

## LA ADITIVIDAD DE LOS VALORES DE PREFERENCIA DE LOS COLORES

*Una prueba experimental sobre la validez del teorema de la adición de la teoría de la decisión para valores estéticos\*.*

ROBERT KÖNING, Ph. D.

Instituto de Psicología.

Justus Liebig Universidad, Giessen.

### A) INTRODUCCION

1. En comparación con otros dominios de la psicología general, la psicología de la motivación está menos desarrollada, tanto desde el punto de vista de los resultados experimentales como desde el punto de vista de los modelos formales satisfactorios.

Dentro del marco de la teoría de la decisión, se han desarrollado algunos modelos formales cerrados, para el concepto de la utilidad y de los valores, y con ello, para conductas preferenciales, muy escasos dentro de las investigaciones sobre la motivación (Luce, R. D. y Suppes, P. 1965).

El desarrollo de la teoría de la decisión surgió a partir de escuelas económicas, y condujo a las teorías normativas hacia el comportamiento económico de los consumidores. La validez empírica general de estas teorías se puso en duda,

cuando con base en ejemplos de fácil construcción, los fundamentos básicos sobre los cuales fue construida la teoría resultaban difícilmente válidos. (Allais, M., 1953; Edwards, W., 1954).

Casi todas las teorías de la decisión contienen los siguientes supuestos, aunque con diferentes intensidades:

1. El principio de la información completa del individuo sobre las diferentes posibilidades de decisión y sobre sus resultados.

2. El principio de la excitabilidad, de la capacidad de discriminación para las diferentes alternativas de comportamiento y para sus resultados y valores de utilidad.

\* Traducido del alemán con autorización especial del autor por Nohra Pabón.

Estos dos supuestos son básicos para los siguientes supuestos importantes de la teoría de la decisión.

3. La racionalidad de los individuos en la conducta de la decisión. Esto significa primero, que el individuo puede valorar los resultados de la decisión, por lo menos de una escala ordinal, y luego, que la regla de decisión es un principio de lo máximo, en el sentido de que el individuo siempre escoge la alternativa que conduzca a la mayor utilidad o mayor valor.

4. La aditividad de los valores útiles o formulado al contrario, la posibilidad de descomposición de una alternativa multiatributiva en los componentes útiles, que son independientes entre sí.

La validez de estos supuestos se exige de la teoría de la decisión, tanto para situaciones no arriesgadas como para las arriesgadas, en las cuales el resultado de una decisión está cargado de incertidumbre; solamente que en los últimos casos entran en las funciones de la decisión las probabilidades con los posibles desenlaces de las alternativas individuales de comportamiento (Neumann, V., y Morgenstern, O., 1944).

Aparte de la significación teórica y de los intereses prácticos que pueden atribuirse a estos modelos normativos del comportamiento de la decisión, está el número de investigaciones empíricas para la utilidad de estos modelos en la descripción del comportamiento real de los individuos y en especial para la validez de la hipótesis central de la aditividad de valores.

## II. Investigaciones para la validez de la hipótesis de aditividad en valores útiles.

Edwards, W. (1954); luego Arrow, K., J. (1958); Edwards, W. (1961); Luce, R. D. y Suppes, P. (1965); Tversky, A. (1967). Proporcionan cuadros generales sobre investigaciones experimentales hasta 1954.

Las investigaciones a las cuales nos referimos tienen en su mayoría un carácter económico clásico, es decir, tienen como objeto situaciones en las cuales el resultado de la decisión es ganancia o pérdida de dinero (p. ej: Coombs, C. H. y Kommerita, S. S., 1958). El valor de tales experimentos económicos, más difícilmente tangibles, es claramente menor, ya que a los sujetos del experimento, el familiar sistema monetario métrico les ayuda a decidir en el sentido de una función normativa máxima de la utilidad, y comprueba, en estos casos, la hipótesis de aditividad; quizá más en lo que tiende a ser del dominio del sistema numérico que en la posibilidad de adición de valores en el sentido psicológico.

Tversky, A. (1967) comprobó la hipótesis de aditividad en prisioneros, para los valores útiles de cigarrillos y dulces cuyo valor monetario para los sujetos de experimentación, estaba definido muy claramente por el reglamento de la prisión. Aquí puede ser válida la misma crítica de antes, pues a pesar de las ganancias concretas en lugar de dinero, la adición de valores útiles no puede ser tomada subjetivamente, ya que a los valores útiles se les había asignado claramente una escala objetiva.

Otras pruebas de aditividad que investigaban menos preferencias determinadas por valores monetarios las hicieron Thurstone, L. L. (1957) con lámparas y cartetas como objetos; Gulliksen, H. (1955) y también Thurstone, L. L. (1952) investigaron preferencias de alimentos. Adams, E. y Fagot R. (1959) dirigieron una investigación en la cual los sujetos de experimentación tenían que escoger entre los que se diferenciaban con respecto a la inteligencia y a la capacidad en el trato con la gente. En todas estas investigaciones en las cuales se logró una concordancia bastante buena entre las conductas elegidas y las elecciones postuladas por la hipótesis de aditividad, faltaba sin embargo la situación real; todos los objetos y situaciones de decisión se presentaban sólo verbalmen-

te y el desenlace de la decisión permanecía hipotético para los experimentados. Ciertamente el valor predictivo del comportamiento en estas investigaciones que hizo Tversky, A., está afectado por la falta de situaciones reales y ganancias concretas.

Con todo sería deseable aplicar, por encima de la situación hipotética simple, estímulos reales, y también aquellos a los cuales no se les puede subordinar directamente a una escala objetiva de valores para que aplicando predominantemente la teoría de la decisión tomada de la historia económica de utilidad, se estudien los problemas de valores objetivamente no determinados, es decir, los problemas referentes a objetos y acontecimientos determinados subjetivamente, lo que ya Edwards, W. (1954) había iniciado, influenciado por Lewin y su concepto de valencia, del cual está cerca el concepto de utilidad. Además es deseable investigar situaciones de escogencia de objetos y constatar las situaciones específicas en las cuales se da una validez empírica a los modelos teóricos de la decisión y de sus axiomas.

### III. *La aditividad en valores estéticos.*

Como objeto especial de esta investigación se planteó el problema de los valores estéticos, más exactamente el de las preferencias por combinaciones de colores.

