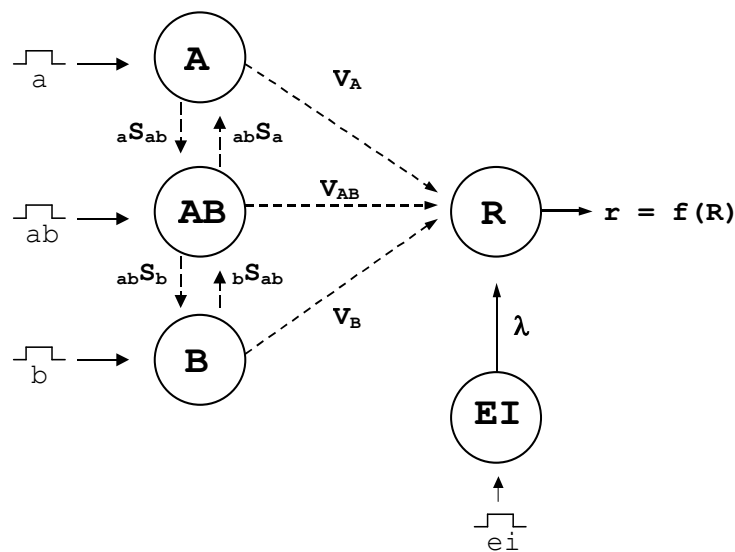


Figura 4: Representación gráfica del modelo configuracional de Pearce.

Al nivel de las unidades sensoriales, cabe destacar que esta figura se diferencia de aquélla entregada para el modelo de Rescorla-Wagner en que la presentación de AB en compuesto es representada mediante una unidad completamente distinta e independiente de las unidades para A y para B. Los estímulos físicos que activan tales unidades directamente (líneas sólidas) son capaces de activar indirectamente unidades de configuraciones similares a partir de un proceso de generalización, que ha sido simbolizado en la figura mediante líneas discontinuas que unen a las distintas unidades sensoriales. Todas las unidades sensoriales pueden establecer conexiones directas con la unidad de respuesta, las que han sido simbolizadas a partir de las líneas discontinuas que se trazan entre tales representaciones.¹

Claramente, el modelo configuracional que se observa en la figura 4 difiere en muchos aspectos del modelo elementístico previamente expuesto en la figura 3. Sin embargo, muchas de estas diferencias resultan superficiales, pues no implican predicciones distintas a partir de los dos modelos. La diferencia realmente importante radica en que

¹ La representación gráfica que se presenta para el modelo de Pearce no corresponde con la estructura que este autor ha dado a su modelo en las dos ocasiones que lo ha presentado desde una perspectiva conexionista, mediante redes neurales (Pearce, 1994, 2002). Se ha preferido la representación gráfica presentada para simplificar la exposición del modelo y destacar sus similitudes y diferencias con los modelos elementísticos.

Pearce plantea en su modelo configuracional principios de configuración y combinación de estímulos radicalmente distintas a las de los modelos elementísticos.

Recordemos que la configuración de estímulos se refiere a la forma en que un compuesto novedoso es procesado y entra en asociación con el refuerzo. El modelo de Pearce plantea un principio de configuración según el cual todos los estímulos en un compuesto son procesados como parte de una única configuración que se asocia con el EI, y la respuesta a cada uno de ellos cuando son presentados aisladamente es función de un proceso de generalización desde la configuración original a una nueva configuración compuesta sólo por el elemento en cuestión. De este modo, el procesamiento de un estímulo en compuesto es distinto al procesamiento del mismo estímulo cuando se presenta aislado, sin importar si las claves junto a las cuales es presentado poseen o no fuerza asociativa.

Como se ha planteado antes, según el modelo de Pearce toda configuración tiene igual saliencia, sin importar la cantidad de estímulos por la cual se encuentra compuesta. A diferencia de un modelo elementístico, el modelo configuracional predice que la rapidez del aprendizaje en el condicionamiento clásico se mantendrá constante sin importar el tamaño del compuesto que se refuerce. En vez de sumarse los $\alpha\beta$ de cada uno de los elementos cuando éstos son presentados en compuesto, el $\alpha\beta$ total de la configuración se mantiene constante y se divide entre los distintos elementos. Esto implica que un modelo configuracional mantiene constante la tasa de aprendizaje para un compuesto sin importar el número de elementos del cual se encuentra constituido, mientras la tasa de aprendizaje para cada elemento disminuye en la medida en que el número de elementos en el compuesto aumenta.

El principio de combinación subyacente al modelo de Pearce implica que la respuesta a todo compuesto novedoso es resultado de un proceso de generalización a partir de configuraciones similares que previamente hayan sido reforzadas. La particular regla de generalización adoptada por Pearce (ver ecuación 4) lleva a una serie de predicciones interesantes. De entre ellas, una de las más importantes (por la diferencia que implica con respecto a los modelos elementísticos) es la predicción de que no se debería producir una suma de respuestas al presentar en compuesto dos estímulos independientemente apareados con el EI, sino un nivel de respuesta similar al promedio de las respuestas para

ambos estímulos. De este modo, si se ha pareado repetidamente dos estímulos, A y B, con el EI, hasta llegar a un nivel asintótico de aprendizaje en que $V_A = V_B = 1$, al presentarlos en compuesto la fuerza asociativa generalizada a AB será igual a

$$v_{AB} = {}_{AB}S_A \cdot V_A + {}_{AB}S_B \cdot V_B = 0.5 \cdot 1 + 0.5 \cdot 1 = 1$$

, es decir, igual al promedio de la fuerza asociativa que tiene cada elemento por separado.

Una segunda predicción importante que se deriva de la regla de generalización de Pearce es que se presentará un decremento de generalización (menor respuesta frente al estímulo novedoso que frente al entrenado) siempre que se presente una configuración distinta a la originalmente entrenada, sin importar si la configuración a la que se generaliza se componga de más o menos estímulos que la configuración original. De este modo, el decremento de generalización que se obtendría al entrenar a un sujeto con AB y testarlo con A sería igual al aquél que se obtendría al entrenarlo con A y testarlo con AB. El primer caso (AB→A) es un hallazgo frecuente en la investigación del aprendizaje asociativo animal y humano, al que se suele llamar *ensombrecimiento* (Pavlov, 1927; Kamin, 1969), y puede ser predecido correctamente tanto por el modelo de Rescorla-Wagner como por cualquier modelo que implique una regla de aprendizaje por competencia o selección de estímulos (e.g., Rescorla y Wagner, 1972; Mackintosh, 1975; Pearce y Hall, 1980). El segundo caso (A→AB) corresponde a un fenómeno llamado *inhibición externa* (Pavlov, 1927), el que no puede ser explicado a partir de un modelo elementístico simple. Estos modelos asumen que la fuerza asociativa del compuesto AB será igual a la suma algebraica de la fuerza asociativa de sus elementos, y como B es neutral al no haber sido pareado con el EI, entonces la respuesta final frente a AB sería exactamente igual a la respuesta frente a A.

Tal como lo que caracteriza a un modelo elementístico es la sumación de estímulos durante el procesamiento de un compuesto, lo que caracteriza a un modelo configuracional es un principio de sustracción o inhibición de estímulos (Brandon, Vogel y Wagner, 2000; Wagner, 2003; Wagner y Brandon, 2001). Según los modelos configuracionales del aprendizaje todos los estímulos en un compuesto se interfieren mutuamente, de modo que el mismo estímulo nunca es representado de la misma manera en contextos estimulares

distintos. Más bien, la representación de un estímulo se ve parcialmente inhibida cuando es acompañado de otros estímulos, sin importar si estos estímulos tienen o no fuerza asociativa. Al reforzar un compuesto durante el condicionamiento, un monto de saliencia limitado se distribuye en partes iguales entre los elementos del compuesto, es decir, los elementos se interfieren mutuamente, restándose capacidad para ser condicionados. Al presentar un compuesto parcial o completamente formado por elementos previamente condicionados, cada elemento aporta solamente con una parte de la fuerza asociativa total que ha adquirido, la que se encuentra determinada por un proceso de generalización entre configuraciones. En otras palabras, los elementos se interfieren mutuamente, inhibiendo cada uno la manifestación de toda la tendencia a responder poseída por el otro.

Descomposición y composición de estímulos en el condicionamiento clásico.

De todo lo anterior se desprende que para diferenciar entre un modelo elementístico y uno configuracional es necesario crear tests sensibles a medir los principios de configuración y combinación de estímulos utilizados durante el proceso de adquisición y ejecución de una RC o un juicio causal. Se han creado muchos tests de este tipo, y sus resultados han entregado apoyo tanto a los modelos elementísticos como a los configuracionales (para una revisión, véase Pearce, 1994, 2002; Wagner, 2003). La presente discusión se centrará en una de las pruebas más sencillas: el test de sumación.

El test de sumación simple puede ser catalogado como un test de composición de estímulos, en el cual la respuesta condicionada producida por dos estímulos que se presentan aisladamente se compara con aquella producida por los dos estímulos cuando se presentan en compuesto. En esta forma particular de composición de estímulos se requiere que ambos estímulos hayan adquirido fuerza asociativa antes del test, al ser pareados con el EI de forma aislada (e.g., $A^+ B^+ \rightarrow AB$) o en compuestos distintos de aquél que se forma durante la prueba de sumación (e.g., $AX^+ BY^+ \rightarrow AB$). En el primer caso, en que dos estímulos son condicionados aisladamente y luego se presentan en compuesto, la respuesta final es resultado solamente de un proceso de composición o combinación de estímulos. Esta prueba es comúnmente llamada prueba de sumación simple. En el segundo caso, en que dos estímulos primero son sacados de sus compuestos originales y luego puestos en un compuesto novedoso, la respuesta final es resultado tanto de un proceso de descomposición

de estímulos ($AX+ \rightarrow A$, $BY+ \rightarrow B$) como de composición de estímulos ($A, B \rightarrow AB$). Esta prueba será llamada en la presente exposición prueba de descomposición-sumación.

Un modelo elementístico predice que frente a cualquier forma de composición de estímulos los sujetos utilizarán un principio de sumación que los llevará a responder con mayor intensidad frente al compuesto que frente a los elementos aislados. El modelo configuracional de Pearce, en cambio, predice que la respuesta frente al compuesto será igual al promedio de las respuestas frente a cada uno de los elementos por separado.

En las revisiones de la literatura llevadas a cabo por Weiss (1972) y por Kehoe y Gormezano (1980) los autores concluyen que se han observado todos los posibles resultados en la prueba de sumación en el condicionamiento clásico, de modo que la evidencia empírica no permite diferenciar si el procesamiento de claves es comúnmente elemental o configuracional. Estos resultados se han repetido más recientemente, con algunas investigaciones demostrando sumación de respuestas (e.g., Rescorla, 1997; Kehoe y cols., 1994), otras un resultado más bien similar a la promediación (e.g., Aydin y Pearce, 1994; Rescorla y Coldwell, 1995), y otras una respuesta menor al compuesto que a sus elementos (e.g., Aydin y Pearce, 1995, 1997). La figura 5 entrega una comparación de los resultados de dos experimentos de sumación simple llevados a cabo en distintos laboratorios.

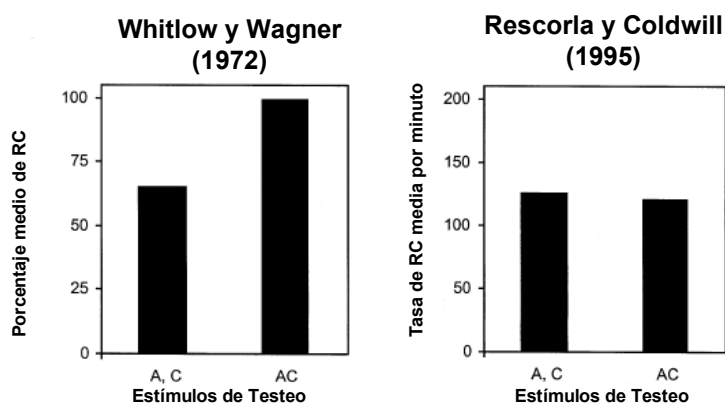


Figura 5. Resultados de dos experimentos de sumación simple. Cada panel presenta la respuesta frente a dos estímulos cuando se presentan separadamente (A,C) o en compuesto (AC), durante el testeo. Adaptada de Wagner, 2003.

En el panel izquierdo de esta figura se presentan datos de una investigación llevada a cabo por Whitlow y Wagner (1972) en condicionamiento del reflejo palpebral en conejos, los que han sido replicados recientemente por Kehoe y colegas (1994). Se observa claramente un fenómeno de sumación en que la respuesta frente al compuesto es mayor a aquélla observada para los elementos por separado. Distintos son los resultados observados en el panel derecho de la figura 6, en el que se presentan los datos de un experimento realizado por Rescorla y Coldwell (1995) en automoldeamiento con palomas, los que se acercan más bien a un fenómeno de promediación de respuestas.

Con respecto al test de descomposición-sumación ($AX+ BY+ \rightarrow AB$), varios experimentos llevados a cabo recientemente por Rescorla (2003) han arrojado resultados que no pueden ser explicados ni por una teoría elementística extrema ni por una teoría configuracional extrema. En estos experimentos se entrenó a los animales con dos compuestos seguidos de un EI ($AB+$, $CD+$) y luego se testearon los mismos compuestos, cada uno de los elementos por separado (A, B, C, D) y nuevos compuestos formados por estos elementos (AD, CB). El resultado de uno de estos experimentos se reproduce en la figura 6.

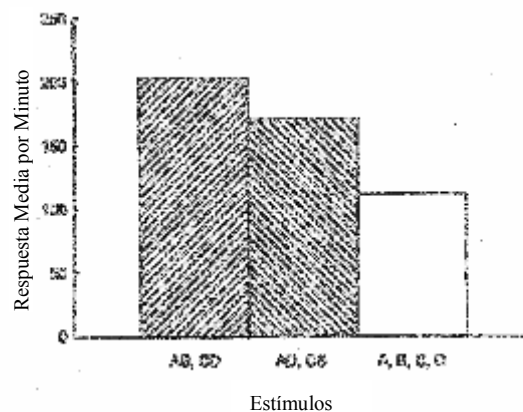


Figura 6: Respuesta media por minuto en el experimento 4 de Rescorla, 2003. Se muestra la respuesta para los compuestos originalmente entrenados (AB, CD), los compuestos novedosos (AD, CB), y los elementos (A, B, C, D).

Tal como se puede observar, los resultados de este estudio indican una respuesta a los compuestos de prueba novedosos mayor que la respuesta frente a los elementos, lo que se encuentra de acuerdo con el principio de sumación elementístico, pero también se encontró una respuesta a los compuestos nuevos menor a la respuesta frente a los compuestos entrenados, tal como lo predice un modelo configuracional. De este modo, en esta prueba de sumación algo más compleja la evidencia tampoco permite discriminar entre ambas teorías de condicionamiento pavloviano.

Descomposición y composición de estímulos en el aprendizaje causal humano.

Tal como en las investigaciones de condicionamiento pavloviano, los resultados de estudios de sumación simple en el aprendizaje causal humano han arrojado resultados contradictorios. En un estudio realizado recientemente, Wagner y sus colaboradores (Wagner et al, 2005) entrenaron a un grupo de estudiantes en una tarea en que debían reconocer qué comidas provocaban una reacción alérgica en un paciente hipotético. Entre las claves presentadas a los sujetos se encontraban dos comidas que fueron presentadas en forma aislada y seguidas de alergia (A+, B+). Durante una fase de prueba, se pidió a los sujetos que estimaran la fuerza de la relación causal entre varias claves y la consecuencia, incluyendo juicios para las claves A, B y el compuesto AB. Los resultados de esta prueba de sumación simple se muestran la figura 7.

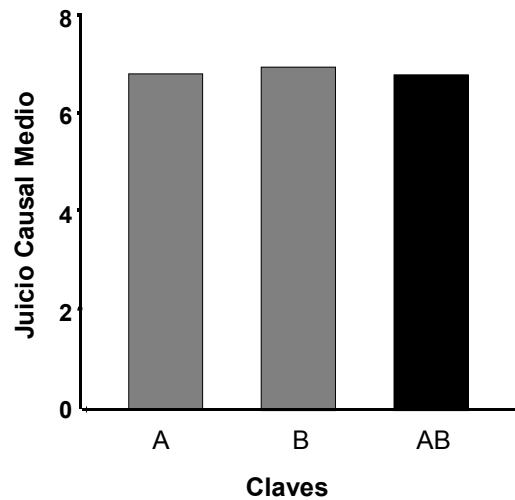


Figura 7. Resultados de una prueba de sumación simple en el experimento 2 de Wagner et al, 2005. Se muestra la respuesta frente a claves presentadas separadamente (A, B) y en compuesto (AB).

En esta figura se observan juicios causales similares frente al compuesto AB y cada uno de sus componentes, en concordancia con la predicción de un modelo configuracional del aprendizaje asociativo. No obstante, en el mismo experimento Wagner y colegas han encontrado evidencia de sumación de estímulos mediante la prueba de descomposición-sumación. Esta implicó entrenar dos compuestos seguidos de alergia (EF+, GH+), para luego, durante la fase de prueba, observar los juicios causales frente a claves aisladas extraídas de estos compuestos (E, G) y frente a un nuevo compuesto fruto de la unión de tales elementos (EG). Es decir, en esencia esta prueba reproduce los experimentos llevados a cabo por Rescorla (2003) en el condicionamiento clásico animal. Los resultados de la fase de prueba se muestran en la figura 8.

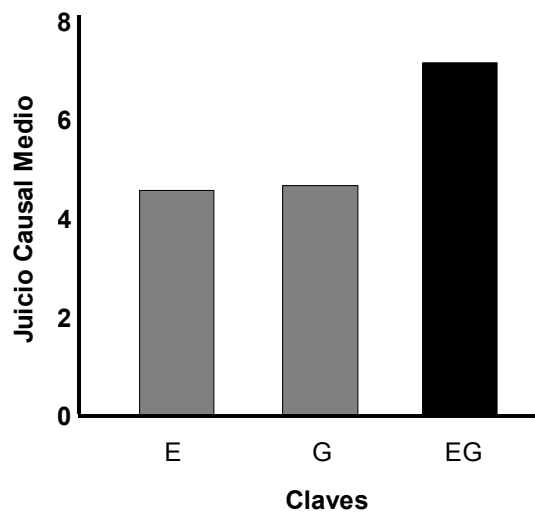


Figura 8. Resultados de una prueba de sumación en el experimento 2 de Wagner et al, 2005. Se muestra la respuesta frente a claves presentadas separadamente (E, G) o en compuesto (EG).

Se puede observar en la figura que en este caso sí se halló evidencia clara de sumación de estímulos, lo que contrasta con los resultados que se observan en la figura 7. El resultado común de la descomposición de estímulos es una respuesta frente a los elementos menor que aquélla que se da frente al compuesto entrenado, un fenómeno comúnmente llamado ensombrecimiento (Glautier, 2004; Pavlov, 1927; Price y Yates, 1993; Kamin, 1969). Debido al ensombrecimiento, en el estudio de Wagner y colegas el juicio promedio para E y G estuvo cerca de la mitad de la escala de medida, mientras para las claves no ensombrecidas A y B tal puntaje estuvo mucho más cerca del límite superior de la escala. De este modo, los resultados contradictorios antes expuestos podrían ser producto de un efecto de techo que impediría a los sujetos expresar completamente la sumación de estímulos durante el test con A y B, pero no durante el test con E y G. En tal caso, los resultados nulos obtenidos en el primer test de sumación simple serían consecuencia de que los puntajes más altos de la escala de medida son otorgados a las claves individuales, haciendo imposible otorgar un puntaje aún más alto al compuesto de dichas claves.

Otro estudio reciente, llevado a cabo por Van Osselaer, Janiszewski y Cunha (2004), entrega cierta evidencia de sumación simple en juicios causales humanos. Este

estudio es interesante debido a que los autores evitaron posibles efectos de techo durante la prueba correspondiente: las claves aisladas fueron entrenadas con una consecuencia de intensidad menor al máximo en la escala de prueba. Los resultados se presentan en la figura 9.

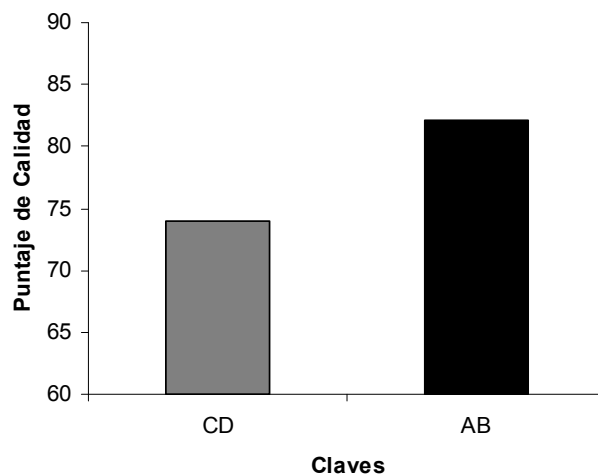


Figura 9. Resultados de una prueba de sumación simple en el experimento 1 de van Osselaer et al, 2004. Se presenta la respuesta frente a un compuesto de claves asociadas por separado a un vino de alta calidad (AB), y un compuesto de claves asociadas en compuesto a un vino de alta calidad (CD).

Lamentablemente, van Osselaer y colegas no testearon la respuesta de sus sujetos frente a cada una de las claves relevantes por separado (A y B), sino que utilizaron como control la respuesta frente a un compuesto asociado durante el entrenamiento a un vino de calidad alta (CD). Sus resultados implicarían sumación sólo en la medida en que aceptemos que el puntaje que los sujetos asignan a claves entrenadas aisladamente (A y B) y compuestos (CD) es similar si ambos comparten la misma consecuencia, lo que no es necesariamente cierto. Sin embargo, estos resultados, en conjunto con los de Wagner y colegas (2005), sugieren que la ausencia de sumación en algunas pruebas podría deberse a un simple efecto de techo en la medición de los juicios causales. Si ese fuera el caso, la evidencia indicaría que los sujetos humanos en general tienden a articular sus juicios causales utilizando un principio elementístico de sumación, al menos durante la

composición de estímulos y excepto en los casos en que la escala de medida no lo permite. En tales circunstancias, la afirmación de algunos autores (e.g., Shanks, Charles, Darby y Azmi, 1998; Shanks, Darby y Charles, 1998; Williams, Sagness y McPhee, 1994) de que el modo de procesamiento de estímulos por defecto en el aprendizaje causal humano es configuracional, así como la evidencia que tales autores han presentado para apoyarla, debería ser revisada.