La razón es, primero, como se exigía más arriba, que los colores y su valor de agrado subjetivo no representan desde el punto de vista económico ninguna utilidad, y no existe ninguna escala determinada de los valores estéticos para combinaciones de colores. La otra razón es que en el experimento al utilizar la aplicación de situaciones reales en lugar de la presentación verbal, es fácil realizar el experimento.

Otra razón es, que precisamente las preferencias por combinaciones de colores como objetos estéticos elementales,

eran desde hace mucho tiempo centro visual de intereses, y su investigación prometía un acceso hacia una estética experimental (Granger, G. W. 1955 a).

El modelo teórico de la decisión del comportamiento preferencial, exige, por razón de la aceptación de la aditividad, que el valor estético de una combinación de color, tangible operacionalmente en la preferencia de los sujetos de experimentación resulte aditivamente del mismo valor estético de sus componentes. Este modelo está en contradicción con todos los llamados modelos de predicción objetiva para preferencias de combinaciones de colores, como fue sugerido, por ejemplo, por Granger, G. W. (1955), Clarkson, M. E. et al. (1950), Moon, P. y Spencer, D. E. (1944). Estos autores ven el valor estético, y con ello la preferencia para combinaciones de colores, como función de las propiedades objetivas de estímulo de los colores individuales del tono, de la claridad, de la saturación y de sus relaciones en las combinaciones de colores. Este punto de vista exige que haya concordancia entre los individuos respecto a sus preferencias, ya que para valores de preferencias de colores determinados objetivamente, no debe haber variación interindividual en el error de las mediciones. Para el planteamiento teórico de la decisión, no es necesaria la exigencia de la concordancia interindividual, ya que el valor preferencial para una combinación de colores debe obtenerse de la suma de preferencias para sus componentes. Esta hipótesis apunta así, a una individualista, y subjetivamente determinada decisión de valor, de las combinaciones de colores.

La validez de la hipótesis de aditividad para preferencias de colores fue sostenida por primera vez por Geissler, L. R. (1917), aunque después las investigaciones subsiguientes la pusieron en duda (p. ej. Ttomodá, Z., 1934; Washburn, M. F. et al., 1921; Allen, C. E. y Guilford, J. P., 1936; Eysenck, H. J., 1940, 1941). La mayoría de los autores

llegaron a la conclusión de que factores "subjetivos", como valores estéticos de los componentes individuales, tienen influencia en la preferencia de combinaciones; aunque generalmente, debe atribuirse casi la misma importancia a un factor de combinación "objetivo" de las relaciones de dimensión del estímulo.

Una decisión con base en estas investigaciones difícilmente puede encontrarse, ya que en las primeras investigaciones no se ha podido medir con la exactitud necesaria ni las dimensiones ni las preferencias del estímulo; investigaciones posteriores, desde la introducción de la nomenclatura Munsell para dimensiones de estímulo de colores (1931), ya que no presentan esta falta, tienen generalmente un número muy pequeño de sujetos de experimentación, así que difícilmente puede extraerse una conclusión amplia de los resultados; se concluye solamente, con base en la significación estadística de la concordancia de la valoración de los sujetos de experimentación, aunque el tamaño de los coeficientes de concordancia no justifique este resultado (ch. Granger, W., 1955) (a). Como casi nunca hay datos sobre la consistencia de los juicios de experimentación, ni sobre la confiabilidad de estos juicios en el tiempo o sobre diferentes métodos de medición, es también difícil determinar, de cuáles valores depende la varianza del juicio. Así, se presenta el problema todavía abierto; ya sea un modelo de predicción o un modelo teórico de decisión. En otras palabras, se interroga la medida en que un modelo aditivo de valores orientado subjetivamente, puede hacer las mejores predicciones sobre el comportamiento.

#### IV. Hipótesis.

La posición del problema de investigación sobre la validez de la hipótesis de aditividad dentro del dominio de la estética de valores, está limitada al caso de la clase más simple de la combinación de estímulos: la combinación de sólo dos estímulos elementales, como princi-

palmente ha sido manejada en las investigaciones actuales con resultados contradictorios.

La hipótesis dice:

Los valores estéticos de combinaciones de cada dos estímulos diferentes de color, operacionalmente determinados por el grado de preferencia de los sujetos de experimentación para estas combinaciones, están determinados aditivamente por el valor del gusto de los componentes de los estímulos individuales.

La verificación de esta hipótesis supone la medición de la preferencia, tanto para los componentes de los colores como para las combinaciones de colores. Nuevamente, la suposición de la medición es (análogamente a las exigencias de base de la teoría de la decisión mencionada al principio), que los estímulos pueden ser discriminados y valorados por los sujetos de experimentación. Resultaron entonces otras hipótesis adicionales sobre el problema de la capacidad de los sujetos de experimentación que pueden valorar los estímulos sobre una escala ordinal clara y consistente, e invariablemente, por diferentes métodos y con el tiempo mínimo.

#### V. Aspectos formales de la hipótesis de aditividad en datos ordinales.

Tversky, A. (1964) mostró cómo puede verificarse la hipótesis de actividad, en condiciones en que los colores tomados, son tan sólo medidos a nivel de escalas ordinales. Según Tversky, A. (1967) es válido lo siguiente:

Una matriz de datos  $A = I \times R$  con los elementos  $A(i, r)$  es aditiva, cuando para  $A, I, R$ , son funciones reales definidas  $f, g, h$  de valores reales, así para toda matriz de elementos  $A(i, r)$  y para todo  $i, j$  en  $I$  y  $r, s$  en  $R$ , vale:

1.  $f(i, r) = g(i) + h(r)$ .
2.  $f(i, r) = f(j, s)$  cuando y sólo cuando  $A(i, r) = A(j, s)$ .

En estas condiciones puede formularse la llamada aditividad simple: cada elemento de la matriz A es traducible como suma de los componentes de sus líneas y espacios, y estas sumas deben estar ordenadas como los elementos de la matriz A. Con esta formulación de la ley de la aditividad también se exige que los valores de los componentes se midan en niveles de escalas de intervalo para que sea posible la suma que se exige en el numeral 1. Para los elementos A (i, r), correspondientes a la condición 2, es necesario únicamente el nivel de la escala ordinal.