Declaración de Propósito

El objetivo principal de la presente investigación fue precisamente reconocer si la ausencia de sumación simple observada en el experimento de Wagner y colegas (2005) puede deberse a un simple efecto de techo en la medición de los juicios causales. Existen al menos dos estrategias para evitar tales efectos de techo, las que fueron puestas a prueba en dos experimentos. En ambos experimentos se utilizó en esencia el mismo diseño experimental utilizado por Wagner y colegas (2005), el que permite evaluar los principios utilizados por los sujetos para componer y descomponer estímulos en pruebas de sumación simple y de descomposición-sumación.

En el experimento 1, se intentó evitar los efectos de techo disminuyendo los puntajes entregados por los sujetos para las claves aisladas. Estudios previos han comprobado que en el aprendizaje causal humano los sujetos responden a una clave que ha sido seguida por una consecuencia inconsistentemente (i.e., con una probabilidad menor que 1), en un nivel menor al que se observa cuando la clave ha sido seguida por una consecuencia consistentemente (e.g., Mehta y Williams, 2002), un fenómeno que suele denominarse en la literatura animal “efecto de refuerzo parcial”. En el experimento 1 se ha intentado utilizar el refuerzo parcial para disminuir los juicios causales de los sujetos y así evitar efectos de techo.

En el experimento 2 se intentó evitar posibles efectos de techo manipulando la escala de medida con la cual los sujetos debieron realizar sus juicios causales. En esta escala los puntajes para las claves aisladas se “anclaron” aproximadamente en su centro mediante instrucciones experimentales.

III. Objetivos e Hipótesis Generales

Objetivo General

Comprobar si la composición de estímulos en una tarea de juicios causales humanos sigue un principio de sumación al evitar posibles efectos de techo en la medición de tales juicios durante la prueba correspondiente.

Hipótesis General

En una tarea de juicios causales humanos, se observará sumación durante la composición de estímulos al arreglar condiciones de medición que permitan evitar posibles efectos de techo para los juicios entregados por los sujetos.

IV. Experimento 1: Sumación de claves entrenadas con refuerzo parcial

Objetivos e Hipótesis.

Objetivos Específicos del experimento.

1. Describir el nivel de discriminación y precisión logrado por sujetos humanos en una tarea de aprendizaje causal con consecuencias de probabilidad variable.
2. Comprobar si existe una influencia de la probabilidad con la cual una consecuencia sigue a una clave sobre los juicios acerca de la relación causal entre tal clave y tal consecuencia.
3. Describir los juicios causales de sujetos humanos frente a varios arreglos de composición y descomposición de estímulos: (a) frente a claves aisladas entrenadas en compuesto, (b) frente a claves aisladas entrenadas aisladamente, (c) frente a compuestos cuyos elementos son claves entrenadas aisladamente, (d) frente a compuestos cuyos elementos son claves entrenadas en otros compuestos, (e) frente a compuestos previamente reforzados.
4. Comprobar si existe una influencia de la probabilidad con la cual las consecuencias siguen a las claves sobre los principios de descomposición y composición de estímulos utilizados por sujetos humanos para estructurar juicios causales.

Hipótesis específicas del experimento

1. Sujetos humanos son capaces de resolver adecuadamente una tarea de discriminación en la cual se debe reconocer la relación causal entre la ingestión de comidas y la aparición de una reacción alérgica en un paciente hipotético, tanto cuando la relación entre clave y consecuencia es determinística como cuando es probabilística.
2. La probabilidad con la cual una consecuencia sigue a una clave influye sobre los juicios acerca de la relación causal entre tal clave y tal consecuencia.
3. La presentación de consecuencias probabilísticas facilita la sumación de estímulos durante pruebas de composición y descomposición de claves en una tarea de aprendizaje causal humano.

Metodología

Tipo y Diseño de Investigación.

Se ha llevado a cabo una investigación de tipo explicativa, utilizando un diseño experimental factorial mixto con tres factores intra-grupo y un factor entre-grupos. El diseño experimental intra-grupo puede observarse en la tabla 1:

Tabla 1. Diseño intra-grupo de los experimentos 1 y 2. Cada letra mayúscula representa una clave (comida) presentada a los sujetos experimentales que puede ir seguida (signo +) o no ir seguida (signo -) de una reacción alérgica.

Tipo de Consecuencia	Entrenamiento		Prueba			
	Claves Aisladas	Claves en Compuesto	Claves Aisladas		Claves en Compuesto	
Presencia de Resultado	A+	EF+	A	B	AB	
	B+	GH+	E	G	EG	EF
	F		F	H		
Ausencia de Resultado	C-	IJ-	C	D	CD	
	D-	KL-	I	K	IK	IJ
			J	H		

En esta tabla las letras representan distintas claves presentadas a los sujetos (comidas) que podían ir seguidas (signo +) o no ir seguidas (signo -) por una consecuencia (reacción alérgica). El diseño entre-grupos implicó asignar a los sujetos a dos grupos de investigación (factor entre-grupos *Consistencia de Consecuencias*). En el grupo con *Consecuencia Determinística* cada clave fue consistentemente seguida o no seguida por la consecuencia, mientras en el grupo con *Consecuencia Probabilística* cada clave fue seguida y no seguida por la consecuencia, pero con una mayor probabilidad (0.75) de que ocurriera uno de estos dos eventos y una menor probabilidad (0.25) de que ocurriera el otro.

Salvo esta diferencia, el resto del diseño experimental (es decir, el diseño intra-grupo que aparece en la tabla 1) ha sido idéntico para ambos grupos. El experimento se dividió en dos fases. Durante la fase de entrenamiento se presentó a los sujetos una serie de

alimentos aislados o en compuestos que pudieron ir seguidos o no de una alergia. De este modo, se varió la forma en que se presentaron las claves en el ensayo, pudiendo presentarse aisladamente o en compuesto (factor intra-grupo *Presentación en Entrenamiento*, con dos niveles: *claves aisladas* (A, B, C, D) y *claves compuestas* (EF, GH, IJ, KL)). Además se ha variado la consecuencia que sigue a cada clave en el ensayo, pudiendo presentarse o no presentarse la consecuencia “alergia” (factor intra-grupo *Tipo de Consecuencia*, con dos niveles: *Presencia de Resultado* (signo +, claves A, B, EF, GH) y *Ausencia del Resultado* (signo -, claves C, D, IJ, KL)).

Durante la fase de prueba se pidió a los sujetos que realizaran estimaciones acerca de la fuerza de la relación causal entre varias comidas y la reacción alérgica. Durante esta fase las claves podían ser presentadas aisladamente, en compuestos novedosos (nuevas combinaciones de claves), o en compuestos familiares (ya presentados durante el entrenamiento) (factor intragrupo *Presentación en Prueba*, con cuatro niveles: *clave aislada novedosa*, *clave aislada familiar*, *clave compuesta novedosa* y *clave compuesta familiar*). La Tabla 2 muestra una clasificación de las claves que se presentaron durante la prueba según los factores Tipo de Entrenamiento y Tipo de Prueba, la que permite explicar mejor la lógica detrás del diseño experimental intragrupo:

Tabla 2. Clasificación de los estímulos de prueba según la forma en que fueron presentados durante el entrenamiento (claves aisladas o en compuesto) y durante la fase de prueba (claves aisladas, en compuestos nuevos o en compuestos familiares).

		Prueba			
		Claves Aisladas		Claves en Compuestos	
		Novedosas	Familiares	Novedosas	Familiares
Entrenamiento	Claves Aisladas		A, B, C, D	AB, CD	
	Claves en Compuesto	E, F, G, H, I, J, K, L		EG, IK	EF, IJ

En esencia, lo que se ha buscado con el diseño experimental intra-grupo escogido es indagar en la forma en que los sujetos componen claves causales, transfiriendo sus estimaciones de causalidad a claves o compuestos nunca antes vistos. Aquéllas claves que se presentan de la misma forma tanto durante el entrenamiento como durante la prueba sirven simplemente como controles (A, B, C, D, EF, IJ). Un control algo distinto está dado

por las claves entrenadas en compuesto, pero testeadas aisladamente (E, F, G, H, I, J, K, L), dado que son el resultado de los principios de descomposición de estímulos utilizados por los sujetos. Las claves testeadas en compuestos nuevos, con componentes entrenados aisladamente (AB, CD) o en compuestos (EG, IK), permiten evaluar los principios de composición de estímulos utilizados por los sujetos. Si utilizan un principio de sumación de estímulos (elementístico), deben presentar un juicio causal mayor para los compuestos de prueba que para sus componentes, mientras si utilizan un principio de inhibición de estímulos (configuracional), presentarían un juicio causal para los compuestos igual o menor a aquél presentado para sus componentes.

Una forma mucho más simple de entender este diseño experimental intra-grupo es constituido por una prueba de sumación simple y una prueba de descomposición-sumación. La prueba de sumación simple implica el entrenamiento de dos claves aisladas seguidas de alergia (A y B), las que durante el test son presentadas aisladamente y en compuesto (A, B, AB). La prueba de descomposición-sumación implica el entrenamiento de dos compuestos seguidos de alergia (EF y GH), y un test con los componentes de tales compuestos presentados aisladamente (E, F, G, H) y en un compuesto nuevo (EG). Este test también incluyó uno de los compuestos originales (EF) que permitió evaluar qué tanto se generaliza la fuerza causal desde un compuesto hacia sus elementos en la descomposición de estímulos. Nótese que estas dos pruebas de sumación constituyen la mitad superior del diseño experimental que se observa en la tabla 1, en el cual intervienen las claves seguidas de alergia durante el entrenamiento (A, B, EF, GH). La mitad inferior de la tabla incluye un diseño idéntico, pero con claves no seguidas de alergia durante el entrenamiento (C, D, IJ, KL). El rol principal que cumplen estas claves es facilitar el aprendizaje causal durante el entrenamiento, pues obligan a los sujetos a discriminar entre claves seguidas y no seguidas de alergia simplemente sobre la base de la experiencia previa con tales claves. Puesto que el diseño se encuentra balanceado, los sujetos deben aprender cuáles claves son causa de la alergia y cuáles no para llevar a cabo predicciones exitosamente hacia el final del entrenamiento. Aunque se incluyeron tests para evaluar la descomposición y composición de estímulos con estas claves no causales, son de poco interés en la presente investigación dado que si las claves no adquieren fuerza causal durante el entrenamiento, ésta no se puede transferir a nuevas claves y compuestos durante los tests respectivos. En estos tests se

esperan juicios causales bajos para todas las claves y combinaciones de ellas, sin diferencias importantes para distintas claves y compuestos.

Definición de Variables.

Variables independientes.

1. *Consistencia de las Consecuencias*, definido conceptualmente como la estabilidad de la relación predictiva entre dos eventos ambientales, y operacionalmente como la consistencia con la cual se presenta siempre el mismo resultado una vez que se ha presentado una clave en una tarea de aprendizaje de relaciones causales entre comidas y alergias en un paciente hipotético.

2. *Tipo de Consecuencia*, definido conceptualmente como el tipo de efecto que sigue comúnmente a un evento ambiental, y operacionalmente como el resultado que se presenta con mayor probabilidad una vez que se ha presentado una clave en una tarea de aprendizaje de relaciones causales entre comidas y alergias en un paciente hipotético.

3. *Presentación en Entrenamiento*, definida conceptualmente como la composición de un evento causal durante el proceso de aprendizaje de relaciones causales, y operacionalmente como el número de claves que se presentan simultáneamente seguidas de un resultado en una tarea de aprendizaje de relaciones causales entre comidas y alergias en un paciente hipotético.

4. *Presentación en Prueba*, definida conceptualmente como la composición y familiaridad de un evento para el cual un individuo debe emitir un juicio de causalidad, y operacionalmente como el número de claves que se presentan simultáneamente, y la experiencia previa de un individuo con esa exacta configuración de claves, al pedir que se emita un juicio causal en una tarea de aprendizaje de relaciones causales entre comidas y alergias en un paciente hipotético.

Variable dependiente.

Juicio de Causalidad, definido conceptualmente como la relación causal percibida por un individuo entre dos eventos ambientales, y operacionalmente como el valor numérico asignado por un individuo, en una escala graduada de 0 a 10, a la fuerza de la

relación causal entre el consumo de una comida y la aparición de una reacción alérgica en un paciente hipotético.

Población y Muestra.

La población de la cual se ha obtenido la muestra corresponde a individuos chilenos de ambos sexos, con edades entre los 18 y los 40 años, matriculados en la carrera de Psicología de la Universidad de Talca durante el año 2005, de todos los niveles socioeconómicos y sin experiencia previa en investigaciones experimentales similares.

De la población con estas características se ha tomado una muestra de 40 sujetos por medio de un muestreo intencional. La participación de los sujetos fue voluntaria y su tratamiento se encontró de acuerdo con las normas éticas de la American Psychological Association (2002) y el Colegio de Psicólogos de Chile (2005). A cambio de su participación, los sujetos fueron recompensados con una mejora en sus calificaciones parciales en un ramo cursado durante el año 2005 en la Carrera de Psicología de la Universidad de Talca.

Instrumentos.

El instrumento de presentación de estímulos y recogida de datos fue un computador personal eMac G4 implementado con el sistema operativo Mac OS X Panther. El experimento ha sido programado y presentado a los sujetos por medio del programa Pyscope X Beta I.

Procedimientos.

Antes de comenzar el experimento, los participantes fueron asignados aleatoriamente a 2 grupos de 20 sujetos cada uno: Grupo Consecuencia Determinística y Grupo Consecuencia Probabilística. Al comienzo del experimento, se informó a cada sujeto que todas las instrucciones serían presentadas por medio de la pantalla del computador y se les dejó completar el experimento individualmente, en una habitación privada.

El experimento se dividió en dos fases, una fase de entrenamiento y una fase de prueba. La fase de entrenamiento constó, a su vez, de tres sesiones de entrenamiento con 128 ensayos cada una, separadas por breves periodos de descanso de aproximadamente 15

minutos. Hubo 384 ensayos en total a lo largo de la fase de entrenamiento. Al comienzo de la primera sesión de entrenamiento se desplegaban en la pantalla del computador las siguientes instrucciones experimentales:

En este experimento le pediremos que imagine que usted es un alergista (alguien que trata de descubrir las causas de las reacciones alérgicas en la gente). Imagine que justo ahora llega un nuevo paciente, “El señor X”, quien sufre de reacciones alérgicas después de comer algunos alimentos, pero no otros. En un intento por descubrir qué alimentos le causan reacciones alérgicas al Señor X, usted le pide que cada día consuma varios alimentos como comida y luego observa si él tuvo una reacción alérgica o no.

El computador le mostrará los alimentos que consumió el Señor X en cada comida. A continuación se le pedirá que prediga si el Señor X va a tener una reacción alérgica o no. Ingrese su predicción presionando en el teclado la letra “a” para indicar que el Señor X va a tener una reacción alérgica después de comer esa comida, o presionando “n” para indicar que el Señor X no va a tener una reacción alérgica después de comer esa comida. En el lado derecho de la pantalla aparecerá un mensaje indicando si realmente el Señor X tuvo una reacción alérgica o no. Al comienzo, usted tendrá que adivinar, pero con la ayuda de la retroalimentación que usted recibe en cada ensayo, pronto sus predicciones llegarán a ser más precisas.

La relación entre una comida y la alergia podría no ser perfecta. Por ejemplo, una comida podría producir alergia en la mayoría de las ocasiones, pero no en todas. Si esto ocurre, es imposible realizar una predicción correcta siempre, pero se puede maximizar el número de predicciones correctas basándolas en lo que ocurre en la mayoría de las ocasiones en que el Señor X come el alimento en cuestión.

El tiempo de reacción no es importante en este experimento. Usted puede demorarse en responder tanto como guste en cada ensayo.

POR FAVOR PRESIONE LA BARRA ESPACIADORA PARA CONTINUAR

A continuación se presentó a los sujetos una serie de 128 ensayos. Al comienzo de cada ensayo aparecían uno o dos alimentos al centro-izquierda de la pantalla, seguidos de la frase “Presione ‘a’ para indicar reacción alérgica, y ‘n’ para indicar que no hay reacción alérgica” en la parte inferior de la pantalla. Luego de que el sujeto ingresaba su predicción, en la zona centro-derecha de la pantalla aparecía la frase “Reacción alérgica” en tamaño de fuente 30 y color rojo, o bien la frase “No hay reacción alérgica” en tamaño de fuente 14 y

color negro, durante 2 segundos. La consecuencia asociada a cada comida varió de acuerdo con el diseño que se muestra en la tabla 1. Cada una de las claves y compuestos que se muestran en dicha tabla fue presentado 16 veces en cada sesión, en total 48 veces a lo largo del experimento. El orden de presentación de las claves fue completamente aleatorio dentro de cada sesión y distinto para cada sujeto. En el Grupo de Consecuencia Determinística cada clave fue seguida de la misma consecuencia durante los 16 ensayos de cada sesión de entrenamiento, de modo que la probabilidad de que se presentara una alergia luego que se había presentado una comida en particular era igual a cero o a uno. En el Grupo de Consecuencia Probabilística, en cambio, cada clave era seguida de una consecuencia durante 12 de los 16 ensayos de cada sesión de entrenamiento, y de la consecuencia alternativa durante los 4 ensayos restantes. De este modo, las claves A, B, EF y GH fueron seguidas de alergia con una probabilidad de 0.75, mientras las claves C, D, IJ y KL fueron seguidas de alergia con una probabilidad de 0.25. La distribución de consecuencias para cada clave en el Grupo de Consecuencia Probabilística se presenta detallada en la tabla 3.

Tabla 3. Distribución de consecuencias para cada una de las claves durante la fase de entrenamiento del Grupo de Consecuencia Probabilística.

	Por sesión			Total Entrenamiento (3 sesiones)		
	Alergia	No Alergia	Total	Alergia	No Alergia	Total
A	12	4	16	36	12	48
B	12	4	16	36	12	48
EF	12	4	16	36	12	48
GH	12	4	16	36	12	48
C	4	12	16	12	36	48
D	4	12	16	12	36	48
IJ	4	12	16	12	36	48
KL	4	12	16	12	36	48
Total	64	64	128	192	192	384

Nótese de que a pesar de que la distribución de las consecuencias para cada clave varió entre los dos grupos experimentales, se mantuvo constante para ambos grupos el número de veces que se experimentaron claves aisladas seguidas de alergia, claves aisladas seguidas de no alergia, claves compuestas seguidas de alergia, y claves compuestas

seguidas de no alergia, dando lugar a un experimento balanceado con respecto a estos factores.

El orden de presentación de las claves en los compuestos también ha sido balanceado a lo largo del entrenamiento, es decir, en la mitad de los ensayos la primera clave se presentó a la izquierda en el compuesto, y la segunda a la derecha (e.g., EF), y tal relación se revirtió en la otra mitad de los ensayos (e.g., FE).

Los estímulos concretos asignados a las claves A-D fueron chocolate, leche, queso y ajo, mientras los estímulos asignados a las claves E-L, fueron maní, langosta, café, palta, champiñones, miel, huevos y sardinas. De modo de balancear parcialmente la asignación de comidas a claves particulares los sujetos en cada grupo fueron asignados aleatoriamente a uno de cuatro grupos de balanceo. La asignación de estímulos a cada clave en cada uno de los grupos de balanceo se muestra en la tabla 4.

Tabla 4. Asignación de estímulos a cada clave en los cuatro subgrupos de balanceo.

	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4
A	Chocolate	Chocolate	Leche	Leche
B	Queso	Queso	Ajo	Ajo
C	Leche	Leche	Chocolate	Chocolate
D	Ajo	Ajo	Queso	Queso
EF	Maní y Langosta	Champiñones y Miel	Maní y Langosta	Champiñones y Miel
GH	Café y Palta	Huevos y Sardinas	Café y Palta	Huevos y Sardinas
IJ	Champiñones y Miel	Maní y Langosta	Champiñones y Miel	Maní y Langosta
KL	Huevos y Sardinas	Café y Palta	Huevos y Sardinas	Café y Palta

Luego de presentar los 128 ensayos de la primera sesión de entrenamiento, se mostraba en la pantalla del computador el mensaje “Ahora puede descansar. Por favor, avise al experimentador que ha finalizado la sesión y espere durante unos minutos para continuar con el experimento. Muchas Gracias.”. Luego de un periodo de descanso de aproximadamente 15 minutos, se pedía al participante que volviera a ingresar a la habitación experimental para completar la segunda sesión de entrenamiento. El entrenamiento proseguía siguiendo el mismo procedimiento antes detallado para la primera

sesión. Lo mismo ocurría durante la tercera sesión, con la diferencia de que al finalizar los ensayos se presentaban las siguientes instrucciones:

Usted ha completado su examen del Señor X, y ahora deberá entregar un informe diagnóstico. Para esto, por favor llene el cuestionario que se encuentra en la carpeta roja al lado del computador. Podrá encontrar las instrucciones correspondientes al comienzo del cuestionario.

Con esto se daba final a la fase de entrenamiento de este experimento. La fase de prueba seguía inmediatamente al final de la tercera sesión de entrenamiento, y consistía en la aplicación de un cuestionario de prueba de dos páginas. En la primera página del cuestionario se presentaron solamente las siguientes instrucciones:

A continuación le pediremos que estime los efectos que tendrán varias comidas en el Señor X. Estas comidas pueden tener uno o dos alimentos. Usted tiene que juzgar cuán probable es que el Señor X tenga una reacción alérgica después de consumir esa comida (es decir, si la comida está compuesta por dos alimentos, usted debe estimar la probabilidad de que el Señor X tenga una reacción alérgica después de comer ambos alimentos juntos).

Para estimar los efectos de cada comida, utilice una escala que va de 0 a 10 puntos. Califique con 10 si usted cree que es muy probable que la comida cause una reacción alérgica al Señor X. Califique con 0 si cree que el consumo de la comida no tendrá efecto alguno en el Señor X (es decir, no causará que se produzca una reacción alérgica en el Señor X). Puede usar cualquier valor entre 0 y 10 para indicar la fuerza de su convicción acerca del valor predictivo de cada comida.

Para ingresar su estimación, marque la alternativa que escoja. Si se equivoca o desea cambiar su estimación, puede borrar la alternativa previamente seleccionada y marcar la que considera más correcta.

Al finalizar, entregue este cuadernillo al experimentador. Muchas gracias por su participación en este experimento.

En la siguiente página del cuestionario se presentó una lista con los 20 estímulos de prueba que se han detallado en la tabla 1, cada uno acompañado de una escala de 0 a 10 puntos que el sujeto podía utilizar para entregar un juicio acerca del valor causal o predictivo que cada clave de prueba tenía con respecto a la aparición de una reacción

alérgica. El orden de presentación de las claves de prueba fue semialeatorio para cada sujeto. Se arregló que la primera clave de prueba en el cuestionario fuera distinta para cada uno de los sujetos en cada grupo, de modo que todas las claves de prueba fueran presenciadas en la primera posición de la lista una vez en cada grupo (son 20 claves de prueba y 20 sujetos por grupo). La asignación de la primera clave de prueba a cada sujeto fue aleatoria, y el orden de presentación del resto de las claves para cada sujeto fue aleatorio e independiente.

Experimento 1: Resultados y Discusión

Entrenamiento

Las predicciones realizadas durante el entrenamiento respecto de si se produciría o no alergia luego del consumo de cada comida fueron analizadas calculando la proporción de predicciones de alergia llevadas a cabo por cada individuo en bloques de 4 ensayos sucesivos (12 bloques en total). Esta proporción de respuestas fue calculada para cada una de las claves en estudio, y luego se promediaron las proporciones de respuesta frente a claves que tuvieron iguales condiciones de refuerzo y presentación durante el entrenamiento, esto es, frente a las claves A y B (presentadas aisladamente y seguidas de alergia), C y D (presentadas aisladamente y no seguidas de alergia), EF y GH (presentadas en compuesto y seguidas de alergia), IJ y KL (presentadas en compuesto y no seguidas de alergia). Estos datos fueron sometidos a un ANOVA factorial mixto 12 (Bloque) x 2 (Consecuencia: alergia, no alergia) x 2 (Presentación: clave aislada, compuesto) x 2 (Grupo: Consecuencia Probabilística, Consecuencia Determinística). Los resultados se grafican en la figura 10.

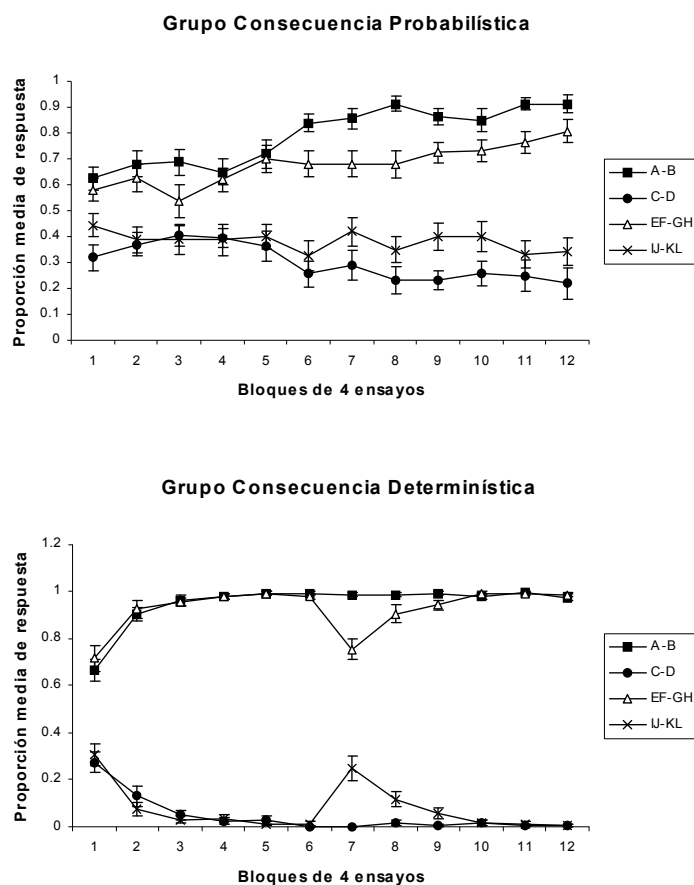


Figura 10. Proporción media de respuesta a las claves incluidas en el entrenamiento, en bloques de 4 ensayos. El panel superior muestra los datos del grupo Consecuencia Probabilística. El panel inferior muestra los datos del grupo Consecuencia Determinística. Las barras de error representan el error típico de la media.

Se puede observar claramente en la figura que los sujetos de ambos grupos experimentales lograron discriminar exitosamente entre las claves seguidas de alergia y las no seguidas de alergia hacia el final del experimento, lo que se reflejó en un efecto principal significativo del factor Consecuencia ($F(1, 38) = 1169.665, p < 0.001$). Si bien en las figuras se observa una proporción media de respuestas distinta para claves seguidas y no seguidas de alergia desde el comienzo del entrenamiento, se debe simplemente a que el primer bloque incluye las respuestas de los sujetos para los primeros 4 ensayos de entrenamiento, durante los cuales se produjo cierto aprendizaje. Sin embargo, en el primer

ensayo la proporción media de respuestas fue cercana al nivel esperado por azar tanto en el grupo Consecuencia Probabilística (Claves seguidas de alergia: media=0.49, error típico=0.05; Claves no seguidas de alergia: media=0.49, error típico=0.05) como en el grupo Consecuencia Determinística (Claves seguidas de alergia: media=0.55, error típico=0.07; Claves no seguidas de alergia: media=0.5, error típico=0.05). A partir de este nivel inicial de respuesta, se observa un aumento progresivo en el nivel de discriminación de los sujetos en ambos grupos, el que se corrobora por un efecto significativo de la interacción entre los factores Consecuencia y Bloque ($F(11, 418) = 27.259, p < 0.001$), y es reflejo de que los sujetos aprendieron correctamente la tarea experimental.

Para reconocer si se produjo aprendizaje a lo largo del entrenamiento para todas las condiciones en ambos grupos se llevaron a cabo ANOVAs para comprobar el efecto simple del factor Bloque dentro de cada una de las combinaciones de niveles de los otros factores en estudio. Además se realizaron contrastes polinómicos para reconocer si los cambios en la proporción de respuesta a lo largo del entrenamiento siguieron una tendencia lineal.

En el grupo Consecuencia Determinística (ver panel inferior de figura 10) se encontró un efecto significativo del factor Bloque para las claves A-B ($F(11, 28) = 5.506, p < 0.001$), C-D ($F(11, 28) = 3.385, p < 0.01$), EF-GH ($F(11, 28) = 2.889, p < 0.05$), e IJ-KL ($F(11, 28) = 3.59, p < 0.01$). Con respecto a los contrastes polinómicos, se encontró una tendencia lineal significativa para las claves A-B ($F(1, 19) = 29.329, p < 0.001$), C-D ($F(1, 19) = 24.773, p < 0.001$), EF-GH ($F(1, 19) = 15.487, p < 0.01$), e IJ-KL ($F(1, 19) = 32.573, p < 0.001$). Es decir, para todas las claves se presentaron diferencias significativas en la proporción media de respuestas a lo largo de los bloques, con una tendencia a ascender o descender linealmente. En otras palabras, como producto del aprendizaje los sujetos aumentaron progresivamente su nivel de respuesta frente a las claves seguidas de alergia, y la disminuyeron progresivamente frente a las claves no seguidas de alergia.

En el grupo Consecuencia Probabilística (panel superior de figura 10) el factor Bloque tuvo un efecto significativo para las claves A-B ($F(11, 28) = 6.748, p < 0.001$), C-D ($F(11, 28) = 5.857, p < 0.001$), y EF-GH ($F(11, 28) = 3.036, p < 0.01$), pero no resultó significativo para las claves IJ-KL ($F(11, 28) = 1.124, p > 0.1$). Los contrastes polinómicos indican una tendencia lineal significativa para las claves A-B ($F(1, 19) = 29.718, p < 0.001$), C-D ($F(1, 19) = 6.474, p < 0.05$), y EF-GH ($F(1, 19) = 14.178, p < 0.01$), la que no se observó

para las claves IJ-KL ($F(1, 19) = 1.227, p > 0.1$). De este modo, los sujetos entrenados con una Consecuencia Probabilística mostraron cambios en la proporción media de respuesta a lo largo del entrenamiento para todas las claves, excepto aquéllas presentadas en compuesto y no seguidas de alergia (es decir, IJ y KL). El nivel de discriminación entre compuestos seguidos y no seguidos de alergia observado hacia el final del entrenamiento se debería en gran medida a que los sujetos aumentaron su nivel de respuesta frente a los primeros, mientras frente a los segundos mantuvieron un nivel de respuesta similar al inicial. De este modo, no existe evidencia de que los sujetos en el grupo Consecuencia Probabilística hayan aprendido a predecir correctamente la consecuencia asociada a las claves IJ-KL, lo que podría repercutir en los resultados durante el test.

Por otra parte, si bien los dos grupos experimentales muestran cierto aprendizaje discriminativo, el patrón de resultados no es idéntico en ambos. Se observa que aunque los sujetos del grupo Consecuencia Determinística ya discriminan casi perfectamente entre claves seguidas y no seguidas de alergia en los bloques 4-5, los sujetos del grupo Consecuencia Probabilística no muestran tal nivel de discriminación ni siquiera en el último bloque de entrenamiento. Estos resultados fueron corroborados por efectos significativos de la interacción entre Grupo y Consecuencia ($F(1, 38) = 168.162, p < 0.001$), y la interacción Grupo x Consecuencia x Bloque ($F(11, 418) = 9.903, p < 0.001$). De este modo, se encontró un efecto de refuerzo parcial que corrobora los resultados de estudios previos en el área del aprendizaje causal humano (e.g., Mehta y Williams, 2002). También resultó significativo el efecto simple del factor Grupo ($F(1, 38) = 7.138, p < 0.05$), debido a un nivel de respuesta a lo largo del experimento para el grupo Consecuencia Probabilística ligeramente mayor (media=0.537, error típico=0.009) al mostrado por el grupo Consecuencia Determinística (media=0.502, error típico=0.009). Esta pequeña diferencia probablemente se debe a que el grupo Consecuencia Determinística disminuyó significativamente su proporción de respuestas frente a las claves IJ-KL, y el grupo Consecuencia Probabilística no.

En la figura 10 se observa un efecto del tipo de presentación de las claves (aisladas vs. en compuestos) a lo largo del entrenamiento en el grupo Consecuencia Probabilística, en el cual los sujetos muestran proporciones medias de respuesta más cercanas al azar para los compuestos, lo que no ocurre en el grupo Consecuencia Determinística, en el cual se observan curvas de aprendizaje muy similares para claves aisladas y compuestos. Esto

indicaría que resulta más difícil discriminar entre compuestos seguidos y no seguidos de alergia solamente cuando no hay consistencia con respecto al resultado que se debe esperar luego de cada clave. Este resultado fue corroborado por un efecto significativo de la interacción Presentación x Consecuencia x Grupo ($F(1, 38) = 6.749, p < 0.05$). Nótese que en el grupo Consecuencia Determinística se observa un resultado similar solamente durante los bloques 7 y 8, lo que explicaría el efecto significativo de la de la interacción entre Presentación y Consecuencia ($F(1, 38) = 21.3, p < 0.001$), la interacción Presentación x Consecuencia x Bloque ($F(11, 418) = 7.339, p < 0.001$) y al menos en parte la interacción significativa entre Presentación, Consecuencia, Grupo y Bloque ($F(11, 418) = 2.125, p < 0.05$).

El resto de los efectos simples e interacciones del ANOVA no resultaron significativos.

Test

Hubo dos datos perdidos, correspondientes al puntaje entregado a la clave C por un sujeto en cada grupo. Todos los datos de dichos sujetos fueron pasados por alto completamente en los análisis que incluyeron a la clave C, y fueron procesados en los análisis que no incluyeron a tal clave.

Se decidió no llevar a cabo un análisis global de los datos, dado que por la complejidad del diseño experimental este tipo de análisis no entregaría información relevante, pero sí aumentaría la probabilidad de cometer al menos un error tipo I. En cambio, se llevaron a cabo varios ANOVAs menos complejos, uno por cada prueba de sumación relevante y, por lo tanto, incluyendo las respuestas a sólo algunas de las claves presentadas a los sujetos durante la fase de testeo del experimento. Algunas comparaciones múltiples realizadas luego de los ANOVAs correspondieron a comparaciones planeadas corregidas según el método de Bonferroni, estipuladas de forma *a priori* a partir de las hipótesis de investigación (tres comparaciones para cada test de sumación simple, y 5 comparaciones para cada test de descomposición-sumación). Cualquier otra comparación no planificada, sino llevada a cabo luego del análisis descriptivo de datos se llevó a cabo en la forma de tests post hoc, con la corrección de Bonferroni considerando todas las posibles combinaciones entre medias disponibles. Los supuestos necesarios para llevar a cabo cada

uno de los análisis que se presentan a continuación se consideraron cumplidos, y todos los efectos se consideraron significativos con $\alpha = 0.05$.

1. Claves seguidas por alergia

Prueba de sumación con AB.

Corresponde a la prueba de sumación simple que incluye aquéllas claves entrenadas aisladamente y luego presentadas en compuesto durante el test, es decir, A y B. Además de la comparación entre las claves aisladas A y B y el compuesto AB, se incluyó también el compuesto control EF, el que permitió controlar que, de producirse una mayor respuesta al compuesto AB que a los elementos A y B, ésta no se debería a un efecto general del número de claves presentadas durante el test.

Se llevó a cabo un ANOVA factorial mixto 4 (Estímulo: A, B, AB, EF) x 2 (Grupo: Consecuencia Probabilística, Consecuencia Determinística) x 4 (Balanceo: GB1, GB2, GB3, GB4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino) con la variable Juicio Causal como variable dependiente. Tal como se esperaba, los sujetos del Grupo Consecuencia Probabilística entregaron juicios causales medios significativamente menores que los entregados por los sujetos del Grupo Consecuencia Determinística, de modo que la magnitud de los juicios causales en esta prueba efectivamente se vio influida por la probabilidad con la cual la consecuencia seguía a las claves durante el entrenamiento, tal como ocurrió con la proporción media de respuesta durante el entrenamiento. Este efecto de refuerzo parcial se puede observar en la figura 11, y ha sido corroborado por un efecto significativo del factor Grupo ($F(1, 27) = 17.173$, $p < 0.001$). Con esto se ha logrado el objetivo de reducir los juicios causales de los sujetos en el grupo Consecuencia Probabilística, para así evitar posibles efectos de techo en la prueba de sumación con A y B.

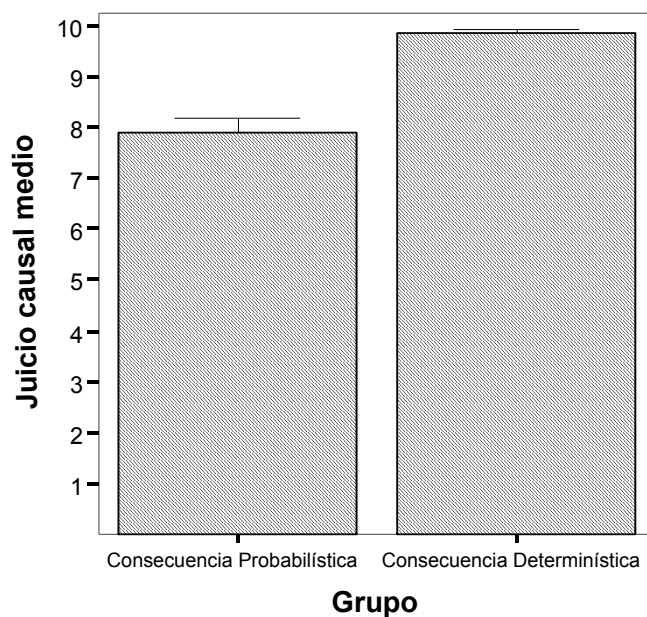


Figura 11. Juicio causal medio frente a las claves incluidas en la prueba de sumación con AB (A, B, AB y EF) para ambos grupos de investigación. Las barras de error representan el error típico de la media

Los resultados de la prueba de sumación con las claves A y B se encuentran graficados en la figura 12, con el panel izquierdo mostrando los resultados del grupo Consecuencia Probabilística y el panel derecho mostrando los resultados del grupo Consecuencia Determinística. Tal como se esperaba, el grupo Consecuencia Determinística muestra juicios causales medios similares y muy cercanos al máximo en la escala para todos los estímulos en esta prueba. En el grupo Consecuencia Probabilística se observa una diferencia entre los juicios causales entregados frente a los compuestos AB y EF, pero A y B no difieren de forma sustancial del compuesto AB, de modo que no se encuentra un efecto de sumación aún cuando se han evitado los efectos de techo hasta cierto punto. Si bien existe bastante diferencia en el patrón de resultados mostrado por ambos grupos, el ANOVA indicó ausencia de un efecto significativo de la interacción Grupo x Estímulo ($F(3, 81) = 0.971, p > 0.1$), mientras sí resultó significativo el efecto simple de Estímulo ($F(3, 81) = 8.101, p < 0.001$).

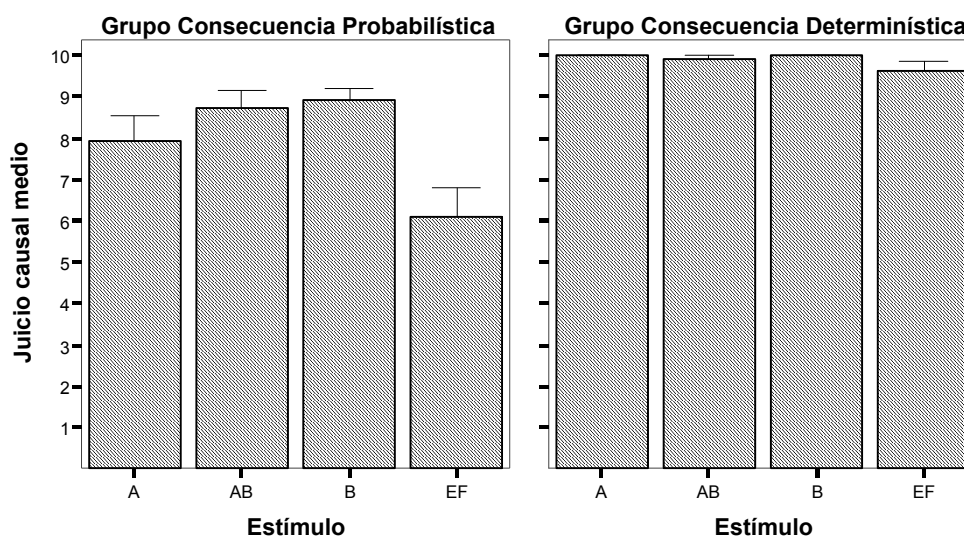


Figura 12. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con AB (A, B, AB, EF). En el panel izquierdo se muestran los resultados del grupo Consecuencia Probabilística, y en el panel derecho los resultados del grupo Consecuencia Determinística. Las barras de error representan el error típico de la media.

Al llevar a cabo ANOVAs para comprobar el efecto simple del factor Estímulo en cada uno de los niveles del factor Grupo, se encontraron diferencias significativas sólo en el Grupo Consecuencia Probabilística ($F(3, 25) = 9.521, p < 0.001$), y no en el Grupo Consecuencia Determinística ($F(3, 25) = 0.771, p > 0.5$). Comparaciones pareadas post hoc (Bonferroni) indicaron que las diferencias significativas dentro del grupo Consecuencia Probabilística se deberían a diferencias entre los juicios entregados a EF y B, y entre los juicios a EF y AB, pero el resto de las comparaciones no resultó significativa. De este modo, los resultados sólo muestran una tendencia a calificar al compuesto EF con un valor causal menor que el de las claves A y B. Esta tendencia probablemente se encuentra relacionada con el menor nivel de respuesta alcanzado por el compuesto EF durante el entrenamiento, que se puede apreciar en la figura 10. Nótese que en el Grupo Consecuencia Determinística existe una leve tendencia no significativa entre los sujetos a entregar valores menores al compuesto EF con respecto al resto de las claves de prueba, tal como en el

Grupo Consecuencia Probabilística. Este resultado podría explicar que la interacción entre Grupo y Estímulo no fuera estadísticamente significativa, y el efecto simple de Grupo sí.

La única interacción de dos factores que resultó significativa fue entre Estímulo y Balanceo ($F(9, 81) = 2.178, p < 0.05$). Las respuestas a los estímulos de prueba para cada uno de los grupos de balanceo se pueden observar en la figura 13.