Para la comparación de los valores de combinación observados A (i, r) con los valores teóricamente esperados f (i, r) bastaría con que estos estuvieran únicamente en el nivel de escalas ordinales. Estas pueden encontrarse por medio de

1. cuando  $g(i) = g(j) = g(r)$ , entonces  $f(i, r) = f(j, r)$ .
2. cuando  $g(i) = g(j)$  y  $g(r) = g(s)$ , entonces  $f(i, r) = f(j, s)$ .
3. cuando  $g(i) = g(j)$  y  $g(r) = g(s)$ , entonces  $f(i, r) = f(j, s)$ .
4. cuando  $g(i) = g(j)$  y  $g(j) = g(r)$ , entonces  $f(i, r) = f(j, r)$ .

Así, p. ej., puede formarse una serie de rangos de los valores de combinación esperados:  $f(i, j)$   $f(i, r)$   $f(i, s)$   $f(j, s)$   $f(r, s)$  cuando para los valores individuales se conoce que  $g(i) = g(j) = g(r) = g(s)$ . La sexta combinación posible de este ejemplo, en un caso no puede ser determinada claramente en su relación de rango hacia otra combinación:  $f(j, r)$   $f(i, s)$ , ya que los valores de rangos para los estímulos j, r están entre los de i, s.

Para todas las posibles combinaciones  $\binom{t}{2}$  de los elementos A (i, j), donde  $i = j$  e  $i, j = 1, 2, \dots, t$  hay  $\binom{t}{2}$  comparaciones de rangos individuales. Bajo estas comparaciones de datos hay entonces  $\binom{t}{4}$  comparaciones, en donde una decisión con respecto al tamaño de los elementos no es posible, ya que los valores de rangos de los componentes de

las relaciones ordinales que existen entre los valores individuales y las sumas de sus valores, que Siegel, S. (1956, 1960) formuló en el modelo de higher-ordered-metric-scaling. Siegel describió y utilizó el caso para la consecución de una escala métrica "higher-ordered", de los valores de rangos dados para las combinaciones. El recorrido también se puede hacer a partir de los datos de los rangos de los estímulos individuales hasta un orden de rangos de combinaciones, por debajo de los esperados por la hipótesis de aditividad.

Dadas las funciones de valores reales f, g para la matriz A eI, si todos los elementos i, j, r, s en I pueden ser combinados en los elementos A (i, s), donde  $i = s$  y se da el caso de la aditividad simple, entonces es válido:

un par están dentro de los de los otros pares.

La relación del número de las relaciones de orden determinadas hacia el número de las no determinadas, entre los elementos combinados, da una medida de la seguridad, con la cual en valores ordinales de medida, la validez de la hipótesis de aditividad puede ser revisada con un grupo completo de datos (Tab. I). Mientras existan aceptaciones fundadas en que la variable medida con valores ordinales se distribuye normalmente, o de que las ubicaciones de los rangos pueden ser agrupados como categorías de un mismo origen de una escala de intervalo, los datos ordinales pueden ser completamente tratados por transformaciones de rangos correspondientes (Hull, C. L., 1928) como valores de escala de intervalo, así que las relaciones de orden no determinadas lógicamente también pueden ser decididas.

TABLA I

Constantes de los modelos higher-ordered-metric-Modells para la inseguridad de la formación de relaciones de orden de elementos combinados, por ra-

zón de la adición de elementos individuales, si éstos fueron medidos únicamente en el nivel de escalas individuales.

Cantidad de los elementos simples: $t$ .....	4	5	6	7	8	9
Cantidad de los elementos combinados: $\frac{t}{2} \dots$	6	10	15	21	28	36
Cantidad de las posibilidades de combinación de los elementos combinados: $\frac{t}{2} \dots\dots\dots$	15	45	105	210	378	630
Cantidad de los pares encerrados, esto es, de las relaciones de orden no definibles: $\frac{t}{4} \dots$	1	5	15	35	70	126
Cantidad de las relaciones de orden definibles $\frac{t}{2} - \frac{t}{4} \dots\dots\dots$	14	40	90	175	308	504
Proporción de las relaciones determinadas a las no determinadas: .....	14	8	6	5	4,4	4
Porcentaje de las predicciones seguras en la sucesión completa de rangos: .....	93,3	89,9	85,7	83,3	81,5	80,0

B) METODOS

I. Sujetos de experimentación.

En el experimento tomaron parte 32 personas, que fueron pagadas por su actividad. Había 16 hombres y 16 mujeres, de los cuales la mitad eran estudiantes de psicología y la otra mitad de filología, de los 3 primeros semestres, sus edades oscilaban entre los 18 y los 22 años. Ninguno de los sujetos de experimentación había tomado parte en experimentos de colores. Fueron utilizados únicamente sujetos de experimentación con perfecta visión para los colores; la capacidad para la visión de colores fue probada con los discos pseudoisocromáticos AO H-R-R (Hardley, L. H. et al., 1957).

II. Material de estímulo.

Como estímulos de base se utilizaron colores del Test de la Pirámide de Colores (Pfister, M. 1949/50; Heiss, R. y Hiltmann, H., 1951). Del grupo reducido de 14 colores (Michel, L., 1959) se escogieron los siete más saturados y más diferenciados factorialmente. Se agregaron negro y blanco, así que había 9 estímulos simples y  $\frac{9}{2} = 36$  estímulos combinados.

Los valores para claridad, saturación y tono de estos 9 estímulos se determinaron por el sistema Munsell en condiciones de luz natural (Munsell, A. H., 1961; Kelly, K. L. y Judd, D. B., 1955; Munsell Color Co., 1963) (Tabla II).

Los estímulos fueron expuestos con luz diurna difusa, que caía oblicuamen-

te, durante los meses de verano, de las 9-16:00 horas, así que había tanta temperatura constante de los colores de la iluminación como claridad subjetiva fiable.

El tamaño de los estímulos correspondió a los tamaños originales del Test de Preferencia de Colores, de 2,4 cm.<sup>2</sup> para los estímulos individuales y 4,8 cm<sup>2</sup> para los combinados. Fueron expuestos sobre cartón gris neutro con claridad 7,2 a una distancia normal de lectura. Los estímulos combinados compuestos de cuatro partes triangulares de

igual tamaño (schachbrettig) y colocados juntos de tal manera, que las dos partes de cada color quedaban una frente a otra; no quedaban juntas, pero hacia los otros colores tenían las máximas líneas como límites; así que estaban dadas las condiciones para un fuerte contraste, y al mismo tiempo resultaba un equilibrio entre las dos partes del color con respecto a la división arriba-abajo y derecha-izquierda, para eliminar los errores producidos por las condiciones de la posición.

T A B L A II

SISTEMA DE MUNSELL PARA REGISTRO

de los 9 estímulos utilizados de los 14 colores del Test de la Pirámide Colores.

Número estímulos	Nombre	Código TPC	Tono	Claridad	Saturación
1	negro . . . . .	sz	—	1,3	—
2	blanco . . . . .	we	—	9,3	—
3	rojo . . . . .	ro <sub>2</sub>	7,5 R	4,1	15,1
4	naranja . . . . .	or <sub>2</sub>	0,5 YR	5,6	16,0
5	amarillo . . . . .	ge <sub>2</sub>	2,5 Y	8,3	12,7
6	verde . . . . .	gü <sub>3</sub>	2,5 G	4,0	10,0
7	azul verdoso . . . . .	bl <sub>2</sub>	3,8 B	5,3	8,0
8	azul . . . . .	bl <sub>4</sub>	7,5 PB	2,3	10,5
9	violeta . . . . .	vi <sub>2</sub>	6,3 RP	3,1	10,2

III. *Construcción y ejecución del experimento.*

Las preferencias fueron obtenidas por la formación directa de rangos, por el juicio categórico sobre una escala de 9 intervalos y por comparación completa de los pares. Los métodos de obtención de datos fueron de diversa índole para determinar la confiabilidad de preferencia y la varianza de los métodos de la preferencia. La formación directa de rangos se realizó con los estímulos simples, por medio de la presentación simultánea de series al azar de los 9 estímulos a los sujetos de experimenta-

ción. Los 36 estímulos combinados fueron reunidos en 4 grupos; cada 9 estímulos se separaron al azar; luego se ordenaron en la misma forma, se presentaron simultáneamente y se distribuyeron en una serie de rangos. Los 4 grupos, distribuidos en rangos, fueron presentados otra vez simultáneamente y el sujeto de experimentación tenía que escoger desde los estímulos situados arriba con el mayor rango e ir escogiendo sucesivamente los más preferidos. La escala de rangos así obtenida, podía ser luego corregida por el sujeto de experimentación. Este procedimiento pareció más apropiado que una presentación

simultánea de los 36 estímulos completos, los cuales difícilmente podrían ser percibidos.

En el juicio categórico se presentaron en secuencias tanto los estímulos simples como los combinados. En el primer caso se fijó la serie por un plan de "cuadrado latino", en el cual todos los sujetos de experimentación podían ver todos los estímulos que aparecían con igual frecuencia en cada posición de la serie tanto antes como después de cada otro estímulo (cuadrado de Bugelsky); en el segundo caso, se ordenaron cambios escogidos al azar de las 36 series a los sujetos de experimentación individual.

La comparación completa por pares se utilizó para poder responder la pregunta sobre la consistencia interna de las preferencias. Para los estímulos simples se ordenaron los pares en la serie de tal manera, que en promedio, todos los estímulos estaban al máximo separados unos de otros, y al mismo tiempo estaba dada una misma dispersión de las separaciones (Ross, R. T., 1934).

Esta manera de proceder pareció apropiada para eliminar o mantener constantes todos los valores, que en forma de fenómenos de saturación, fatiga, fenómenos de cuadros posteriores, e influencias condicionadas por el conocimiento o el pensamiento, podrían influenciar la preferencia pura con respecto a los valores estéticos.

Fuera de eso, se utilizó un completo balance izquierda-derecha de los elementos de cada par (Kraitschik, M., 1953) para controlar las faltas por defectos de posición. En los estímulos combinados se utilizaron únicamente 15 de los 36 para poder realizar una comparación completa de los pares que fuera reemplazable temporalmente y que no fuera tan fatigante para los sujetos de experimentación. Las 105 presentaciones de los pares seguían el mismo plan que era válido para los estímulos simples. Además, sin embargo, se consideró que también los elementos de cada estímulo combinado no aparecieran

muy compactos en la serie y que, en promedio, tuvieran máximas separaciones, por las mismas razones que se mencionaron arriba.

Los 15 estímulos combinados escogidos estaban formados por los 6 tonos básicos rojo, amarillo, verde, azul, negro y blanco. En conjunto se realizaron pues 6 experimentos de preferencias de colores, 3 con los estímulos simples y 3 con los compuestos, correspondientes a los diferentes métodos de obtención. La ejecución de estas seis series de pruebas, se ordenó de tal manera, que después de un "cuadrado latino" expuesto a los sujetos de experimentación, las series de pruebas de todas las posiciones fueran ocupadas por las series de tests con igual frecuencia. Además, todas las series anteriores y posteriores a todas las series de tests, estaban con igual frecuencia. Este plan debía controlar toda la influencia que podía producirse por la duración total del experimento, sobre eventuales cambios de preferencias, por factores generales de tiempo, especialmente por fatigas o por el cambio de enfoque. Para evitar tests de colores, tests de personalidad \*, cuestionarios de estados situacionales \*\* como también otro sistema preferencial \*\*\*. Estos sistemas sirvieron también para el control de la distribución típica de grupos de características de personalidad y del estado actual, como también para la reunión de diferentes aspectos del comportamiento preferencial. La aplicación de estos sistemas de diagnóstico diferencial se permutó del mismo modo que las series de test de colores.

\* (ENNR, Forma de Marburg por Brengelmann, I. C. y L., 1960; Escala de ansiedad del MAS de Spreen, O., 1961; Escala del comportamiento motivado del LMN de Tent, 1963; Escala de atracción social de Crowne, D. P. y Marlowe, 1960, en un trabajo de A. Spitznagel).

\*\* WEBA, forma abreviada, por Bertenwefer, H., 1960. PP-ASE, cuestionario para la situación actual de actividad, ánimo y estabilidad emocional, Janke, W. et al., 1966.

\*\*\* Test de preferencia de alimentos.