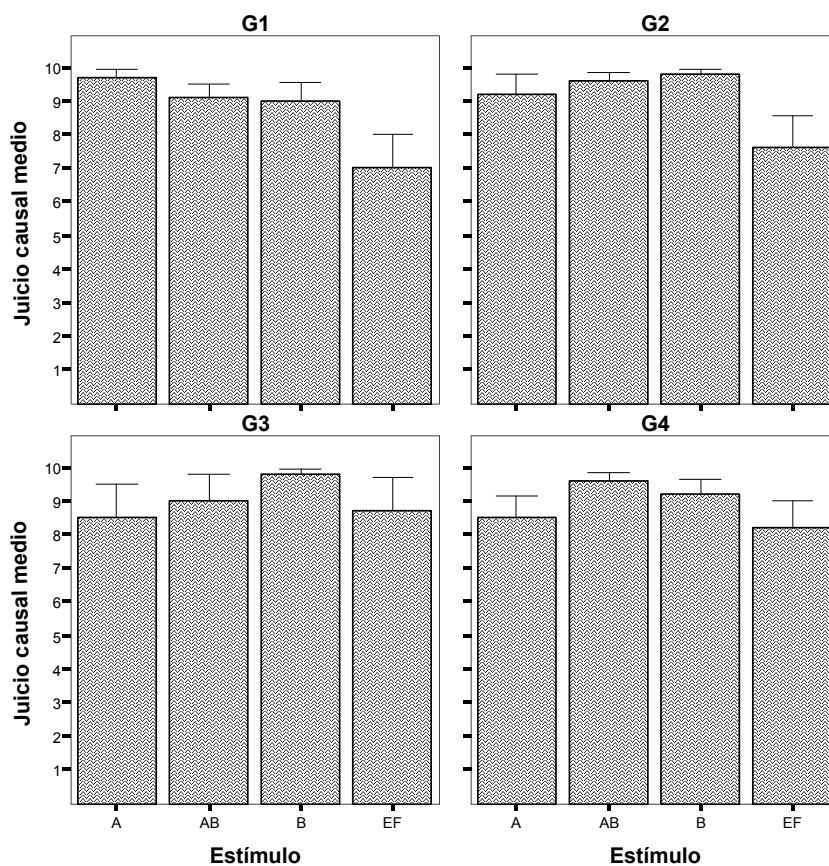


Figura 13. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con AB (A, B, AB, EF), en cada uno de los subgrupos de balanceo incluidos en el experimento. Las barras de error representan el error típico de la media.

En la figura se observa que los grupos de balanceo 1 y 2 muestran juicios causales para el compuesto EG menores que los juicios para el resto de las claves, mientras tal diferencia no se observa en los grupos de balanceo 3 y 4. Estos resultados fueron

corroborados por ANOVAs que comprobaron el efecto simple del factor Estímulo en cada uno de los grupos de balanceo, encontrándose diferencias significativas dentro de los grupos 1 ($F(3, 25) = 4.757, p < 0.01$) y 2 ($F(3, 25) = 3.86, p < 0.05$), pero no en los grupos 3 ($F(3, 25) = 1.473, p > 0.1$) y 4 ($F(3, 25) = 1.309, p > 0.1$). Este resultado resulta inesperado, dado que la principal diferencia entre los grupos de balanceo fue la forma en la cual fueron asignados estímulos concretos (comidas) a las claves del diseño experimental. Por otro lado, este resultado no afecta las conclusiones previas con respecto al efecto de sumación, ya que no se observa evidencia de tal efecto en ninguno de los grupos de balanceo.

También resultó significativa la interacción entre Estímulo, Grupo y Sexo ($F(3, 81) = 3.564, p < 0.05$). El patrón de resultados que da origen a esta interacción se puede observar en la figura 14.

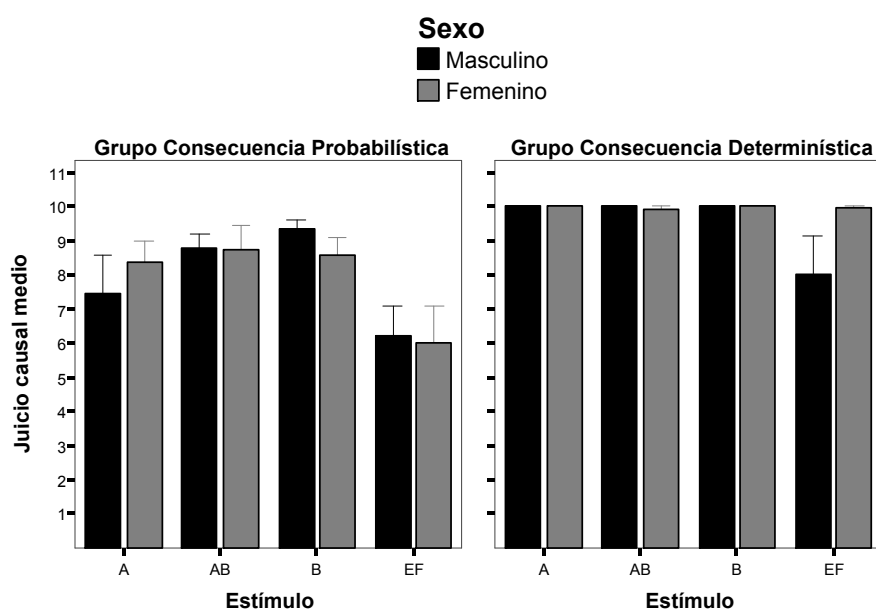


Figura 14. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con AB (A, B, AB, EF). Las barras de color negro representan las respuestas de sujetos de sexo masculino y las barras de color gris las respuestas de sujetos de sexo femenino. El panel izquierdo muestra los resultados del grupo Consecuencia Probabilística y el panel derecho los resultados del grupo Consecuencia Determinística. Las barras de error representan el error típico de la media.

Este resultado no será analizado en profundidad por ser extremadamente complejo, y al mismo tiempo irrelevante para los objetivos de la presente investigación. Basta decir que la comparación relevante entre los distintos estímulos de prueba no muestra indicios de un efecto de sumación en ninguna de las combinaciones de los factores Grupo y Sexo.

El resto de los efectos simples e interacciones entre factores en el ANOVA no resultaron significativos.

La lógica del presente experimento implica que se puede obtener un efecto de sumación en el aprendizaje causal humano si se evitan efectos de techo en la medición de los juicios. Si bien los resultados del ANOVA antes presentados indican que se ha logrado una disminución en los juicios causales medios entregados por el grupo Consecuencia Probabilística a las claves A y B, se pudo observar gran variabilidad en la magnitud de esta disminución para distintos sujetos. Este resultado se puede observar en la figura 15, un histograma con la distribución del juicio causal medio entregado por los sujetos a las claves A y B (A,B):

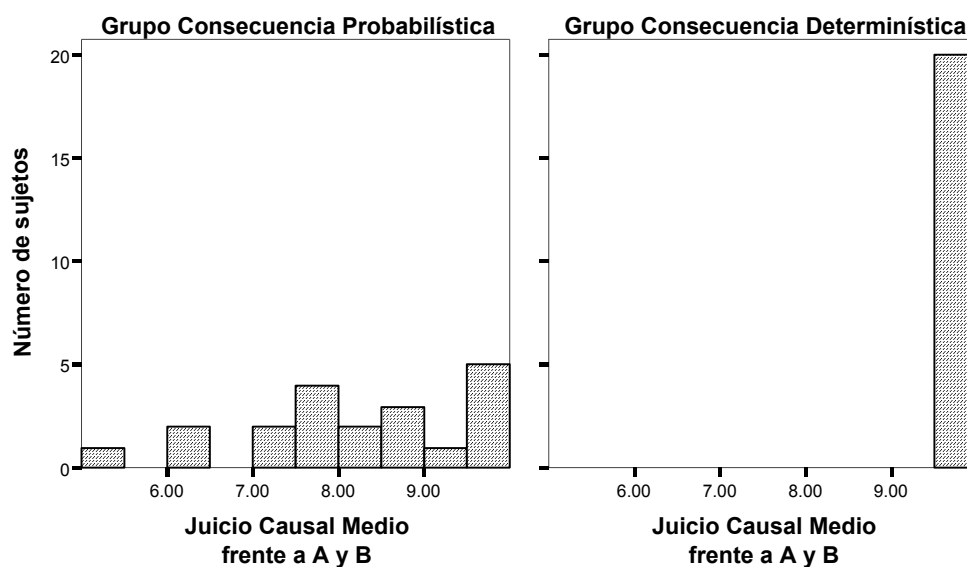


Figura 15. Histograma con la distribución del juicio causal medio frente a las claves A y B.

Se observa que todos los sujetos en el grupo Consecuencia Determinística dieron un juicio causal máximo a las claves A y B, con ninguna variabilidad en la distribución de las

respuestas. En el grupo Consecuencia Probabilística, en cambio, los sujetos presentan juicios para las claves A y B que van desde 5 a 10 puntos, con un porcentaje considerable de sujetos mostrando puntajes cercanos al máximo de 10 puntos. Si es que existen efectos de techo en esta prueba, el nivel hasta el cual se logró disminuirlos mediante el tratamiento experimental varió para distintos individuos. Por esto, si bien a nivel grupal no se ha observado un efecto de sumación, existe la posibilidad de que éste se haya presentado en algunos individuos. Más aún, las hipótesis planteadas para el presente experimento llevan a la clara predicción de que la magnitud del efecto de sumación individual debería ser mayor para individuos con menores juicios causales para las claves aisladas.

Para llevar a cabo un análisis del nivel de sumación observado en cada individuo del grupo Consecuencia Probabilística, se calculó un índice de sumación individual de la siguiente forma:

$$IS_{AB} = (AB - A,B) / A,B \quad (6)$$

En la ecuación 6 AB indica el juicio numérico frente al compuesto AB, y A,B indica el promedio de los juicios entregados frente a los elementos A y B. Este índice de sumación indica la proporción de incremento o decremento en el juicio causal frente al compuesto AB con respecto a los juicios frente a sus elementos. Adquiere un valor de cero cuando el juicio frente al compuesto es igual al promedio de los juicios frente a las claves aisladas. Valores mayores que cero indican un efecto de sumación, es decir, juicios al compuesto AB mayores que los juicios para sus elementos. Valores menores que cero indican un juicio al compuesto menor que los juicios entregados a los elementos.

Tal como se puede observar en la figura 16, existe una clara relación lineal entre el nivel de sumación mostrado por los sujetos, medido a través del IS, y la magnitud del juicio causal medio frente a las claves aisladas A y B. En tal figura se muestran sólo los datos del grupo Consecuencia Probabilística, debido a que el grupo Consecuencia Determinística no mostró variabilidad en los juicios causales entregados para las claves A y B (ver figura 15, panel derecho), lo que no permite realizar un análisis de regresión y correlación con tales datos.

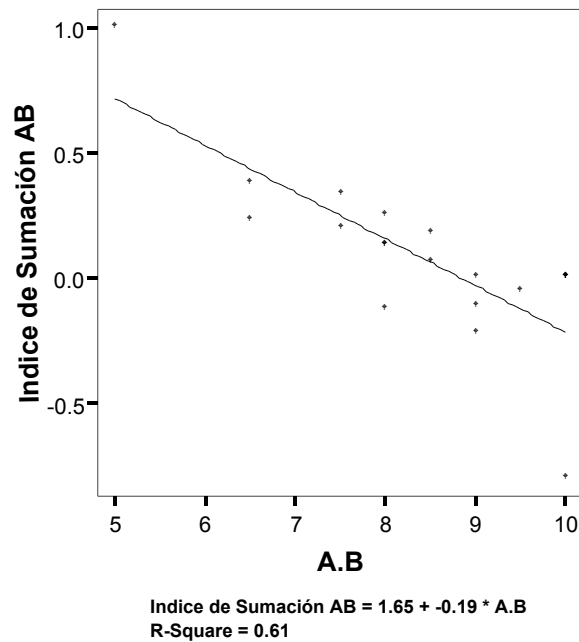


Figura 16. Gráfico de dispersión y recta de regresión para la relación entre IS_{AB} (eje Y, variable dependiente) y el juicio causal medio para las claves A y B (eje X, variable independiente). La leyenda bajo el gráfico muestra la ecuación de la recta y el valor del coeficiente de determinación.

La alta correlación inversa que se observa en la figura 16 resultó significativa ($r = -0.78$, $p < 0.001$), con un coeficiente de determinación igual a 0.61, lo que indica que una proporción considerable de la variabilidad en IS_{AB} puede ser explicada por la variabilidad en los puntajes otorgados a las claves individuales A y B. Este resultado se encuentra de acuerdo a la hipótesis de que se puede observar sumación en los juicios causales humanos si se evitan efectos de techo en la medición de tales juicios, dado que se ha observado que la sumación que presenta cada individuo aumenta en la medida en que disminuyen los puntajes asignados a las claves individuales relevantes.

Prueba de sumación con EG.

La prueba de sumación con EG es una prueba de descomposición-sumación. Para la descomposición de estímulos se espera que los juicios a E y/o a F sean

significativamente menores que aquellos entregados para EF, un fenómeno que ha sido observado en repetidas ocasiones tanto en el condicionamiento clásico como en el aprendizaje causal humano (e.g., Glautier, 2004; Pavlov, 1927; Price y Yates, 1993; Kamin, 1969). Tanto los modelos elementísticos como los configuracionales predicen tal resultado, comúnmente llamado ensombrecimiento, pero difieren con respecto al valor que se espera que adopte el compuesto EG en relación a los componentes E y G en la prueba de sumación. Según el principio de sumación de los modelos elementísticos, el juicio causal medio frente a EG debería ser mayor que a los elementos E y G, y similar al juicio entregado al compuesto entrenado EF. Según un modelo configuracional, el juicio causal medio frente a EG debería ser similar al juicio entregado a las claves E y G, y menor que el juicio entregado al compuesto entrenado EF. Debido a las hipótesis que guían la presente investigación, se espera un efecto de sumación en ambos grupos de investigación, ya que el fenómeno de ensombrecimiento implicaría que los sujetos entreguen juicios causales bastante menores al máximo en la escala para las claves aisladas E y G.

Se llevó a cabo un ANOVA factorial mixto 5 (Estímulo: EF, F, E, G, EG) x 2 (Grupo: Consecuencia Probabilística, Consecuencia Determinística) x 4 (Balanceo: GB1, GB2, GB3, GB4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino) con Juicio Causal como variable dependiente. De todos los efectos principales e interacciones en estudio, solamente resultó significativo el efecto principal del factor Estímulo ($F(4, 108) = 11.621, p < 0.001$).

En la figura 17 se muestran los juicios causales medios entregados por los sujetos a las claves EF, F, E, G y EG. Los datos se muestran colapsados a través de los factores Grupo, Balanceo y Sexo.

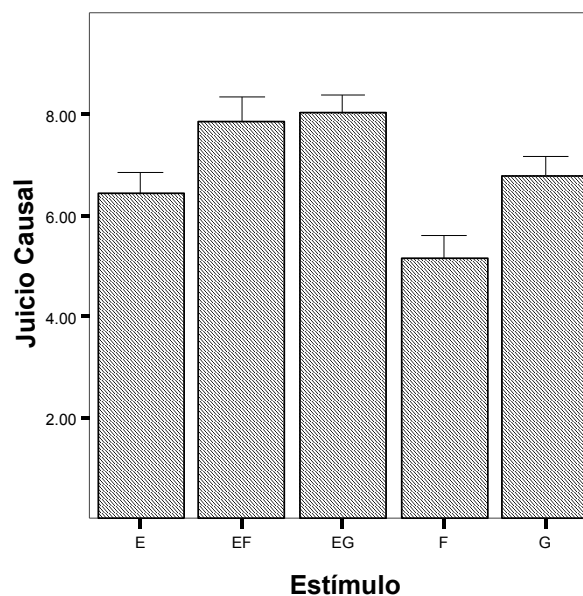


Figura 17. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con EG (EF, E, F, G, EG). Las barras de error representan el error típico de la media.

Se llevaron a cabo comparaciones múltiples planeadas con la corrección de Bonferroni para evaluar el patrón de resultados que se observa en la figura anterior. Se observaron diferencias significativas entre el compuesto EF y sus dos elementos, E y F, lo que implica que se produjo el fenómeno de ensombrecimiento que se esperaba. Por otro lado, mientras el compuesto EG no difiere significativamente del compuesto EF, sí difiere significativamente de las claves aisladas E y G, produciéndose sumación.

De este modo, los resultados entregan evidencia de un efecto de sumación que no se ve afectado significativamente por la consistencia con la cual las claves fueron seguidas de la consecuencia durante el entrenamiento, ni por cualquiera de los otros factores que se han analizado, o sus interacciones. Con esto se entrega mayor evidencia de que los seres humanos siguen un principio de sumación durante la composición de estímulos en el aprendizaje causal humano, al menos en esta prueba de composición de estímulos ensombrecidos.

Al igual que para la prueba de sumación con AB, se calculó un índice de sumación para EG (IS_{EG}), y también se llevó a cabo un análisis de regresión y correlación para

observar la relación lineal entre esta medida y el puntaje entregado por los sujetos a las claves aisladas E y G. El gráfico de dispersión con ambas variables se muestra en la figura 18.

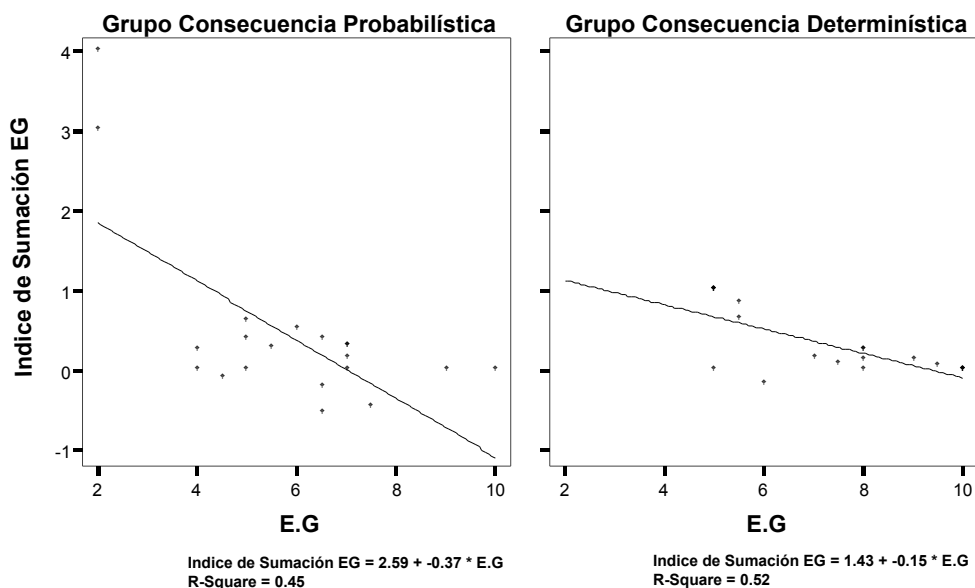


Figura 18. Gráfico de dispersión y recta de regresión para la relación entre IS_{EG} (eje Y, variable dependiente) y el juicio causal medio para las claves E y G (eje X, variable independiente). El panel izquierdo muestra los resultados del grupo Consecuencia Probabilística y el panel derecho los del grupo Consecuencia Determinística. Las leyendas bajo cada gráfico muestran la ecuación de la recta correspondiente y el valor del coeficiente de determinación.

A diferencia de lo ocurrido en la prueba de sumación con AB, en este caso las dos medidas en estudio varían considerablemente tanto en el grupo Consecuencia Probabilística como en el grupo Consecuencia Determinística, lo que permitió llevar a cabo el análisis sobre los datos de ambos grupos. Se observó una correlación inversa significativa y alta entre ambas medidas tanto en el grupo Consecuencia Probabilística ($r=-0.67$, $p<0.01$), con un coeficiente de determinación de 0.45, como en el grupo Consecuencia Determinística ($r=-0.71$, $p<0.001$), con un coeficiente de determinación de 0.52. De este modo, en ambos grupos una proporción considerable de la varianza en IS_{EG} puede ser explicada a partir de su relación lineal inversa con los puntajes otorgados a las claves individuales E y G. Este

resultado entrega nueva evidencia a favor de la hipótesis de que los sujetos utilizan un principio de sumación en la composición de estímulos si se evitan efectos de techo en la medición de los juicios causales. Más aún, indica que la magnitud del efecto de sumación mostrado por un sujeto aumenta en la medida en que los puntajes entregados por tal sujeto a las claves aisladas se alejan del máximo en la escala de medida.

1. Claves no seguidas por alergia

Prueba de sumación con CD.

Se realizó un ANOVA factorial mixto 4 (Estímulo: C, D, CD, IJ) x 2 (Grupo: Consecuencia Probabilística, Consecuencia Determinística) x 4 (Balanceo: GB1, GB2, GB3, GB4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino) con la variable Juicio Causal como variable dependiente. Los sujetos en el grupo Consecuencia Probabilística entregaron en general puntajes más cercanos al centro de la escala que los sujetos en el grupo Consecuencia Determinística, tal como se observa en la figura 19, lo que ha sido corroborado por un efecto principal significativo del factor Grupo ($F(1, 25) = 43.809, p < 0.001$). De este modo, los datos relativos a las claves no seguidas de alergia también presentan evidencia de un efecto de refuerzo parcial, reflejo del nivel de respuesta mostrado hacia el final del entrenamiento (ver figura 10).

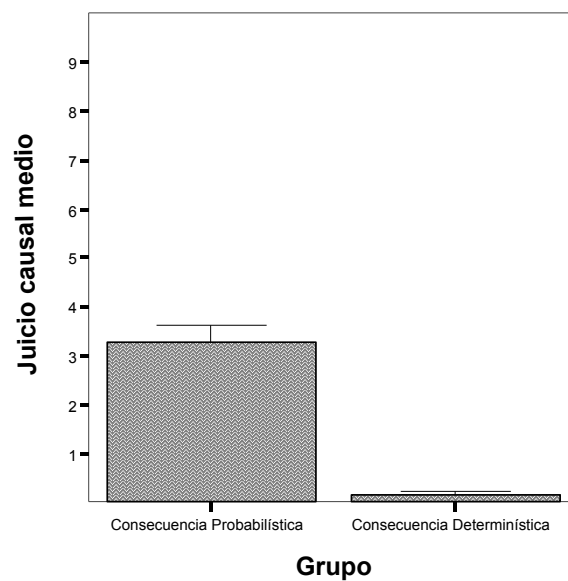


Figura 19. Juicio causal medio frente a las claves incluidas en la prueba de sumación con CD (C, D, CD, IJ) para ambos grupos de investigación. Las barras de error representan el error típico de la media

Esta diferencia entre ambos grupos se mostró acentuada en el grupo de balanceo 3, lo que resultó en un efecto significativo de la interacción Grupo x Balanceo ($F(2, 25) = 5.715, p < 0.01$).