#### IV. Valoración de los datos\*.

Todos los datos y estadísticas de preferencia de valores para los sujetos de experimentación individuales, fueron elevados a un nivel de escala ordinal y valorados. Los coeficientes de consistencia se calcularon por el método de Kendall M. G. (1962).

Las correlaciones entre las series de preferencias de los diferentes métodos de obtención de todos los individuos y entre series de rangos observados y esperados para los estímulos combinados, se calcularon por la correlación de rangos de Spearman.

Los valores del centro de los grupos y de las dispersiones de todos los coeficientes de correlaciones de rangos, resultaron sobre los valores  $z$  transformados; por ello, la transformación inversa a valores  $r$  de promedio, coeficiente de confiabilidad y dispersión.

Las correlaciones entre las series de rangos observados y los esperados por la hipótesis de aditividad se calcularon para las series completas, no solamente para los elementos seguros lógicamente. Las relaciones de orden no definibles lógicamente de los valores teóricos, se obtuvieron por la adición de valores de rangos transformados en  $z$  y por la transformación inversa ordinal; este sistema no trae ningún valor artificial en favor de la hipótesis, ya que trae consigo un aumento de la varianza frente a la simple formación de rangos, como también la asignación de categorías de Tie de relaciones de orden no definibles. Este procedimiento está bien utilizado, mientras la variable, el valor preferencial, sea continua, y el conjunto de estímulos sea visto como una distribución normal de las preferencias.

\* Todos los cálculos se llevaron a cabo por la disposición del DRZ de Darmstadt con los programas IV Fortran: TEST (P. Zimmermann) U-A-K, ZETA, RHOZTR, ADDGEN, ADDEOR, KOR (todos de R. Köning).

Por las mismas razones, la serie de rangos intermedios de todos los métodos de obtención se obtuvieron para cada individuo de los valores de rangos transformados en  $z$ .

#### C) RESULTADOS

##### *La consistencia de las preferencias.*

Escogencias consistentes en comparaciones de pares, suponen que los estímulos son discriminados claramente por los sujetos de experimentación con respecto a la dimensión buscada; que existe una sucesión de los valores de rangos y que éstos no cambian durante el tiempo de experimentación. La consistencia alta o completa demuestra así las capacidades de discriminación de los objetos y la ordenación de las preferencias y también la confiabilidad y la estabilidad en poco tiempo. Poca o nula consistencia puede darse por la ausencia de una de estas tres suposiciones básicas y con ello se hace imposible e innecesaria una revisión de las preguntas. Los resultados de la prueba de consistencia se presentan en la Tabla III. En los valores esperados para el número de triadas circulares (Moran, P. A. P., 1947) por aceptación de inconsistencia, están las inconsistencias obtenidas realmente, con alta significación, en más de 56 unidades por encima de los valores esperados accidentalmente, en los estímulos simples; más alta es la significación en los estímulos combinados condicionada por el mayor número de grados de libertad. Los coeficientes de consistencia (Kendall, M. G., y Babington Smith, B., 1940) en los estímulos simples están entre los cuartiles .80 y .97 y en los combinados entre .78 y .94; con ello han de considerarse, aunque en todos los sujetos de experimentación no haya completa o muy alta consistencia.

Considerándolos individualmente, el 97% de los sujetos de experimentación,

sin embargo, escogió con una probabilidad de error de  $p .01$ , es decir, 31 de los 32 sujetos de experimentación del grupo total.

Las tres condiciones necesarias, mencionadas para la utilización de los datos preferenciales, pueden considerarse como cumplidas.

**T A B L A   I I I**

*La consistencia de las preferencias en la comparación completa de pares.*

Grupo total  $N = 32$

1. Número esperado (bajo  $H$ ) y observado de triadas circulares con dispersiones.

		Estímulo simple	Estímulo doble
Número esperado de triadas circulares . . . . .	c	21,0	114,0
Su dispersión . . . . .	c	3,2	9,2
Valor medio observado . . . . .	c	3,7	23,7
Dispersión observada . . . . .	c	3,8	20,3

2. Mediana de los coeficientes de consistencia con una dispersión de los coeficientes del 50%.

		Estímulo simple	Estímulo doble
Cuartil inferior . . . . .	25	0.80	0.78
Mediana . . . . .	50	0.90	0.87
Cuartil superior . . . . .	75	0.97	0.94

3. Número de sujetos de experimentación con escogencias consistentes significantes en diferentes niveles de significación (porcentajes para  $32 = 100\%$ ).

Estímulos . . . . .	P .10	P .01	P .001
Simples, $t = 9$ . . . . .	100	97	69
Dobles, $t = 15$ . . . . .	97	97	97

La consistencia no completa tiene, naturalmente, consecuencias para la exactitud de la estimación de la confiabilidad de las series de rangos de preferencia sobre un tiempo mayor y de diferentes métodos, como también para la exactitud y seguridad con la cual la hipótesis de aditividad puede ser verificada o falsificada.

Un número medio de 3-7 triadas circulares, significa que en tantos casos entre cada tres estímulos no se discrimina claramente, ni se juzga ordenada o esta-

blemente, y lleva forzadamente a una disminución de los coeficientes de confiabilidad, los cuales no están a expensas de cambios en las preferencias a distancias de tiempo mayores, ni a expensas de los cambios de las series de rangos exigidas por los métodos.

Mientras el coeficiente de confiabilidad, últimamente mencionado  $r_{tt} = 1,00$  puede alcanzar un valor medio de las triadas circulares de  $c = 1$ , un valor máximo de .95 con  $t = a 9$  estímulos (R. Köning, 1968), con  $c = 2$  viene una dis-

minución de .08 en promedio, con la aceptación de que en una tríada circular, cada elemento tiene la misma probabilidad que los otros de ser elegido.

Para  $c$  valores de 3-4, como en los casos anteriores, debe calcularse con una disminución de la confiabilidad de por lo menos .10 con un número de estímulos de  $t = 9$ . Para los estímulos combinados con una consistencia media de .87 es válido un valor estimado igual con una disminución de .10-.15.

## II. *La confiabilidad y la invarianza de métodos de las series de rangos de preferencia.*

En este experimento la estabilidad de las preferencias estéticas no se investigó separadamente para el factor tiempo, sino en los dominios de la varianza de preferencias por aplicación de diferentes métodos. Estas también están necesariamente separadas en el tiempo; y con ello, la varianza contiene también la inseguridad temporalmente condicionada. A ellos se agregan también los errores, por aquellos factores de fatiga que no pudieron ser eliminados en el plan del experimento.