Los resultados de la prueba de sumación con las claves C y D se muestran en la figura 20, con los resultados del grupo Consecuencia Probabilística graficados en el panel izquierdo, y los resultados del grupo Consecuencia Determinística en el panel derecho.

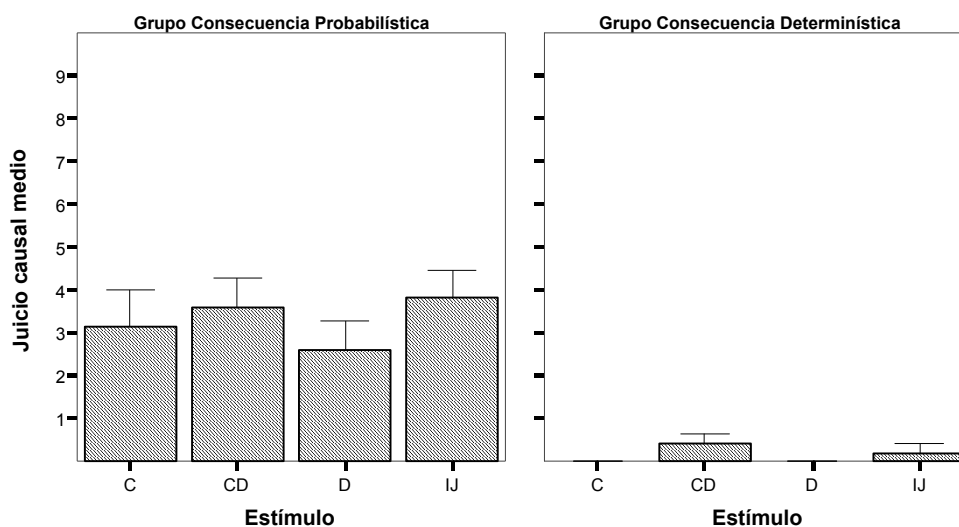


Figura 20. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con CD (C, D, CD, IJ). En el panel izquierdo se muestran los resultados del grupo Consecuencia Probabilística, y en el panel derecho los resultados del grupo Consecuencia Determinística. Las barras de error representan el error típico de la media.

En la figura se puede observar que el puntaje medio entregado al compuesto CD es sólo ligeramente superior al entregado a sus componentes, y no supera el puntaje del compuesto control IJ. De este modo, no se observa evidencia de sumación con las claves C y D en ninguno de los grupos, lo que fue corroborado por la ausencia de un efecto principal significativo de Estímulo ($F(3, 75) = 1.281, p > 0.1$), y de la interacción Estímulo x Grupo ($F(3, 75) = 0.388, p > 0.5$) en el ANOVA. Se observó también un efecto significativo de la interacción Estímulo x Grupo x Balanceo x Sexo ($F(3, 75) = 4.544, p < 0.05$), pero el patrón de resultados observado no muestra que una combinación particular de factores dé lugar a un efecto de sumación confiable. Otra razón para desconfiar de este resultado es que el número de sujetos en cada subgrupo del análisis varió considerablemente (en algunos subgrupos no hubo sujetos) debido a la gran diferencia entre el número total de hombres y mujeres (en este análisis, 11 y 27, respectivamente) y a que no se balanceó su asignación a los grupos experimentales y de balanceo. Por esto, los resultados de la interacción de 4

factores son por lo menos incompletos, ya que no incluye datos para algunas combinaciones de factores, y la diferencia en el patrón de resultados de los subgrupos que sí tuvieron datos es poco confiable al encontrarse fuertemente influida por resultados individuales (muchos subgrupos con pocos sujetos).

El resto de los factores e interacciones entre factores en el ANOVA no tuvieron un efecto estadísticamente significativo.

Tal como en los análisis previos, se calculó un índice de sumación para CD (IS_{CD}), y se llevó a cabo un análisis de correlación y regresión para reconocer si existe una relación lineal entre esta medida de la sumación y el puntaje entregado por los sujetos a las claves aisladas C y D. Este análisis sólo pudo ser llevado a cabo con los datos del grupo Consecuencia Probabilística, debido a que en el grupo Consecuencia Determinística no se observó variabilidad en los valores del índice de sumación. Los resultados se muestran en la figura 21.

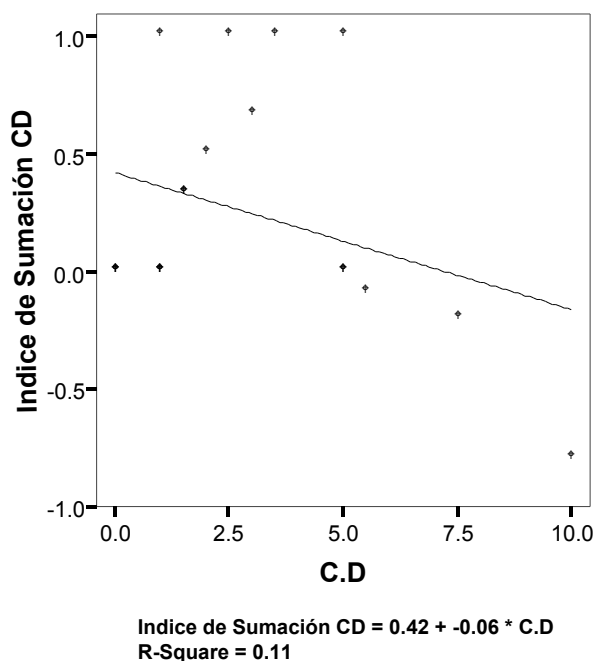


Figura 21. Gráfico de dispersión y recta de regresión para la relación entre IS_{CD} (eje Y, variable dependiente) y el juicio causal medio para las claves C y D (eje X, variable independiente). La leyenda bajo el gráfico muestra la ecuación de la recta y el valor del coeficiente de determinación.

Si bien se observa una inclinación en la recta de regresión, la correlación entre IS_{CD} y el puntaje promedio entregado a las claves C y D no resultó significativa ($r=-0.324$, $p>0.1$), un resultado distinto al observado en las pruebas de sumación con claves seguidas de alergia. De este modo, no existe evidencia para afirmar que los sujetos presenten sumación al componer claves que han sido presentadas aisladamente y no seguidas de alergia.

Prueba de sumación con IK

Se llevó a cabo un ANOVA factorial mixto 5 (Estímulo: IJ, I, J, K, IK) x 2 (Grupo: Consecuencia Probabilística, Consecuencia Determinística) x 4 (Balanceo: GB1, GB2, GB3, GB4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino) con Juicio Causal como variable dependiente. Se observaron puntajes más cercanos al centro de la escala en el grupo Consecuencia Probabilística, lo que se puede observar en la figura 22 y fue confirmado por el efecto estadísticamente confiable del factor Grupo ($F(1, 27) = 18.219$, $p < 0.001$).

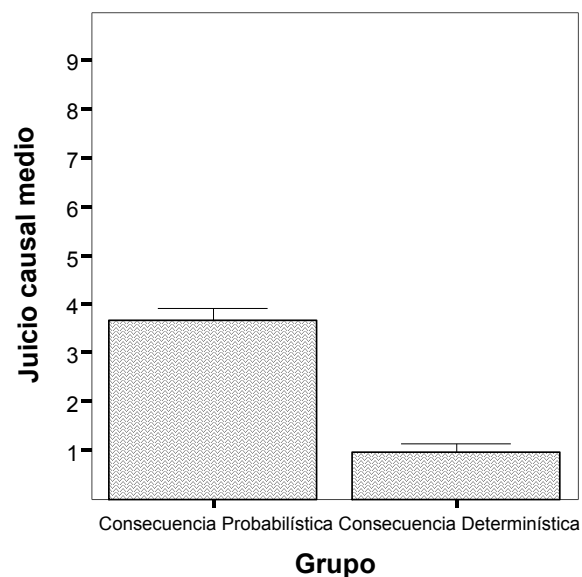


Figura 22. Juicio causal medio frente a las claves incluidas en la prueba de sumación con IK (IJ, I, J, K, IK) para ambos grupos de investigación. Las barras de error representan el error típico de la media

En la figura 23 se observan los juicios causales medios para cada una de las claves en esta prueba, con los resultados del grupo Consecuencia Probabilística graficados en el panel izquierdo y los del grupo Consecuencia Determinística en el panel derecho. El juicio causal medio tiende a ser muy similar para las claves en análisis tanto en el grupo Consecuencia Probabilística como en el grupo Consecuencia Determinística, no se observa evidencia clara ni de ensombrecimiento ni de sumación. Este resultado ha sido confirmado por los resultados del ANOVA, que indican ausencia de efecto significativo para el factor Estímulo ($F(4, 108) = 1.074, p > 0.1$), y la interacción Estímulo x Grupo ($F(4, 108) = 1.805, p > 0.1$).

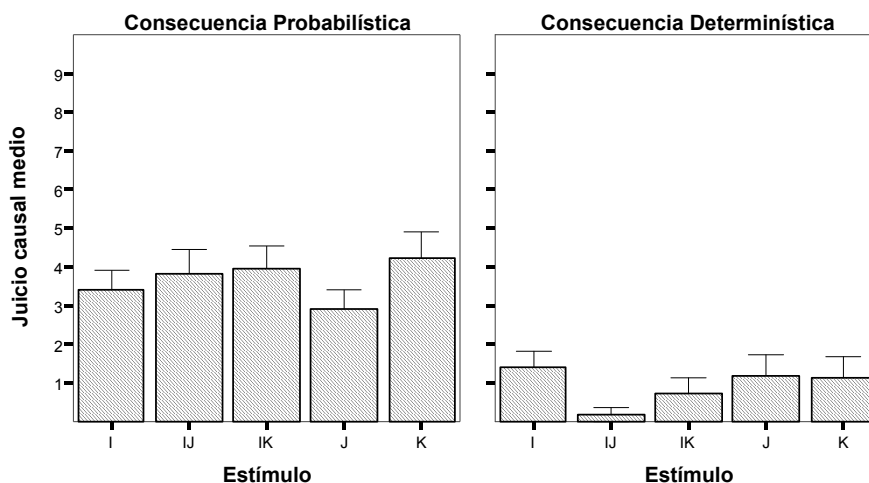


Figura 23. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con IK (IJ, I, J, K, IK). En el panel izquierdo se muestran los resultados del grupo Consecuencia Probabilística, y en el panel derecho los resultados del grupo Consecuencia Determinística. Las barras de error representan el error típico de la media.

El resto de los factores e interacciones entre factores en el ANOVA no tuvieron un efecto estadísticamente confiable.

Al igual que en los análisis previos, se calculó un índice de sumación para IK (IS_{IK}) para analizar su relación lineal con el puntaje entregado a las claves I y K. En la figura 23 se pueden observar gráficos de dispersión para la relación entre ambas variables, con los

datos del grupo Consecuencia Probabilística en el panel izquierdo y los del grupo Consecuencia Determinística en el derecho. No se encontró una correlación significativa entre IS_{IK} y el puntaje entregado a las claves I y K tanto en el grupo Consecuencia Probabilística ($r=-0.183$, $p<0.1$) como en el grupo Consecuencia Determinística ($r=-0.221$, $p<0.1$). Este resultado es similar al observado en la prueba de sumación con C y D, pero distinto al observado en la prueba con A y B, y con E y G, lo que indicaría que los sujetos podrían estar utilizando un principio de sumación de estímulos sólo frente a claves que han sido seguidas de la consecuencia relevante durante el entrenamiento, y no frente a claves que no han sido seguidas por tal consecuencia.

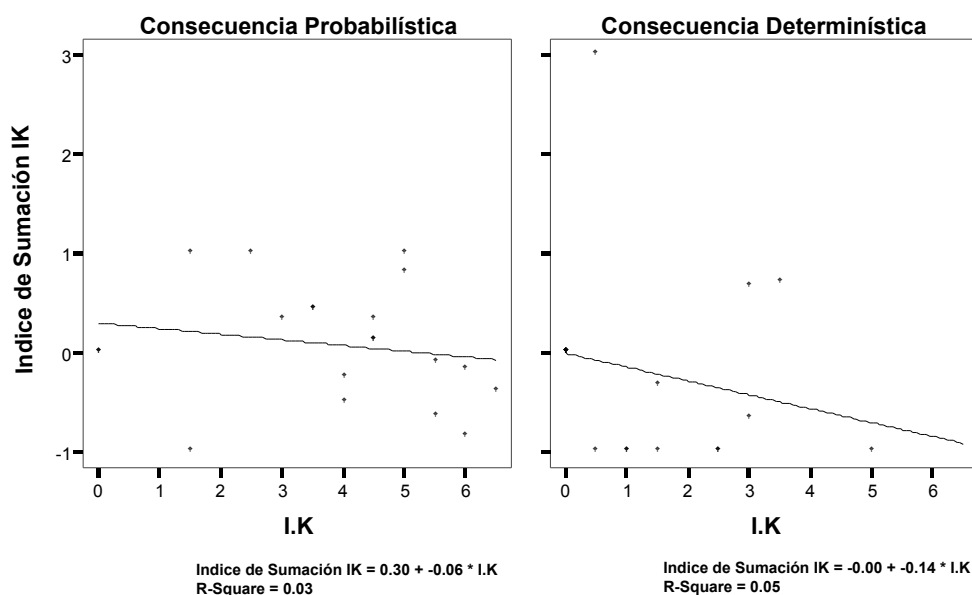


Figura 23. Gráfico de dispersión y recta de regresión para la relación entre IS_{IK} (eje Y, variable dependiente) y el juicio causal medio para las claves I y K (eje X, variable independiente). El panel izquierdo muestra los resultados del grupo Consecuencia Probabilística y el panel derecho los del grupo Consecuencia Determinística. Las leyendas bajo cada gráfico muestran la ecuación de la recta correspondiente y el valor del coeficiente de determinación.

Sumario y Discusión.

El primer resultado interesante de este experimento fue el hallazgo de un efecto de refuerzo parcial en el Grupo Consecuencia Probabilística que afectó tanto las respuestas discretas de los sujetos durante el entrenamiento como los juicios causales numéricos entregados durante el test, los que se ordenaron de acuerdo a la probabilidad de alergia arreglada durante el entrenamiento, es decir, con niveles de respuesta progresivamente mayores para claves seguidas de alergia un 0%, 25%, 75% y 100% de los ensayos. El principal objetivo de obtener tal efecto era disminuir los juicios causales frente a las claves A, B y EF en el grupo Consecuencia Probabilística, lo que se logró, pero en distintos niveles para distintos sujetos. De este modo, se evitaron posibles efectos de techo en la prueba con estas claves, pero sólo para algunos participantes. Un segundo resultado interesante es que se produjo un efecto de ensombrecimiento en ambos grupos experimentales al ser testeados con claves entrenadas en compuesto y seguidas de alergia (EF). Este efecto consistió en valoraciones causales para las claves aisladas E y F menores que las valoraciones causales para el compuesto del cual tales claves provenían, lo que evitó efectos de techo en la prueba de sumación que incluyó a dichas claves.

El resultado más importante parece ser que es posible observar sumación en el aprendizaje causal humano, y que el nivel de sumación observado depende fuertemente de que las claves que se presentan en compuesto tengan una valoración causal menor al máximo en la escala de medida. A favor de esta interpretación tenemos, en primer lugar, los resultados del análisis de regresión llevado a cabo sobre los resultados de la prueba de sumación con A y B, que indican que a menor valoración causal de estas claves, mayor sumación se observa frente al compuesto AB. Si bien el efecto de refuerzo parcial no logró disminuir los juicios causales de todos los sujetos en el grupo Consecuencia Probabilística, aquéllos sujetos que sí mostraron una disminución de sus juicios causales también mostraron evidencia de sumación. En segundo lugar, se encontró evidencia mucho más fuerte de sumación en la prueba con EG que en la prueba con AB. El nivel de respuesta para las claves E y G se vio disminuido tanto por el efecto de ensombrecimiento como por el de refuerzo parcial, llegando a un juicio causal medio de aproximadamente 6 en la escala de medida, mientras el nivel de respuesta frente a A y B se vio disminuido solamente por el efecto de refuerzo parcial, llegando a cerca de 8 en la escala de medida. Además, en esta

prueba también se encontró una relación inversa entre el nivel de sumación mostrado por cada individuo y el valor causal asignado a las claves de prueba.

Los resultados anteriores solamente se observaron en la prueba con claves seguidas por alergia durante el entrenamiento. En las pruebas que involucraron claves no seguidas de alergia (CD, IK) se encontró evidencia del efecto de refuerzo parcial, pero no de ensombrecimiento o de sumación. Este resultado se esperaba en el grupo Consecuencia Determinística, en el cual las claves no adquirieron valor causal alguno debido a que nunca fueron seguidas de alergia durante el entrenamiento, pero no se esperaba lo mismo en el grupo Consecuencia Probabilística, en el cual las claves adquirieron cierto valor causal al ser seguidas de alergia durante el 25% de los ensayos. Sin embargo, es necesario recordar que el análisis de las respuestas durante el entrenamiento indicó un aprendizaje mucho menor para claves y compuestos no seguidos de alergia (ver figura 10) en el grupo Consecuencia Probabilística, e incluso no se observó evidencia de aprendizaje para las claves IJ-KL. Es difícil llegar a cualquier conclusión bajo estas circunstancias, pues tal vez se habrían dado resultados similares en todas las pruebas al asegurar un nivel de aprendizaje similar para todas las claves.

V. Experimento 2:

Sumación de claves con juicios causales anclados durante el test

Objetivos e Hipótesis.

Objetivos específicos del experimento.

1. Describir los juicios causales de sujetos humanos frente a varios arreglos de composición y descomposición de estímulos: (a) frente a claves aisladas entrenadas en compuesto, (b) frente a claves aisladas entrenadas aisladamente, (c) frente a compuestos cuyos elementos son claves entrenadas aisladamente, (d) frente a compuestos cuyos elementos son claves entrenadas en otros compuestos, (e) frente a compuestos previamente reforzados.

2. Comprobar si existe una influencia del método de anclaje de puntajes en la medición de juicios causales sobre los principios de descomposición y composición de estímulos utilizados por sujetos humanos para estructurar tales juicios acerca de varios arreglos de claves.

Hipótesis específicas del experimento.

1. El anclaje de los puntajes para las claves que han sido seguidas de una consecuencia durante el entrenamiento en un valor menor al máximo posible facilita la sumación de estímulos durante pruebas de composición de claves en una tarea de aprendizaje causal humano.

Metodología

Tipo y Diseño de Investigación.

Se ha llevado a cabo una investigación de tipo explicativa que utilizó un diseño experimental factorial mixto con tres factores intra-grupo y un factor entre-grupos. El diseño experimental intra-grupo es idéntico a aquél expuesto para el experimento 1 (tabla 1). Con respecto al factor entre-grupos del diseño, los sujetos fueron asignados a dos grupos de investigación entre los cuales se varió el método utilizado para medir los juicios causales durante la fase de prueba (factor entre-grupos *Tipo de Medición*). En el grupo *Sin Anclaje* durante la fase de prueba se pidió a los sujetos que entregaran un juicio numérico en una

escala graduada de 0 a 10, en donde 0 es equivalente a la ausencia de una reacción alérgica, y 10 es equivalente a la presencia segura de una reacción alérgica. En el grupo *Con Anclaje* durante la fase de prueba se pidió a los sujetos que entregaran un juicio numérico de 5 puntos a aquellas claves que fueran predictores seguros de la alergia de acuerdo con lo que se había visto durante el entrenamiento, y que utilizaran el intervalo entre 5 y 10 en caso de que creyeran que alguna nueva comida iba a causar una reacción alérgica con mayor seguridad que aquéllas comidas ya presenciadas durante el entrenamiento.

Definición de Variables.

Variables independientes.

1. *Tipo de Medición*, definido conceptualmente como la presencia o ausencia de un procedimiento de anclaje en la medición de juicios causales numéricos, y operacionalmente como la presencia o ausencia de instrucciones experimentales que indiquen a los sujetos que deben entregar un juicio submáximo frente a aquéllas claves que han sido consistentemente seguidas de la consecuencia durante el entrenamiento en una tarea de aprendizaje acerca de la relación causal entre comidas y alergias.

El resto de las variables independientes de este experimento (Tipo de Consecuencia, Presentación en Entrenamiento, y Presentación en Prueba) ya han sido definidas conceptual y operacionalmente en la descripción del experimento 1.

Población y Muestra.

Las características de la población y la muestra, el tipo de muestreo y el tratamiento de los participantes son iguales a los descritos para el experimento 1.

Instrumentos.

El instrumento es el mismo descrito para el experimento 1.

Procedimientos.

Antes de comenzar el experimento, los participantes fueron asignados aleatoriamente a 2 grupos de 20 sujetos cada uno: Grupo Sin Anclaje y Grupo Con Anclaje. El experimento fue dividido en dos fases, una fase de entrenamiento y una fase de testeo.

Las instrucciones que se presentaron a los sujetos al comienzo de la fase de entrenamiento, así como la estructura de cada uno de los ensayos de entrenamiento fueron idénticos a aquellos descritos antes para el experimento 1. Las diferencias entre las fases de entrenamiento de ambos experimentos fueron dos. En primer lugar, en este experimento cada clave fue seguida siempre del mismo resultado (alergia o ausencia de alergia) para todos los sujetos en ambos grupos. En segundo lugar, el número total de ensayos de entrenamiento fue de solamente 80 ensayos, 10 por cada clave, los cuales fueron agrupados en tan solo una sesión de entrenamiento. Varios experimentos realizados previamente en el Laboratorio de Psicología de la Universidad de Talca, así como experimentos realizados por otros investigadores (Mehta y Williams, 2002) indican que existe una gran diferencia en la dificultad que les significa a sujetos humanos una tarea de discriminación con consecuencias probabilísticas versus una tarea con consecuencias determinísticas. En una tarea como la que se utilizará durante los presentes experimentos el aprendizaje es muy lento cuando se utilizan consecuencias probabilísticas, pero al utilizar consecuencias determinísticas se logra una ejecución perfecta en las predicciones aproximadamente con 7 a 10 ensayos de entrenamiento. Extender el número de ensayos mucho más allá de este límite parece poco prudente tomando en consideración que se corre el riesgo de aburrir a los participantes. Esto a diferencia de lo que ocurría en el experimento previo, en el cual un mayor número de ensayos era necesario para asegurar un buen nivel de aprendizaje e igualdad de condiciones en ambos grupos experimentales.

Los procedimientos de control de variables extrañas, como la aleatorización en el orden de presentación de los ensayos, el balanceo en el orden de presentación de las claves en los compuestos, y los cuatro grupos de balanceo parcial de la asignación de estímulos (comidas) a claves, fueron aplicados en este experimento de la misma manera que se ha detallado para el experimento 1.

La fase de prueba consistió en la aplicación de un cuestionario de prueba de dos páginas. El cuestionario de prueba fue similar al empleado durante el experimento 1, excepto por algunos cambios en las instrucciones del grupo Con Anclaje. Las instrucciones entregadas a los sujetos de dicho grupo fueron las siguientes:

A continuación le pediremos que estime los efectos que tendrán varias comidas en el Señor X. Estas comidas pueden tener uno o dos alimentos. Usted tiene que

juzgar cuán probable es que el Señor X tenga una reacción alérgica después de consumir esa comida (es decir, si la comida está compuesta por dos alimentos, usted debe estimar la seguridad que tiene de que el Señor X tenga una reacción alérgica después de comer ambos alimentos juntos).

Para estimar los efectos de cada comida, utilice una escala que va de 0 a 10 puntos. Durante el examen previo, usted ya ha observado el efecto que algunas de estas comidas tienen sobre el señor X. Basándose en lo que usted recuerda, califique con 5 puntos a aquellas comidas que usted cree que probablemente causarán alergia en el Señor X y con 0 puntos a aquellas que usted cree que probablemente no causarán alergia en el Señor X.

Además, le pediremos que califique algunas comidas que no aparecieron en el examen previo. Estas comidas no son completamente nuevas, sino que podrían contener partes de comidas previas o ser combinaciones de dos comidas que el señor X consumió por separado en el examen. Es posible que usted crea que estas nuevas comidas causarán una reacción alérgica con menor o mayor seguridad en el señor X que aquellas que le produjeron alergia durante su examen. Si usted cree que la nueva comida causará alergia con mayor seguridad que las antiguas, otórguele valores mayores que 5 (entre 6 y 10). Si usted cree que la nueva comida producirá alergia con menor seguridad que las antiguas utilice valores menores que 5 (entre 0 y 4). Por último, califique con 5 si usted piensa que las comidas nuevas causarán alergia con la misma seguridad que aquellas que le provocaron una reacción alérgica en el examen al señor X.

Para ingresar su estimación, marque la alternativa que escoja. Si se equivoca o desea cambiar su estimación, puede borrar la alternativa previamente seleccionada y marcar la que considera más correcta.

Al finalizar, entregue este cuadernillo al experimentador. Muchas gracias por su participación en este experimento.

Experimento 2: Resultados y Discusión

Entrenamiento

Debido a que el número de ensayos de entrenamiento en este experimento fue considerablemente menor al utilizado en el experimento anterior, no se calculó una proporción de respuesta por bloque para cada clave, sino una proporción de respuesta frente a las claves que tuvieron iguales condiciones de refuerzo y presentación durante el entrenamiento, es decir, frente a las claves A y B (presentadas aisladamente y seguidas de alergia), C y D (presentadas aisladamente y no seguidas de alergia), EF y GH (presentadas en compuesto y seguidas de alergia), IJ y KL (presentadas en compuesto y no seguidas de alergia). Estos datos fueron sometidos a un ANOVA factorial de medidas repetidas 10 (Ensayos) x 2 (Consecuencia: alergia, no alergia) x 2 (Presentación: clave aislada, compuesto). No se incluyó el factor Grupo en el análisis debido a que los sujetos en ambos grupos fueron sometidos a las mismas condiciones durante la fase de entrenamiento. En la figura 24 se pueden observar los resultados.

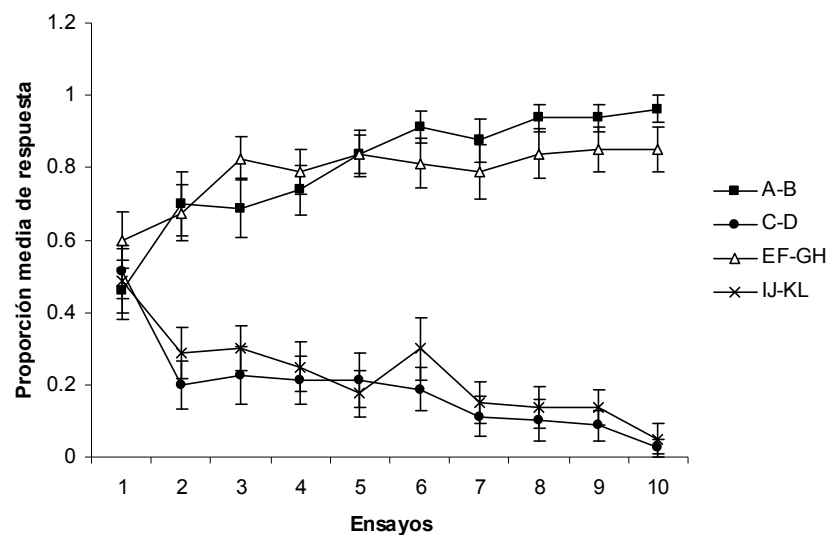


Figura 24. Proporción media de respuesta a las claves incluidas en el entrenamiento, en cada uno de los ensayos. Las barras de error representan el error típico de la media.

Se observa que la proporción media de respuesta durante el primer ensayo es similar para todas las claves, muy cercana a 0.5, pero a lo largo de los ensayos se produce una diferenciación progresiva entre el nivel de respuesta para las claves seguidas de alergia (A-B y EF-GH) y para las claves no seguidas de alergia (C-D e IJ-KL), la que al final del entrenamiento es muy marcada. Este resultado fue confirmado por un efecto significativo del factor Consecuencia ($F(1, 39) = 313.718, p < 0.001$) y de la interacción Consecuencia x Ensayo ($F(9, 351) = 30.297, p < 0.001$). De este modo, los sujetos lograron un buen nivel de discriminación entre las claves seguidas y no seguidas de alergia hacia el final del entrenamiento.

Para reconocer si se produjo aprendizaje a lo largo del entrenamiento para todas las condiciones se llevaron a cabo ANOVAs para comprobar el efecto simple del factor Ensayo dentro de cada combinación de niveles de los otros dos factores. También se realizaron contrastes polinómicos para reconocer si los cambios en la proporción de respuesta a lo largo del entrenamiento siguieron una tendencia lineal. Se observaron diferencias significativas en la proporción media de respuesta a lo largo de los ensayos para las claves A-B ($F(9, 31) = 10.235, p < 0.001$), C-D ($F(9, 31) = 9.913, p < 0.001$), EF-GH ($F(9, 31) = 2.34, p < 0.05$), e IJ-KL ($F(9, 31) = 7.234, p < 0.001$). Todas estas diferencias seguirían una tendencia lineal significativa según los contrastes polinómicos (A-B: $F(1, 39) = 91.581, p < 0.001$; C-D: $F(1, 39) = 55.984, p < 0.001$; EF-GH: $F(1, 39) = 8.712, p < 0.01$; IJ-KL: $F(1, 39) = 50.654, p < 0.001$). Es decir, los sujetos aumentaron progresivamente su proporción media de respuesta frente a las claves seguidas de alergia, y la disminuyeron frente a las claves no seguidas de alergia, evidencia de que aprendieron qué consecuencia seguía a cada una de las claves en estudio.

El ANOVA general introducido al comienzo de esta sección también indicó un efecto significativo de la interacción Presentación x Consecuencia x Ensayo ($F(9, 351) = 2.093, p < 0.05$), lo que ocurriría debido a que hacia el final del entrenamiento la proporción media de respuesta frente a las claves aisladas es mayor que frente a los compuestos sólo en el caso de las claves seguidas de alergia (A-B vs EF-GH), pero no frente a las claves no seguidas de alergia (CD vs IJ-KL), según indicaron los tests post hoc (con corrección de Bonferroni).

El resto de los efectos simples e interacciones en el ANOVA no resultaron estadísticamente significativos.

Test

Al igual que en el análisis del experimento anterior, se optó por no llevar a cabo un ANOVA que incluyera las respuestas a todas las claves testeadas dentro del factor intra-grupo estímulo, sino varios ANOVAs que incluyeron sólo las claves relevantes para cada prueba de sumación particular. Debido a que los juicios causales han sido medidos mediante distintas escalas en los grupos Con anclaje y Sin anclaje, no ha sido posible incluir estos puntajes en un ANOVA para comparar el efecto del factor Grupo sobre los resultados. A cambio, se han llevado a cabo ANOVAs sobre los juicios causales entregados por los sujetos en el grupo Con Anclaje en cada una de las pruebas de sumación relevantes. Para comparar el efecto de sumación observado en este grupo contra el observado en el grupo Sin Anclaje se han estandarizado los datos calculando un índice de sumación (ver ecuación 6) para cada prueba de sumación relevante (AB, CD, EG, IK). Los índices de sumación han sido sometidos a un ANOVA cuyos resultados se detallan al final de esta sección. A menos que se indique explícitamente algo distinto, todas las comparaciones múltiples realizadas luego de los ANOVAs correspondieron a comparaciones planeadas corregidas según el método de Bonferroni, estipuladas de forma *a priori* a partir de las hipótesis de investigación (tres comparaciones para cada test de sumación simple, y 5 comparaciones para cada test de sumación luego de la descomposición). Cualquier otra comparación no planificada, sino llevada a cabo luego del análisis descriptivo de datos se llevó a cabo en la forma de tests post hoc, con la corrección de Bonferroni considerando todas las posibles combinaciones entre medias disponibles. Los supuestos necesarios para llevar a cabo cada uno de los análisis que se presentan a continuación se consideraron cumplidos, y todos los efectos se consideraron significativos con $\alpha = 0.05$.

Efecto de ancla

Para reconocer si el método de anclaje efectivamente logró disminuir los juicios causales frente a las claves seguidas de alergia durante el entrenamiento, los juicios causales numéricos frente a las claves A, B y EF (el compuesto GH no fue testado) fueron

sometidos a un ANOVA 3 (Estímulo: A, B, EF) x 2 (Grupo: Ancla, Control) x 4 (Balanceo: G1, G2, G3, G4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino). Tal como se observa en la figura 25, mientras los juicios causales del grupo Control se concentran en los valores máximos de la escala de medida, en el grupo Ancla tales valores se concentran en el centro, diferencia que resulta significativa según el ANOVA (factor Grupo: $F(1, 27) = 92.62$, $p < 0.001$). De este modo, se ha cumplido el objetivo de reducir los juicios causales frente a estas claves en el grupo con anclaje, y se han evitado así posibles efectos de techo en la prueba de sumación en que están involucradas (prueba de sumación con AB). Nótese, además, que la reducción de los juicios causales en el grupo Ancla es mucho mayor que la observada en el grupo Consecuencia Probabilística del experimento anterior (comparar con figura 11), de modo que el método utilizado en esta ocasión parece ser mucho más efectivo para el objetivo de evitar efectos de techo.

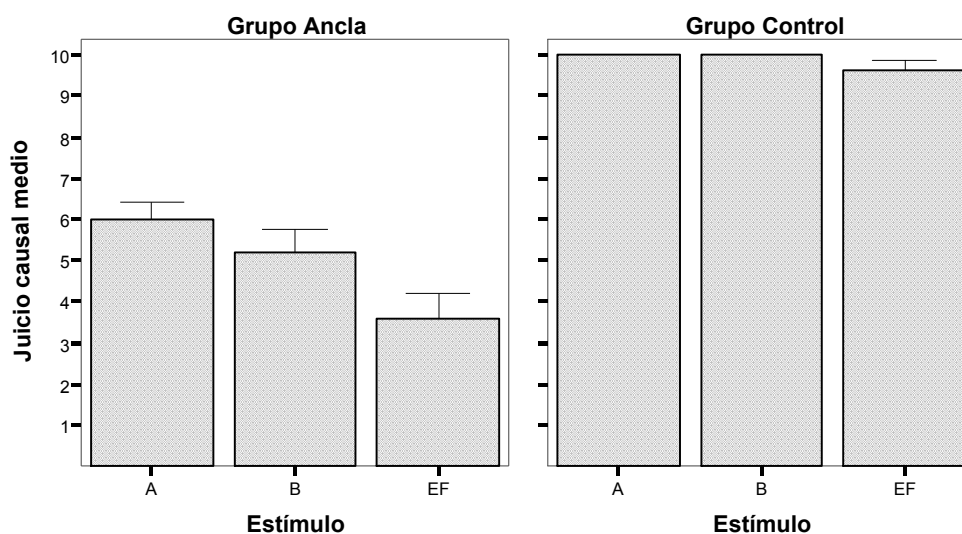


Figura 25. Juicio causal medio frente a las claves seguidas de alergia durante el entrenamiento (A, B, EF). En el panel izquierdo se muestran los resultados del grupo Ancla y en el panel derecho los del grupo Control. Las barras de error representan el error típico de la media.

En la figura 25 también se observa que en ambos grupos el compuesto EF es valorado con menor poder causal que las claves A y B, un fenómeno que se observa en el

grupo Ancla con mayor claridad que en el grupo Control, y se refleja en un efecto principal significativo del factor Estímulo ($F(2, 54) = 7.433, p < 0.01$).

El resto de los factores e interacciones entre factores en el ANOVA no tuvieron un efecto estadísticamente significativo.

Se realizó un ANOVA similar al anterior con los datos relativos a las claves no reforzadas durante el entrenamiento (C, D, IJ), para reconocer cualquier efecto de la forma de testeo sobre estos juicios causales. Aunque en este caso también se obtuvo un efecto significativo del factor Estímulo ($F(2, 54) = 5.201, p < 0.01$), debido a una tendencia a entregar un valor causal mayor al compuesto que a los elementos, no se observaron diferencias estadísticamente significativas entre los juicios entregados por ambos grupos frente a estas claves ($F(1, 27) = 2.878, p > 0.1$). El resto de los factores e interacciones en este ANOVA tampoco resultaron estadísticamente significativos.

Sumación con claves seguidas por alergia

Prueba de sumación con AB.

Con los datos del grupo Ancla se llevó a cabo un ANOVA factorial mixto 4 (Estímulo: A, B, AB, EF) x 4 (Balanceo: GB1, GB2, GB3, GB4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino) con Juicio Causal como variable dependiente. De todos los efectos principales e interacciones en estudio, solamente resultó significativo el efecto principal del factor Estímulo ($F(3, 42) = 17.224, p < 0.001$). El resto de los efectos principales e interacciones en el análisis no resultaron significativos.

En la figura 26 se muestran los juicios causales medios entregados por los sujetos a las claves A, B, AB y EF. Los datos se muestran colapsados a través de los factores Balanceo y Sexo.

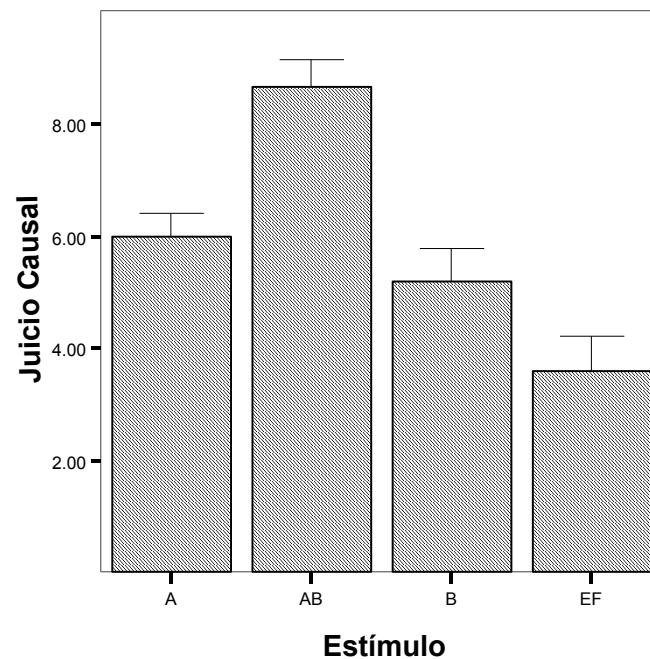


Figura 26. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con AB (A, B, AB, EF) para el grupo Ancla. Las barras de error representan el error típico de la media.

En la figura se puede observar que los juicios causales frente al compuesto AB son sustancialmente mayores a los entregados frente a sus componentes A y B, así como frente al compuesto control EF. Estos resultados fueron corroborados por comparaciones múltiples en que se utilizó la corrección de Bonferroni, las que indicaron diferencias significativas entre AB y A, AB y B, y AB y EF. De este modo, se comprueba que en condiciones en que se evitan de forma efectiva los efectos de techo sobre los juicios causales, se puede observar un claro efecto de sumación en una prueba de composición de estímulos simple.

Prueba de sumación con EG.

Con los datos del grupo Ancla se llevó a cabo un ANOVA factorial mixto 5 (Estímulo: EF, E, F, G, EG) x 4 (Balanceo: GB1, GB2, GB3, GB4) x 2 (Sexo: Masculino,

Femenino) con Juicio Causal como variable dependiente. Solamente resultó significativo el efecto principal del factor Estímulo ($F(4, 56) = 3.092, p < 0.05$), el resto de los factores e interacciones no mostraron un efecto significativo sobre los juicios causales de los sujetos.

La siguiente figura muestra los juicios causales medios entregados por los sujetos a las claves EF, E, F, G y EG. Los datos se muestran colapsados a través de los factores Balanceo y Sexo.

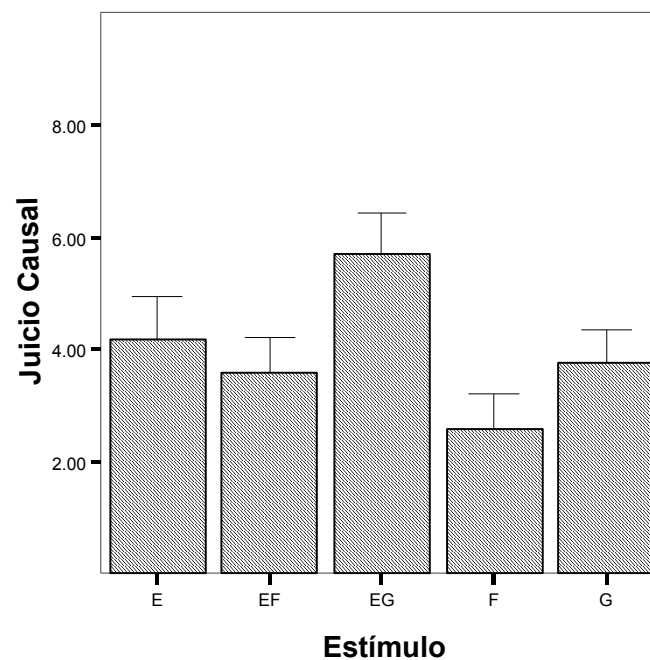


Figura 27. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con EG (EF, E, F, G, EG) para el grupo Ancla. Las barras de error representan el error típico de la media.

Con respecto a la descomposición de EF en E y F, los resultados son poco claros acerca de si se produce o no el fenómeno de ensombrecimiento. El juicio causal medio frente a E es mayor que el juicio frente a EF, mientras el juicio causal frente a F es levemente inferior que frente al compuesto. Este último resultado podría considerarse evidencia de un efecto de ensombrecimiento débil, pero comparaciones múltiples planeadas utilizando la corrección de Bonferroni indican que las diferencias entre EF y F, así como entre EF y E, no serían significativas. Sin embargo, al realizar las comparaciones planeadas

con pruebas T de Student simples, sin corrección por comparaciones múltiples, si bien la diferencia entre EF y E no resulta significativa, sí lo es la diferencia entre EF y F ($p < 0.05$). Resulta importante indicar que algunos autores (e.g., O'keefe, 2003) recomiendan no llevar a cabo ajustes en la tasa de error para comparaciones múltiples, argumentando que esta práctica no se basaría en principios sólidos, podría llevar a los investigadores a tomar malas decisiones en el análisis de datos, y reduciría el poder estadístico de las pruebas. Esta aproximación (no corregir por comparaciones múltiples) es muy utilizada en estudios que llevan a cabo comparaciones planificadas, ya que de esta forma se “bonifica” con algo de poder estadístico aquellas pruebas que son derivadas de las hipótesis de investigación. Si tomamos en cuenta estas críticas al ajuste de Bonferroni para comparaciones múltiples, la dificultad para comprobar la significación estadística de la diferencia entre EF y F podría deberse al pobre poder estadístico del test de Bonferroni, y no a la ausencia de un efecto de ensombrecimiento. Por otro lado, en el experimento previo se encontró un claro efecto de ensombrecimiento utilizando un diseño similar al presente, al igual que en experimentos previamente publicados (e.g., Glautier, 2004; Price y Yates, 1993; Wagner y cols., 2005), por lo que existen razones para tomar en cuenta los resultados de las comparaciones múltiples no corregidas por sobre las corregidas con la técnica de Bonferroni.