Las medidas de confiabilidad son por ello valores de medida globales para el grado de invarianza que manifiestan las series de rangos de preferencias, repitiendo, con diferentes métodos de obtención de datos con intervalos de tiempo de 15' y 150'.

Para estímulos simples, los coeficientes medios están entre .83 y .88 (véase Tabla IV), luego no son significativamente más bajos que la máxima confiabilidad reducida, que puede darse por la falta de consistencia. Esto deja concluir, que los cambios de la estructura de preferencia, condicionados temporalmente, no tienen casi ningún papel; también, que una alta invarianza de las estructuras está dada por la diferencia de los métodos, y que la inconsistencia y la falta de confiabilidad, estriban principalmente en el hecho de que algunos estí-

mulos de la escala de valores subjetiva de los sujetos de experimentación están tan cerca unos de otros que hay problemas de decisión, y por ello en experimentos repetidos hay problemas de decisión, por lo cual, en experimentos repetidos hay variabilidad, cuando las decisiones no se encuentran claramente.

Para los estímulos combinados; para el grupo reducido de 15 estímulos y para el completo de 36 estímulos, los coeficientes están entre .69-.79; ellos son todos significativamente más bajos que los coeficientes para estímulos simples, aunque ellos no son significativamente diferentes. Esta disminución de los coeficientes radica en el incremento de la serie, y también el aumento de la probabilidad de que varios estímulos difícilmente puedan tomar sus valores correspondientes ordenados, y por ello aumenta la inconsistencia. En una disminución de la confiabilidad de .10-.15 sólo por falta de consistencia interna de las series con 15 estímulos, queda un estado de .15, que debe ser reducido a diferencia de métodos y a una variabilidad de la estructura de preferencias prorrogada condicionalmente. Como los coeficientes de confiabilidad en las series de 15 estímulos no están fundamentalmente más altos que los de las series de 36, los valores con los cuales fueron correlacionados los datos del sistema de comparación por pares, obtenidos en el experimento con 36 estímulos y luego reducidos, es decir, todos los errores de varianza que se atribuyeron al tamaño de las series, se mantienen.

Si en conjunto, la confiabilidad media de los valores de preferencia para los estímulos simples es satisfactoria, los valores para las series combinadas permanecen relativamente bajos; mas, hay que tener en cuenta que los datos siempre se valoraron conservativamente y que bajo las condiciones dadas no se presentó una valoración mínima, por la cual, un sujeto de experimentación, aunque tuviera bajas consistencias, fuera eliminado del experimento.

T A B L A I V

*Coefficientes de correlación medios para las series de rangos de preferencias por los métodos:*

R: formación de rangos  
P: comparación de pares  
K: juicio categórico

(El valor t para el intervalo de confianza corresponde a un nivel de significación del 2.5%).

Grupo total N = 32

*Estímulos simples (k = 9)*

	K					P				
	Intervalo de confianza					Intervalo de confianza				
	$\bar{r}$	$\bar{r} - t^*$	$\bar{r}$	$\bar{r} + t^*$	$\bar{r}$	$\bar{r} - t^*$	$\bar{r}$	$\bar{r} + t^*$	$\bar{r}$	
R	.85	.80		.90	.83	.77		.87		
P	.88	.84		.91						

*Estímulos dobles (k = 15)*

	K				P			
	R	.72	.64	.78	.79	.74		.84
P	.73	.64	.80					

*Estímulos dobles (k = 36)*

R	.69	.60	.77
---	-----	-----	-----

III. *La validez de la hipótesis de aditividad.*

Si se supone que para coeficientes dados de confiabilidad, para los estímulos combinados, no se agrega ningún otro error de varianza por la adición de los valores de medida de los estímulos simples a los valores teóricamente esperados, se habrían de esperar coeficientes medios máximos de .72-.81, después de la corrección para atenuación (Walker, H. M. y Lev. J., 1953), para la correlación entre las series de rangos de los estímulos combinados esperados y los observados, mientras estuviere dada una validez absoluta de la hipótesis de aditividad.

Como en el proceso de adición, el error de varianza aumenta necesaria-

mente y fuera de ello una parte de las relaciones de orden, que lleva a una sucesión teórica de los rangos completos no se dejan resolver seguramente, se debe contar con otra disminución del valor de la correlación.

Como en la formación de las series de rangos de preferencias esperados se utilizan varias veces los valores de medida, dependientes en parte de las series de rangos, al mismo tiempo se utilizan todos los valores de las mismas series, y el error total que se produce con técnicas conocidas no puede ser estimado exactamente.

El coeficiente de predicción estará seguramente bajo .70.

Los resultados de la Tabla V muestran para todos los métodos de obtención y

para los mismos tamaños utilizados de las series de estímulos, la relación entre las series de rangos de preferencias observados y los esperados por la validez de la hipótesis de aditividad. Todos los coeficientes, valores medios de los 32 sujetos de experimentación no seleccionados son diferentes de .0 con alta significación. El tamaño absoluto no está dentro del tamaño máximo esperado. En especial, la posibilidad de predicción es mala en la prueba categórica y ella es significativamente más baja que en los datos de la formación directa de rangos. La causa es, que en un número limitado de categorías se producen más Ties y con ello aumenta bastante la varianza de error total. Como en estos coeficientes no se hicieron correcciones de Tie, para evitar estimaciones no utilizables, estos valores presentan estimaciones mínimas. Otra posibilidad, para aproximarse al valor real de la capacidad de predicción de la hipótesis de aditividad, es la utilización de valores de medida más confiables, en los cuales una serie de rangos de preferencia media, obtenida de las series de rangos por los diferentes métodos de obtención, se coloca como causa. Los resultados de la muestra la Tabla VI. Con ello aumenta la correlación media de mínimo .55 para la experiencia con 36 elementos, hasta .68 para las series de 15 elementos.

Estos resultados muestran una determinada estructura de preferencias, extensible a estímulos combinados; en una ilustración de la varianza cercana al

50%, teniendo en cuenta una varianza de error notable, la pregunta de la validez de la hipótesis de aditividad debe estar respondida positivamente y a estos factores se les debe dar mayor importancia que a las demás determinaciones de las preferencias.