En cuanto al test de composición de E y G en EG, en la figura 27 se observa un juicio causal medio frente al compuesto EG considerablemente mayor que los juicios medios para los elementos E y G, indicando que se ha producido un fenómeno de sumación. El juicio medio a EG también es considerablemente mayor al juicio frente al compuesto control EF. Sin embargo, las comparaciones múltiples con corrección de Bonferroni indicaron que la diferencia entre E y EG no es significativa, la diferencia entre G y EG es sólo marginalmente significativa ($p = 0.059$), y sólo la diferencia entre EF y EG resulta significativa. Sin embargo, al realizar comparaciones múltiples simples, sin corrección de Bonferroni, todas estas diferencias resultan significativas. Nuevamente la ausencia de significación estadística para este efecto de sumación podría deberse al débil poder estadístico del test de Bonferroni en conjunción con el tipo de escala utilizada para medir los juicios causales, dado que todas las comparaciones relevantes en este test han resultado significativas en otras investigaciones (Wagner y cols., 2005), así como en el experimento anterior.

En resumen, se encontró cierta evidencia de ensombrecimiento y sumación en esta prueba, la que no resulta estadísticamente confiable al llevar a cabo comparaciones múltiples con corrección de Bonferroni, pero sí lo es al llevar a cabo pruebas T de Student simples. La dificultad para encontrar diferencias significativas con la prueba de Bonferroni probablemente se debe tanto a su bajo poder estadístico como a que los efectos de ensombrecimiento y sumación son menos marcados en esta prueba bajo las condiciones de entrenamiento y testeo que se han utilizado. Sin embargo, la evidencia obtenida en este experimento, al ser sumada a la del primer experimento y la de otras investigaciones (Wagner y cols), viene simplemente a reforzar la conclusión de que el ensombrecimiento y la sumación son hallazgos típicos en este tipo de prueba.

Sumación con claves no seguidas por alergia

Prueba de sumación con CD.

Los resultados del grupo Ancla en la prueba de sumación para CD se observan en la figura 28. Se observa una respuesta a CD mayor que la respuesta a sus elementos, pero no mayor a la respuesta frente al compuesto control IJ. Estos resultados fueron sometidos a un ANOVA factorial mixto 4 (Estímulo: C, D, CD, IJ) x 4 (Balanceo: GB1, GB2, GB3, GB4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino) con la variable Juicio Causal como variable dependiente, que indicó un efecto simple significativo del factor Estímulo ($F(3, 42) = 5.663, p < 0.01$). Comparaciones planeadas con corrección de Bonferroni indicaron que los puntajes entregados al compuesto CD son significativamente mayores a los entregados a la clave aislada C, pero no mayores a los entregados a la clave D, ni al compuesto control IJ. Se observa el mismo resultado al llevar a cabo pruebas T de Student simples. Nótese que teóricamente la respuesta mayor a CD no es indicativa de sumación debido a que las claves C y D tienen un valor causal de cero, el que no puede sumarse. Si bien es posible que los sujetos juzguen que C no tiene fuerza causal por sí solo, pero sí en compuesto con D, aún así el valor entregado a CD no difiere significativamente del valor entregado al compuesto control IJ, con lo que no se puede descartar una tendencia general a dar a los compuestos valores causales mayores (más cercanos al centro de la escala) que a las claves aisladas.

El resto de los factores e interacciones entre factores en el ANOVA no tuvieron un efecto estadísticamente significativo.

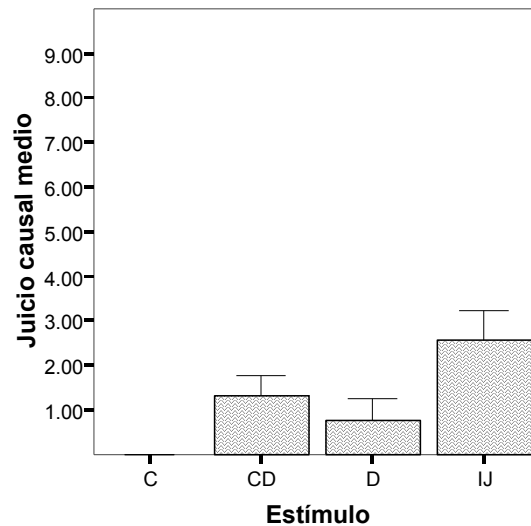


Figura 28. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con CD (C, D, CD, IJ) para el grupo Ancla. Las barras de error representan el error típico de la media.

Prueba de sumación con IK

En la figura 29 se observan los juicios causales medios de los sujetos en el grupo Con Ancla para cada una de las claves en esta prueba. Si bien los compuestos IJ e IK fueron valorados con juicios causales ligeramente mayores a los de los elementos I, J y K, las diferencias no parecen ser importantes al considerar el tamaño de las barras de error (error típico de la media), de modo que no se observa un claro efecto de ensombrecimiento o de sumación. Con los datos de esta prueba se llevó a cabo un ANOVA factorial mixto 5 (Estímulo: IJ, I, J, K, IK) x 4 (Balanceo: GB1, GB2, GB3, GB4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino) con Juicio Causal como variable dependiente, el que corroboró lo observado en la figura 29 al resultar no significativo el efecto de Estímulo ($F(4, 56) = 1.62, p > 0.1$).

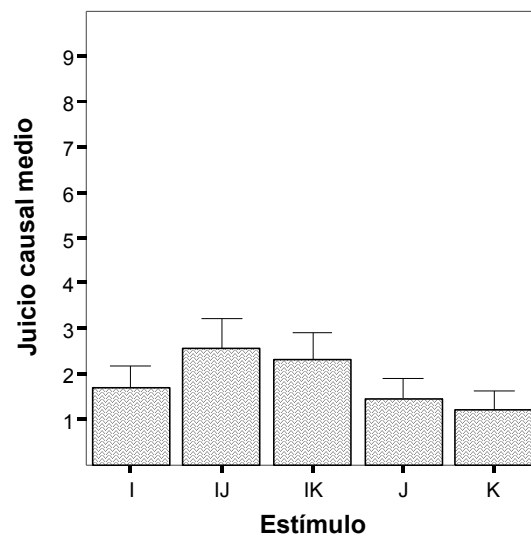


Figura 29. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con IK (IJ, I, J, K, IK) para el grupo Ancla. Las barras de error representan el error típico de la media.

El ANOVA sí indicó un efecto principal significativo de la interacción Estímulo x Balanceo ($F(12, 56) = 3.285, p < 0.01$), pero un análisis más detallado de los datos mediante tests post hoc (Bonferroni) indicó ausencia de un efecto de ensombrecimiento (ausencia de diferencias significativas entre IJ e I, y entre IJ y J) y de un efecto de sumación (los juicios frente al compuesto IK no fueron significativamente mayores que los entregados frente a I, K o IJ) en todos los grupos de balanceo. En la figura 30 se pueden observar los juicios causales medios para las claves relevantes en estas pruebas, con distintos paneles para cada grupo de balanceo. Se desprende de esta figura que la interacción entre Estímulo y Balanceo probablemente se debe a que la leve diferencia antes mencionada entre compuestos y claves aisladas se observa sólo en los grupos 2 y 4, y no en los grupos 1 y 3. En este último incluso se puede observar que a los compuestos se les ha entregado un valor ligeramente menor que el entregado a algunos de los elementos.

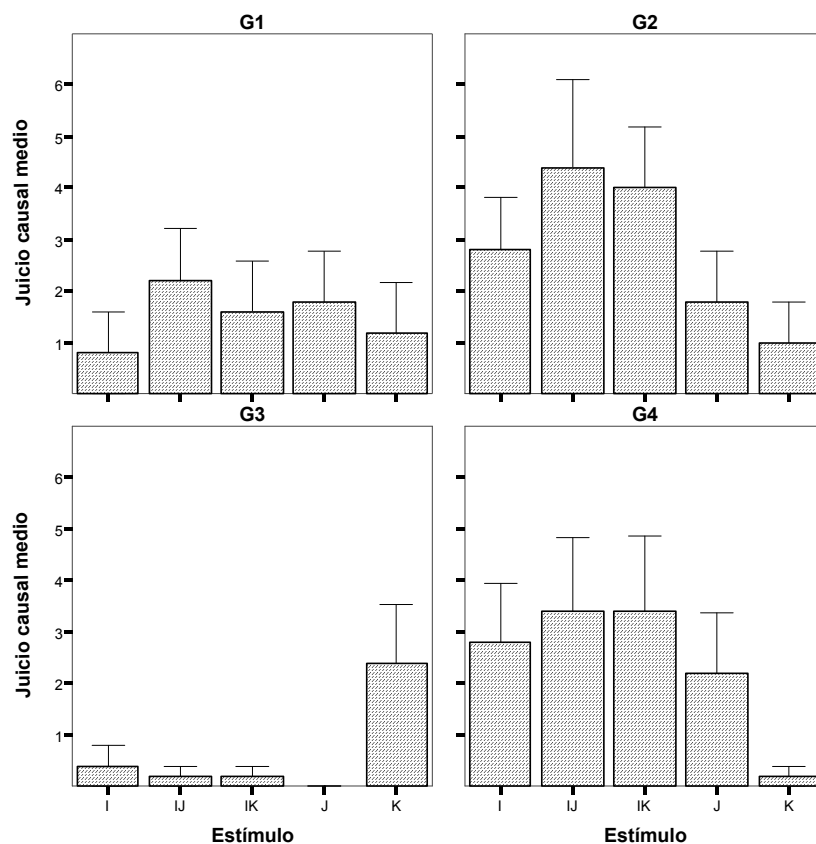


Figura 30. Juicio causal medio frente a cada una de las claves incluidas en la prueba de sumación con IK (IJ, I, J, K, IK), en cada uno de los subgrupos de balanceo incluidos en el grupo Ancla. Las barras de error representan el error típico de la media.

Por último, el resto de los factores e interacciones entre factores en el ANOVA no tuvieron un efecto estadísticamente confiable sobre los juicios causales en esta prueba.

Comparación con Grupo Control

Para reconocer si la sumación observada en el Grupo Ancla realmente es mayor a la que se observa en caso de no controlar posibles efectos de techo, se incluyó un Grupo Control en el cual los juicios fueron medidos sin evitar efectos de techo. Los puntajes de todos los sujetos en ambos grupos fueron estandarizados para que reflejaran el nivel de sumación observado independientemente de la escala de medida en la cual los sujetos entregaron sus valoraciones causales. Para esto se calculó un índice de sumación (ver

ecuación 6) para cada una de las pruebas de sumación relevantes en este estudio (AB, CD, EG, IK), y los datos resultantes han sido sometidos a un ANOVA factorial mixto 4 (Prueba: AB, CD, EG, IK) x 2 (Grupo: Ancla, Control) x 4 (Balanceo: G1, G2, G3, G4) x 2 (Sexo: Masculino, Femenino).

En la figura 31 se muestra el índice de sumación medio para ambos grupos de investigación. Los sujetos en el grupo Ancla muestran un nivel de sumación medio superior a 0.5, lo que indicaría que en general han entregado juicios causales frente a los compuestos de prueba bastante mayores a los entregados frente a sus elementos (más del 50% mayores en promedio). No ocurre lo mismo en el grupo Control, con un índice de sumación medio cercano a cero, el que indica que los sujetos muestran juicios causales similares frente a compuestos y elementos en las pruebas de sumación. Esta diferencia entre ambos grupos resulta estadísticamente significativa, tal como lo muestra el efecto principal significativo del factor Grupo ($F(1, 27) = 5.121, p < 0.05$) en el ANOVA.

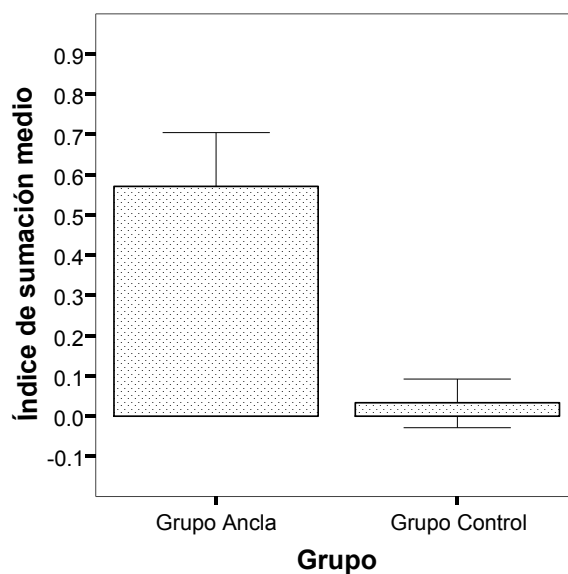


Figura 31. Índice de sumación medio para los dos grupos del experimento 2. Incluye los datos de todas las pruebas de sumación en este experimento. Las barras de error representan el error típico de la media.

Este patrón de resultados se repite en cada una de las pruebas de sumación, tal como se puede observar en la figura 32, y como lo corrobora la interacción Prueba x Grupo no significativa ($F(3, 81) = 0.069, p > 0.5$). Sin embargo, tests post hoc (Bonferroni) indican que el índice de sumación medio difiere significativamente entre ambos grupos sólo con respecto a la prueba AB, y no en el resto de las pruebas. Este patrón de resultados era esperable, debido a que los efectos de techo solamente afectarían la prueba de sumación con AB. En la prueba de sumación con CD e IK los valores causales entregados a los elementos suelen ser bastante bajos, dado que se trata de claves no seguidas de alergia, con lo que se evitan efectos de techo. En la prueba de sumación con EG los valores causales entregados a los elementos suelen ser bastante inferiores al techo de la escala debido al efecto de ensombrecimiento. Sin embargo, la tendencia observada en los resultados indica que es posible que el método utilizado para medir los juicios causales en el grupo Ancla tenga cierto efecto general sobre la forma en que los sujetos responden frente a compuestos nuevos, además del efecto específico de evitar efectos de techo en la prueba con AB.

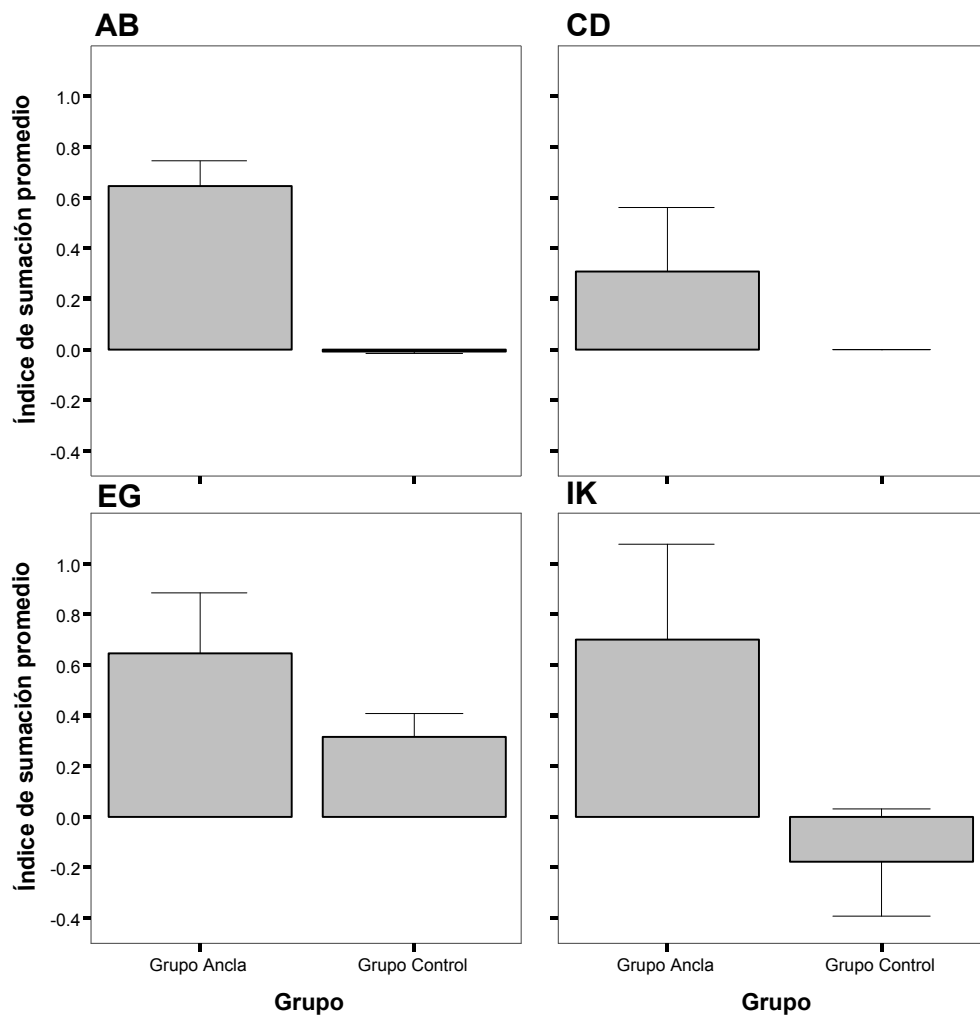


Figura 32. Índice de sumación medio para los dos grupos del experimento 2. Los datos de distintas pruebas del experimento se muestran en paneles separados. Las barras de error representan el error típico de la media.

El resto de los efectos principales e interacciones entre factores incluidos en el ANOVA no fueron estadísticamente confiables.

Sumario y Discusión.

El método utilizado en este experimento para evitar efectos de techo, consistente en instruir a los sujetos del grupo Ancla a entregar juicios causales numéricos menores al máximo para las claves seguidas de alergia durante el entrenamiento, resultó mucho más efectivo que el refuerzo parcial utilizado durante el experimento 1 para reducir los juicios causales frente a las claves A, B y EF. El resultado más importante fue la obtención de un claro efecto de sumación en la prueba con claves entrenadas aisladamente y seguidas de alergia (A y B), un resultado que no se había observado nunca antes, ni en el experimento 1 de la presente investigación, ni en los experimentos llevados a cabo por otros investigadores (Wagner y cols., 2005). De esta forma se comprueba la hipótesis del presente experimento: se observa sumación en juicios causales humanos cuando las condiciones de medición de los juicios causales es la adecuada, evitando posibles efectos de techo. Tal como se esperaba, este nivel de sumación resultó significativamente mayor al observado en el grupo control.

Sin embargo, en este experimento la evidencia de ensombrecimiento y sumación en la prueba con EG resultó mucho más débil que la observada en el experimento previo, lo que puede deberse tanto al cambio en la forma de medir los juicios causales como a las diferencias en el número de ensayos incluidos en el entrenamiento, o a una interacción entre ambos factores. Si bien esta evidencia débil de ensombrecimiento y sumación no es convincente al ser presentada por sí sola, sí lo es al tomar en cuenta los resultados del experimento 1 y de otros experimentos previos. De este modo, también se observa un principio de sumación en juicios causales humanos al presentar en compuesto claves que han sido sacadas de otros compuestos entrenados.

Con respecto a las pruebas de sumación con CD e IK, en este experimento no se esperaba encontrar efectos de ensombrecimiento o sumación, debido a que las claves involucradas no debían tener valor causal hacia el final del entrenamiento. Tal como se esperaba, los sujetos asignaron una fuerza causal muy cercana a cero para estas claves, sin diferencias importantes entre las claves presentadas en compuesto y las claves presentadas aisladamente. Sin embargo, no todas las claves fueron juzgadas con un valor causal de cero, lo que podría deberse a que algunos sujetos no comprendieron bien las instrucciones del

test, o a que el número de ensayos de entrenamiento no fue suficiente para que estuvieran seguros de la ausencia de valor causal de estas claves.

Al comparar el nivel de sumación del grupo Ancla y el grupo Control se observaron ciertas diferencias en todas las pruebas, pero sólo resultaron significativas las diferencias en la prueba con AB, tal como se esperaba a partir de la hipótesis de investigación. Sin embargo, se observó una tendencia no significativa hacia mayor sumación en todas las pruebas del grupo Ancla, la que podría deberse a una tendencia general hacia la sumación promovida por el método de testeo utilizado en este experimento, y que debería ser estudiada con mayor profundidad en el futuro.

VI. Discusión General

A partir de la evidencia recabada en la presente investigación es posible concluir que se produce sumación durante la composición de estímulos en el aprendizaje causal humano al evitar posibles efectos de techo sobre los resultados. Se intentó evitar efectos de techo especialmente durante la prueba de sumación simple, en la cual dos claves aisladas fueron entrenadas como causas de alergia (A y B) y luego presentadas en compuesto (AB). El efecto de refuerzo parcial del experimento 1 logró reducir el valor causal de A y B bajo el máximo en la escala, pero en distintos niveles para distintos sujetos, resultando un método no muy efectivo para evitar efectos de techo. Los sujetos que redujeron más sus puntajes para las claves A y B mostraron mayor sumación, lo que se encuentra de acuerdo con la hipótesis de investigación. El método de anclaje de los puntajes utilizado en el experimento 2, en cambio, logró reducir casi invariablemente el valor causal de A y B hasta el centro de la escala de medida, de modo que resultó un método mucho más efectivo para evitar los efectos de techo. En este caso se encontró un claro efecto de sumación al analizar los juicios causales medios entregados a las claves A, B y AB. Este resultado también se encuentra de acuerdo con nuestra hipótesis general de investigación.

Esta parece ser la primera evidencia clara de un efecto de sumación simple en el aprendizaje causal humano. Si bien ya se había estudiado esta prueba en investigaciones previas, algunos investigadores no lograron observar sumación al no evitar posibles efectos de techo en la medición de los juicios (Wagner y cols., 2005), mientras otros han entregado recientemente evidencia de sumación que parece bastante cuestionable (van Osselaer, Janiszewski y Cunha, 2004). Van Osselaer y colegas (2004) han presentado como evidencia de sumación un juicio causal medio frente al compuesto AB mayor que el entregado frente a un compuesto control EF, sin presentar los resultados de la comparación más relevante entre AB y sus elementos, A y B. En los experimentos aquí reportados se ha encontrado una tendencia en los sujetos a entregar juicios causales menores a los compuestos reforzados (EF) que a las claves reforzadas (A y B). Si este fenómeno se produjo durante el experimento de van Osselaer y colegas, habría bastado que los sujetos entregaran un juicio causal a AB similar al de sus elementos para que superara al juicio causal entregado al compuesto control EF, sin que se produjera sumación en absoluto. En los experimentos

presentes, en cambio, se ha comprobado la sumación comparando el juicio causal frente al compuesto AB con el de sus elementos A y B, así como con el de un compuesto control EF.