El hecho de que los factores no sean mayores, está condicionado por las fuentes de error tratadas, por la manera conservadora del cálculo y últimamente también, por la alta varianza entre los sujetos de experimentación con respecto a la utilización de la hipótesis de aditividad. Las varianzas para los coeficientes son mayores que en una muestra homogénea con referencia, a lo que ha de esperarse por la validez de la hipótesis de aditividad; esto es, que se producen diferencias sistemáticas entre los sujetos de experimentación; mientras que para uno el principio de aditividad es claramente el factor determinante de la estructura de preferencias, para otros esto no es válido; hay una diferencia que sobrepasa a los cambios condicionados por el tiempo, por los errores de medida y por la situación.

Otra valoración de la correlación entre preferencias observadas y esperadas, solamente para estímulos de colores, sin elementos blancos y negros (caso 2, Tabla VI), muestra que el cambio de los coeficientes medios frente a los otros es sólo una función del número de estímulos cambiados, esto es, que el principio de aditividad es independiente de la calidad del estímulo.

T A B L A V

*Coefficientes de correlación medios con un intervalo de confianza del 95% y una dispersión del 68%, entre series de rangos de preferencias observadas y predecidas para estímulos combinados por los diferentes métodos de recolección.*

Número de estímulos	Método	--	- +	r. t	- +	r
		r	r -		r -	
15	R	.52	.52	.62	.06	.79
15	P	.45	.32	.57	-.01	.76
15	K	.32	.17	.46	-.12	.66
36	R	.56	.46	.65	.25	.77
36	K	.42	.30	.53	.08	.68

TABLA VI

*Coefficientes de correlación medios entre series de rangos de preferencias medias esperadas y predecidas para los estímulos combinados.*

Grupo total N = 32

Número de estímulos	Clase del estímulo	$\bar{r}$	Intervalo de confianza		Dispersión	
			$\frac{-}{r} \frac{+}{-}$	r. t .05	$\frac{-}{r} \frac{+}{-}$	r
15	Coloreado sin color	.68	.56	.78	.24	.89
21	Coloreado	.62	.56	.68	.48	.78
36	Colorado sin color	.55	.47	.63	.29	.74

#### IV. *Discusión.*

Se ha mostrado que la utilidad de la hipótesis de aditividad para valores subjetivos puros, en el dominio estético, estaba por comprobar. Con ello también, una estética empírica fundada sobre propiedades objetivas de los elementos no puede ser completamente equivalente al comportamiento preferencial. La medida del valor predictivo del comportamiento debe ser colocada más alta de lo que la escuela propone, la cual atribuye factores tanto subjetivos como objetivos de un peso igual o últimamente influyente.

Este resultado es válido para la forma más simple de combinación de valores diferentes en un complejo. Es válido también en el dominio de estímulos de colores elementales no estructurados. Para comprobar la hipótesis para estímulos de colores divergentes cualitativamente o de otros dominios, sería un paso más en la búsqueda de las bases de la teoría de los valores y de la estética psicológica más exacta.

A la pregunta de por qué el principio de aditividad puede presentarse como verdadero en la formación de las estructuras de preferencias más complejas (tal como se demostró en el caso especial de esta investigación), sólo se puede sospe-

char, que hay una reflexión analítica y una crítica sintetizadora en los sujetos de experimentación; o que son causas económicas, las que son decisivas en la formación de la estructura de preferencias, pues también, por lo menos en parte, gran número de objetos estéticos son ordenados en lo posible, con pocos y elementales puntos de vista y no son valorados individualmente, ni específicamente, en su totalidad.

#### V. *Resumen.*

En un grupo de 32 estudiantes se determinó la inconsistencia y la independencia de métodos de medida, de estructuras de preferencia, en estímulos de colores simples y combinados en pares.

Se revisó la hipótesis postulada por la teoría de la decisión, de que en situaciones de escogencia con valores determinados subjetivamente para las alternativas, y sin utilidades económicas de la elección, los fundamentos de esta teoría tienen validez.

La comprobación de la utilidad de la hipótesis de aditividad para la predicción del comportamiento preferencial se pudo llevar a cabo, donde se había limitado que los valores de medida fueran formulados únicamente en un nivel de escala ordinal.

## L I T E R A T U R A

- ADAMS, E.; FACOT, R.: A model of riskless choices. *Behav. Sc.*, 4, 1-10, 1959.
- ALLAIS, P.: Le comportement de l'homme rationnel devant le risque-critique des postulats et axiomes de l'école américaine. *Econometrica* 21, 503-546, 1953.
- ALLEN, C. E.; GUILFORD, J. P.: Factors determining the affective values of color combinations. *Amer. J. Psychol.* 48, 643-648, 1936.
- ARROCO, K. J.: Utilities, attitudes, choices: a review note. *Econometrica* 26, 1-23, 1958.
- BARTENWERTER, H.: *Beiträge zum Problem der psychischen Beanspruchung*.  
 — I. Teil: Untersuchungen zu den Grundfragen und zur Erfassung der psychischen Beanspruchung in der Industrie.  
 — Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen Nr. 808.  
 — Köln, Westdeutscher Verlag, 1960.
- BRENGELMANN, J. C.; BRENGELMANN, L.: Deutsche Validierung von Fragebogen der Extraversion, neurotische Tendenz und Rigidität. *Z. exp. angew. Psychol.* 7, 291-331, 1960.
- CLARKSON, M. E.; DAVIES, O. L.; VICKERSTAFF, T.: Color harmony. In: *Colour*. Imperial Chemical Industries, 1950.
- COOMBS, C. H.; KOMORITA, S. S.: Measuring utility of money through decisions. *Amer. J. Psychol.* 71, 383-389, 1958.
- CROWNE, D. P.; MARLOWE, D.: A new scale of social desirability independent of psychopathology. *J. consult. Psychol.* 24, 349-354, 1960.
- DAVID, H. A.: *The method of paired comparisons*. Griffin's Statistical Monographs & Courses N° 12, London, Griffin, 1963.
- EDWARDS, W.: The theory of decisions making. *Psychol. Bull.* 51, 380-417, 1954.
- EDWARDS, W.: Behavioral decision theory. In: P. R. Farnsworth et al., Eds.: *Amer. Rev. of Psychol.*, 473-498, 1961 Palo Alto, Annual Rev. Inc.
- EYSENCK, H. J.: *An experimental and statistical investigation of some factors influencing aesthetic judgements*. Ph. D. thesis, Univ. London Library, 1940.
- EYSENCK, H. J.: Psychological aspects of colour measurement. *Nature* 147, 632-683, 1941.
- GEISSLER, L. R.: The affective tone of color combinations. *Studies in Psychology: Titchener Commemorative Volume*, 150-174, 1917.
- GRANGER, G. W.: An experimental study of colour preferences. *J. gen. Psychol.* 52, 3-20, 1955, (a).
- GRANGER, G. W.: An experimental study of colour harmony. *J. gen. Psychol.* 52, 21-35, 1955, (b).
- GRANGER, G. W.: Aesthetic measure applied to colour harmony: an experimental test. *J. gen. Psychol.* 52, 205-212, 1955, (c).
- GRANGER, G. W.: The prediction of preference for color combinations. *J. gen. Psychol.* 52, 213-222, 1955, (d).
- GULLIKSEN, H.: Measurement of subjective values. *Research Bulletin*, ETS, 1955.
- HARDY, L. H.; RAND, G.; RITTLER, M. C.: *Ao H-R-R Pseudoisochromatic plates*. American Optical Co., 1957.
- HEISS, R.; HILTMANN, H.: *Der Farbpolygonen-Test nach Max Pfister*. Bern, Huber, 1951.
- HULL, C. L.: *Aptitude Testing*. Yonkers, N. Y., World, 1928.
- JANKE, W.; DEBUS, G.; KÖNIG, R.: *Untersuchung zur psychischen Wirkung von Difluoranilin bei Gesunden*. Unveröf. Manuskript, Giessen, 1966.
- KÖNIG, R.: *Experimentelle Untersuchungen zum Problem des Farbpräferenzordnungen und ihrer Voraussagbarkeit. Mit besonderer Berücksichtigung der Prediktionsfunk-*

- tionen für die Präferenzen von Farbkombinationen. Inaugural-Dissertation. Giessen, 1969.
- KELLY, K. L.; JUDD, D. B.: *The ISCC-NBS method of designating colors and a dictionary of color names*. Wash., Nat. Bureau of Stand. Circular 553, 1955.
- KENDALL, M. G.: *Rank correlation methods*. London, Griffin, 1963.
- KENDALL, M. G.; SMITH, B. B.: On the method of paired comparisons. *Biometrika* 31, 324-345, 1940.
- KÖNIG, R.: *Eine Faktorenanalyse zum Farbpiramiden Test* (14-Farbensatz. Unveröfftl. Vordipl. Arbeit, Freiburg, 1961.
- KÖNIG, R.: *Über die Beziehung von Konsistenz und Reliabilität bei Ordinaldaten*. Unveröfftl. Manuskript, Giessen, 1968.
- KRAITCHIK, M.: *Mathematical Recreations*. N. Y., Dover, 1953.
- LUCE, R. D.; SUPPES, P.: Preference, utility and subjective probability. In: Luce, R. D. et al., Eds.: *Handbook of Mathematical Psychology*, Vol. III, 249-410. N. Y., Wiley, 1965.
- MICHEL, L.: Eine Modifikation des Farbpiramidentest der 14-Farbensatz. *Diagnostica*, Z. f. psychol. Diagn. 5, 66-85, 1959.
- MORAN, P. A. P.: On the method of paired comparisons. *Biometrika* 34, 363-365, 1947.
- MUNSELL, A. H.: *A color notation*. Baltimore, Munsell Color Co., 1961<sup>14</sup>.
- MUNSELL: *Munsell Book of Color*. Baltimore, Munsell Color Co., 1963.
- NEUMANN, J. VON; MORGENSTERN, O.: *Theory of games and economic behavior*. Princeton, Princeton Univ. Press, 1944.
- PFISTER, M.: Der Farbpiramiden-Test, *Psychol. Rundsch.* 1, 192-194, 1949/50.
- ROSS, R. T.: Optimum orders for the presentation of pairs in the method of paired comparisons. *J. educ. Psychol.* 25, 375-382.
- SIEGEL, S.: A method for obtaining an ordered metric scale. *Psychometrika* 21, 207-216, 1956.
- SIEGEL, S.: Individual decision-making under risk: a model for finite choice structures. In: Gulliksen, H. and Messick, S., Eds.: *Psychological scaling: theory and applications*. N. Y., Wiley, 129-143, 1960.
- SPREEN, O.: Konstruktion einer Skala zur Messung der manifesten Angst in experimentellen Untersuchungen. *Psychol. Forsch.* 26, 205-223, 1961.
- TENT, L.: Untersuchungen zur Erfassung des Verhältnisses von Anspannung und Leistung bei vorwiegend psychisch beanspruchenden Tätigkeiten. *Arch. f. d. ges. Psychol.* 115, 105-172, 1963.
- THURSTONE, L. L.: The indifference function. *J. soc. Psychol.* 2, 139-167, 1931.
- THURSTONE, L. L.: *An experiment in the prediction of food preference and the prediction of choice*. Proc. 4. Research Conference, 58-66, spons by the Council on Res., Amer. Meat Institute, Univ. Chicago, 1952.
- THURSTONE, L. L.; JONES, L. V.: The rational origin for measuring subjective values. *J. Amer. Statistical Assoc.* 52, 458-471, 1957.
- TOMODA, Z.: The affective value of color combinations. *Jap. J. Psychol.* 9, 489-569, 1934.
- TVERSKY, A.: *Additive choice structures*. Unpubl. doct. diss., Univ. of Michigan, 1964.
- TVERSKY, A.: Additivity, utility and subjective probability. *J. Math. Psychol.* 4, 175-201, 1967.
- WALKER, H. M.; LEV, J.: *Statistical inference*. N. Y., Holt, 1953.
- WASHBURN, M. F.; HAIGHT, D.; REGENSBURG, J.: The relations of the pleasantness of color combinations to that of the colors seen singly. Studies from the Psychol. Lab. of Vassar College XLI. *Amer. J. Psychol.* 32, 145-146, 1921.