También se incluyó en estos experimentos una prueba de descomposición-sumación, en la cual dos compuestos fueron entrenados como causas de alergia (EF y GH) y luego un elemento de cada compuesto entrenado fue presentado en un nuevo compuesto de prueba (EG). Investigaciones previas ya habían encontrado evidencia de sumación con esta prueba (Wagner y cols., 2005), resultado que fue corroborado en la presente investigación, con un efecto de sumación claro y significativo en el experimento 1, y un efecto un poco más débil en el experimento 2.

No se encontró sumación, en cambio, en la prueba de sumación simple y en la prueba de descomposición-sumación cuando las claves involucradas se asociaron a la ausencia de alergia. Desde luego este resultado es completamente esperable, dado que tales claves no debían adquirir fuerza causal alguna durante el entrenamiento, y fueron incluidas en los experimentos principalmente como claves de relleno que permitieron el aprendizaje de una discriminación entre claves causales y no causales. Cabe destacar, sin embargo, que en el grupo Consecuencia Probabilística del experimento 1 no se observó sumación con estas claves a pesar de que sí fueron seguidas de alergia en ciertos ensayos, por lo que podrían haber adquirido cierto valor causal. Este tipo de prueba de sumación, con claves de fuerza causal débil, requiere ser estudiada más a fondo en el futuro, y poco se puede concluir a partir de los resultados del experimento 1, en el cual las predicciones de los sujetos hacia el final del entrenamiento con respecto a las claves no seguidas de alergia no resultaron precisas en el grupo Consecuencia Probabilística.

Los resultados de las pruebas de sumación con claves seguidas de alergia en el entrenamiento encajan perfectamente con el principio de sumación contenido en los modelos elementísticos del aprendizaje asociativo (e.g., Mackintosh, 1975; Pearce y Hall, 1980; Rescorla y Wagner, 1972; Wagner, 1981). Según este principio, la fuerza asociativa de un compuesto es igual a la suma de la fuerza asociativa de sus componentes, y los juicios causales son un reflejo de tal fuerza asociativa. Un modelo configuracional, en cambio, es incapaz de explicar los resultados de esta investigación sin apelar a nuevas suposiciones *ad hoc* para hacerlo. Una forma en la cual un modelo configuracional puede

explicar el fenómeno de sumación es apelando al contexto experimental (Aydin y Pearce, 1997; Pearce, Adam, Wilson y Darby, 1992). Según esta hipótesis, el contexto experimental puede ser procesado como parte de la configuración total que es asociada a una consecuencia, de modo que durante la prueba de sumación final se produce bastante generalización desde A y B hacia la nueva configuración AB porque en todas estas configuraciones se encuentra presente el contexto, lo que las hace más similares unas a otras (si simbolizamos al contexto con la letra X, la prueba de sumación incluiría AX, BX y ABX). Existe evidencia en contra de esta posibilidad en algunas investigaciones de sumación en condicionamiento clásico que la han estudiado (Rescorla, 1997), y parece necesario llevar a cabo estudios similares en el ámbito del aprendizaje causal humano.

El hallazgo de que un principio de sumación elementístico describe correctamente la composición de estímulos en el aprendizaje causal humano se encuentra en total desacuerdo con las afirmaciones de algunos autores (Shanks, Charles, Darby y Azmi, 1998; Shanks, Darby y Charles, 1998; Williams, Sagness y McPhee, 1994; Williams, 1995; van Osselaer, Janiszewski y Cunha, 2004) de que el modo de procesamiento de estímulos por defecto en esta forma de aprendizaje es configuracional. Sin embargo, tales afirmaciones se encuentran fundamentadas sobre resultados experimentales obtenidos por Shanks y colegas, quienes han utilizado la misma tarea de predicción de alergia que se usó en los presentes experimentos. Existen al menos dos formas de conciliar estos resultados contradictorios.

Una primera alternativa es asumir que los seres humanos utilizan ambas formas de procesamiento, elementístico y configuracional, en distintas situaciones. Esta idea es actualmente muy popular entre los investigadores y teóricos del condicionamiento clásico (e.g., Fanselow, 1999; Pearce y Bouton, 2000, Wagner, 2003), debido a un creciente cuerpo de resultados contradictorios en experimentos que han utilizado exactamente las mismas pruebas para diferenciar entre procesamiento elementístico y configuracional. Esta hipótesis también ha comenzado a ser muy popular entre los investigadores y teóricos del aprendizaje causal humano (e.g., Melchers, Shanks y Lachnit, 2004), lo que lamentablemente no ha sido acompañado de una cantidad de evidencia empírica y claridad conceptual comparable a la encontrada en el área del condicionamiento clásico.

De cualquier forma, si realmente ambas formas de procesamiento se producen en el aprendizaje causal, se presentan dos nuevas tareas para los investigadores del área. En

primer lugar, identificar las variables y condiciones que determinan que se produzca una u otra forma de procesamiento. En segundo lugar, desarrollar nuevos modelos de aprendizaje asociativo que permitan cierta flexibilidad en la forma de procesamiento de estímulos, y que incluyan mecanismos hipotéticos que controlen los cambios entre una y otra forma de procesamiento de claves. Actualmente existen varios modelos que cumplen al menos con el requisito de flexibilidad en el procesamiento de estímulos. Algunos de estos modelos proponen un continuo de procesamiento que va desde el puramente elemental hasta el puramente configuracional. Siguen manteniendo a la base una forma de representación de estímulos elementística o configuracional, pero han sido dotados de parámetros libres que les permiten dar cuenta de la variabilidad observada en el comportamiento humano y animal. Una teoría elementística de este tipo es el Modelo de Elementos Reemplazados, o MER (Wagner y Brandon, 2001; Wagner, 2003), que incluye un parámetro libre (r) que puede tomar valores entre cero y uno, con los valores más bajos produciendo un procesamiento puramente elementístico y los más altos un procesamiento puramente configuracional. Una teoría similar dentro de la tradición configuracional es el modelo ALCOVE de Kruschke (1992), en el cual el monto de generalización entre configuraciones no es fijo, sino que se encuentra determinado por dos mecanismos separados. En primer lugar, el modelo incluye un parámetro libre cuyo valor disminuye en la medida en que la generalización entre configuraciones aumenta. En segundo lugar, se asume que la atención selectiva puede alterar también el grado de generalización desde un estímulo a otro.

Existen aún otras teorías que plantean dos sistemas de procesamiento distintos y paralelos, uno elementístico y otro configuracional (Fanselow, 1999; ver también Rudy y Sutherland, 1995). Ambos funcionarían de forma independiente, de modo que al presentar un compuesto AB se activarían tanto las representaciones de los estímulos aislados A y B como la representación configuracional AB. Cuál de las representaciones se procesará en mayor medida dependerá finalmente de sus saliencias relativas.

El problema con todos estos modelos es que logran flexibilidad en el procesamiento de estímulos simplemente incluyendo parámetros libres, lo que no permite llevar a cabo predicciones precisas acerca de la forma de procesamiento que ocurriría en una situación experimental u otra. Como consecuencia, resulta imposible diferenciar entre ellos porque todos son capaces de acomodar prácticamente cualquier resultado experimental, gracias a

un procedimiento artificioso en el que se entrega al parámetro libre del modelo el valor más conveniente.

Una segunda alternativa para explicar los resultados contradictorios, no explorada entre los investigadores y teóricos del área, es la posibilidad de que los seres humanos no utilicen el mismo principio tanto para la configuración de estímulos como para la combinación de estímulos. Los experimentos de Shanks y colegas (Shanks, Charles, Darby y Azmi, 1998; Shanks, Darby y Charles, 1998) tienen que ver principalmente con la configuración de estímulos, en ellos se comprobó que los sujetos mantienen la discriminación aprendida entre cuatro claves aisladas (A+, B+, C-, D-), entre dos compuestos (AB+, CD-), o entre una clave y un compuesto (A+, AB-), aún luego de un nuevo aprendizaje contrario al original, que involucró las mismas claves en otras configuraciones (en el caso de las 4 claves aisladas: AB-, CD+; en el caso de los dos compuestos: A-, B-, C+, D+; en el caso de la clave y el compuesto: B+). Estos estudios demuestran que el aprendizaje de la segunda tarea no interfiere sobre la discriminación aprendida en primer lugar, probablemente debido a que las mismas claves son procesadas como distintas configuraciones al ser presentadas aisladamente o en compuesto. Por otra parte, los experimentos expuestos en esta memoria tienen que ver principalmente con la composición de estímulos, pues en ellos se ha estudiado hasta qué punto la fuerza causal que han adquirido ciertas claves o compuestos durante el aprendizaje (A, B, EF, GH) se transfiere o generaliza a nuevos compuestos de prueba (AB, EG). Se ha demostrado que la fuerza causal percibida frente a nuevos compuestos es mayor que la que se percibe frente a sus elementos, probablemente debido a que los elementos son procesados como claves independientes que suman su fuerza causal al ser presentadas en compuesto. En conclusión, existe la posibilidad de que los seres humanos procesen los estímulos como configuraciones únicas durante el aprendizaje de una discriminación, mientras los procesan como estímulos aislados una vez que ya han sido asociados independientemente a una causa.

Hasta la actualidad los modelos del aprendizaje asociativo han utilizado los mismos principios para explicar tanto la forma en que se produce la configuración de estímulos como la forma en que se produce la composición de estímulos, pero realmente no existe evidencia empírica que indique que ambos procesos comparten un mecanismo psicológico

común. Esta estrategia se ha mantenido incluso en los modelos flexibles mencionados previamente, probablemente debido a que deriva en teorías más parsimoniosas o porque forma parte de tradiciones teóricas de larga data. La hipótesis de que la configuración y composición de estímulos son procesos independientes no ha sido puesta a prueba experimentalmente hasta la fecha, lo que la convierte en el inicio de una línea de investigación muy atractiva para el futuro. Dependiendo de los resultados de dicha investigación, tal vez sea necesario llevar a cabo nuevos desarrollos en los modelos teóricos hasta ahora dominantes en esta área del conocimiento.

VII. Referencias Bibliográficas

- American Psychological Association (2002). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*, Washington, D. C.
- Aydin, A., y Pearce, J. M. (1994). Prototype effects in categorization by pigeons. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 20, 264-277.
- Aydin, A., y Pearce, J. M. (1995). Summation in autoshaping with short and long-duration stimuli. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 48B, 215-234.
- Aydin, A., y Pearce, J. M. (1997). Some determinants of response summation. *Animal Learning and Behavior*, 25, 108-121.
- Allan, L. G. (1993). Human contingency judgements: Rule based or associative? *Psychological Bulletin*, 114, 436-448.
- Allan, L.G., y Tangen, J. M. (2004): *Judging relationships between events: How do we do it?* Manuscrito no publicado. Department of Psychology, McMaster University, Ontario, Canadá.
- Baker, A. G., Berbrier, M. W., y Vallee-Tourangeau, F. (1989). Judgments of a 2 x 2 contingency table: Sequential processing and the learning curve. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 41B, 65-97.
- Baçhekapili, H. G. (1997). *An evaluation of Rescorla & Wagner's elementistic model versus Pearce's configural model in discrimination learning*. Tesis doctoral no publicada, Yale University, New Haven, CT.
- Brandon, S. E., Vogel, E. H., y Wagner, A. R. (2000). A componential view of configural cues in generalization and discrimination in Pavlovian conditioning. *Behavioural Brain Research*, 110, 67-72.
- Chapman, G. B. (1991). Trial order affects cue interaction in contingency judgment. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 17, 837-854.
- Chapman, G. B., y Robbins, S. J. (1990). Cue interaction in contingency judgment. *Memory & Cognition*, 18, 537-545.
- Colegio de Psicólogos de Chile (2005). *Código de Ética Profesional*. Santiago, Chile.

- Dickinson, A. (2001). Causal learning: An associative analysis. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 54B, 3-25.
- Dickinson, A., Shanks, D. R., y Evenden, J. (1984). Judgment of act-outcome contingency: The role of selective attribution. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 36A, 29-50.
- De Houwer, J., y Beckers, T. (2002). A review of recent developments in research and theories on human contingency learning. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 55B, 289-310.
- De Houwer, J., Beckers, T., y Vandorpe, S. (en prensa). Evidence of the role of higher-order reasoning processes in cue competition and other learning phenomena. *Learning and Behavior*.
- De Houwer, J., Vandorpe, S., y Beckers, T. (2005). On the role of controlled cognitive processes in human associative learning. En A. Wills (Ed.), *New Directions in Human Associative Learning*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Estes, W. K. (1994). *Classification and Cognition*. Oxford: Oxford University Press.
- Fanselow, M.S. (1999): Learning theory and neuropsychology: Configuring their disparate elements in the hippocampus. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 25, 275-283.
- Glautier, S. (2004). Asymmetry of generalization decrement in causal learning. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 57B, 315-329.
- Gluck, M. A., y Bower, G. H. (1988). From conditioning to category learning. *Journal of Experimental Psychology: General*, 117, 227-247.
- Hall, G. (2002). Associative structures in pavlovian and instrumental learning. En Pashler, H. y Gallistel, R. (Eds.) , *Steven's Handbook of Experimental Psychology* (pp. 1-45).
- Hull, C.L. (1943): *Principles of Behavior: An Introduction to Behavior Theory*. Appleton-Century-Crofts, New York.
- Kamin, L. (1969). Predictability, surprise, attention and conditioning. En Campbell, B. A. y Church, R. M. (Eds.), *Punishment and Aversive Behavior* (pp. 279-296). New York: Appleton-Century-Crofts.

- Kehoe, E. J., y Gormezano, I. (1980). Configuration and combination laws in conditioning with compound stimuli. *Psychological Bulletin*, 87, 351-378.
- Kehoe, E. J., Horne, A. J., Horne, P. S., y Macrae, M. (1994). Summation and configuration between and within sensory modalities in classical conditioning of the rabbit. *Animal Learning and Behavior*, 22, 19-26.
- Kruschke, J.K. (1992): ALCOVE: An exemplar-based connectionist model of category learning. *Psychological Review*, 99, 22-44.
- Mackintosh, N. J. (1975). A theory of attention: Variations in the associability of stimuli with reinforcement. *Psychological Review*, 82, 276-298.
- Mehta, R., y Williams, D. A. (2002). Elemental and configural processing of novel cues in deterministic and probabilistic tasks. *Learning and Motivation*, 33, 456-484.
- Melchers, K. G., Shanks, D. R., y Lachnit, H. (2004). *Configural processing in human causal learning: Which factors influence whether it occurs or not?* Manuscrito no publicado, Philipps-Universität Marburg, Alemania.
- O'keefe, D. (2003). Colloquy: Should familywise alpha be adjusted? Against familywise alpha adjustment. *Human Communication Research*, 29, 431-447.
- Pavlov (1927/1988). *Reflejos condicionados*. Santiago: Editorial Ercilla.
- Pearce, J. M. (1987). A model for stimulus generalization in Pavlovian conditioning. *Psychological Review*, 94, 61-73.
- Pearce, J. M. (1994). Similarity and discrimination: A selective review and a connectionist model. *Psychological Review*, 101, 587-607.
- Pearce, J. M. (2002). Evaluation and development of a connectionist theory of configural learning. *Animal Learning and Behavior*, 30, 73-95.
- Pearce, J.M. y Bouton, M.E. (2001): Theories of associative learning in animals. *Annual Review of Psychology*, 52, 111-139.
- Pearce, J. M., y Hall, G. (1980). A model for Pavlovian learning: Variations in the effectiveness of conditioned but not of unconditioned stimuli. *Psychological Review*, 87, 532-552.
- Pearce, J. M., Adam, J., Wilson, P. N., y Darby, R. J. (1992). Effects of discrimination training on responding during a compound conditioned stimulus. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 19, 532-552.

- Price, P. C., y Yates, J. F. (1993). Judgmental overshadowing: further evidence of cue interaction in contingency judgment. *Memory and Cognition*, 21, 561-572.
- Rescorla, R. A. (1968). Probability of shock in the presence and absence of the CS in fear conditioning. *Journal of Comparative and Physiological Psychology*, 66, 1-5.
- Rescorla, R. A. (1972). Informational variables in Pavlovian conditioning. En G. H. Bower y J. T. Spence (Eds.), *Psychology of Learning and Motivation* (pp. 1-46). New York: Academic Press.
- Rescorla, R. A. (1997). Summation: Assessment of a configural theory. *Animal Learning and Behavior*, 25, 200-209.
- Rescorla, R. A. (2003). Elemental and configural encoding of the conditioned stimulus. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 56B, 161-176.
- Rescorla, R. A., y Coldwell, S. E. (1995). Summation in autoshaping. *Animal Learning and Behavior*, 23, 314-326.
- 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 Prosky, W. F. (Eds.) , *Classical Conditioning II: Current Theory and Research* (pp. 64-99). New York: Appleton-Century-Crofts.
- Rudy, J.W y Sutherland, R.J. (1995): Configural association theory and the hippocampal formation: An appraisal and reconfiguration. *Hippocampus*, 5, 375-389.
- Schlottmann, A., y Shanks, D. R. (1992). Evidence for a distinction between judged and perceived causality. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 44A, 321-342.
- Shanks, D. R. (1985a). Continuous monitoring of human contingency judgement across trials. *Memory & Cognition*, 13, 158-167.
- Shanks, D. R. (1985b). Forward and backward blocking in human contingency judgment. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 37B, 1-21.
- Shanks, D. R. (1987). Acquisition functions in contingency judgments. *Learning & Motivation*, 18, 147-166.
- Shanks, D. R. (1991). Categorization by a connectionist network. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 17, 433-443.

- Shanks, D. R., y Dickinson, A. (1987). Associative accounts of causality judgement. En Bower, G. H. (Ed.) , *The Psychology of Learning and Motivation* (pp. 229-261). San Diego: Academic Press.
- Shanks, D. R., y Dickinson, A. (1991). Instrumental judgment and performance under variations in action-outcome contingency and contiguity. *Memory & Cognition*, *19*, 353-360.
- Shanks, D. R., Charles, D., Darby, R. J., y Azmi, A. (1998). Configural processes in human associative learning. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, *24*, 1353-1378.
- Shanks, D. R., Darby, R. J., y Charles, D. (1998). Resistance to interference in human associative learning: Evidence of configural processing. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, *24*, 136-150.
- Siegel, S., y Allan, L. (1996). The widespread influence of the Rescorla-Wagner model. *Psychonomic Bulletin and Review*, *3*, 314-321.
- Soto, F. (2004). *Procesamiento elemental y configuracional de claves en el aprendizaje asociativo humano y animal*. Seminario para optar al título de psicólogo. Universidad de Chile, Departamento de Psicología.
- Van Hamme, L. J., y Wasserman, E. A. (1994). Cue competition in causality judgments: The role of nonpresentation of compound stimulus elements. *Learning & Motivation*, *25*, 127-151.
- van Osselaer, S. M. J., Janiszewski, C., y Cunha, M. (2004). Stimulus generalization in two associative learning processes. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, *30*, 626-638.
- Vogel, E. H., Castro, M. E., Saavedra, M. A. (2004). Quantitative Models of Pavlovian Conditioning. *Brain Research Bulletin*, *63*, 173-202.
- Vogel, E. H., Soto, F., Castro, M. E., y Solar, P. (2005). Modelos matemáticos del condicionamiento clásico: Evolución y desafíos actuales. *Manuscrito enviado para su publicación*.
- Wagner, A. R. (1981). SOP: A model of automatic memory processing in animal behavior. En Spear, N. E. y Miller, R. R. (Eds.) , *Information Processing in Animals: Memory mechanisms*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.

- Wagner, A. R. (2003). Context-sensitive elemental theory. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 56B, 7-29.
- Wagner, A. R., y Brandon, S. E. (2001). A componential theory of Pavlovian conditioning. En Mowrer, R. R. y Klein, S. B. (Eds.) , *Handbook of Contemporary Learning Theories* (pp. 23-64). Mahwah: Erlbaum.
- Wagner, A. R., Logan, F. A., Haberlandt, K., y Price, T. (1968). Stimulus selection in animal discrimination learning. *Journal of Experimental Psychology*, 76, 171-180.
- Wagner, A. R., Filson, S. M., Rojas, C. A., Herrera, M. J., Riquelme, M. S., Vergara, R. A., y Vogel, E. H. (2005, Junio). Aprendizaje de relaciones causales con estímulos compuestos en humanos. Ponencia presentada en el 30 Congreso Interamericano de Psicología, Buenos Aires, Argentina.
- Wasserman, E. A. (1990a). Attribution of causality to common and distinctive elements of compound stimuli. *Psychological Science*, 1, 298-302.
- Wasserman, E. A. (1990b). Detecting response-outcome relations: Toward an understanding of the causal texture of the environment. En Bower, G. H. (Ed.) , *The Psychology of Learning and Motivation* (pp. 27-82). San Diego: Academic Press.
- Wasserman, E. A., Elek, S. M., Chatlosh, D. L., y Baker, A. G. (1993). Rating causal relations: The role of probability in judgments of response-outcome contingency. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 19, 174-188.
- Weiss, S. J. (1972). Stimulus compounding in free-operant and classical conditioning: A review and analysis. *Psychological Bulletin*, 78, 189-208.
- Williams, D.A. (1995): Forms of inhibition in animal and human learning. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 21, 129-142.
- Williams, D. A., Sagness, K. E., y McPhee, J. E. (1994). Configural and elemental strategies in predictive learning. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 20, 694-709.
- Widrow, G., y Hoff, M. E. (1960). *Adaptive Switching Circuits*. Institute of Radio Engineers, registro de la Convención Western Electronics, parte 4, pags. 96-104.
- Young, M. E. (1995). On the origin of personal causal theories. *Psychonomic Bulletin and Review*, 2, 83-104.