

# INFLUENCIA DE LAS MEDIDAS DE SENSIBILIDAD EN LA FUNCIÓN DE STEVENS

S. FONTES; A. J. GARRIGA

Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED)

## Resumen

Numerosos estudios apoyan la idea de que las diferencias individuales influyen en el grado del ajuste de Stevens y en el valor del exponente (Bernyer, 1962; Da Silva, Ruiz y Marqués, 1987; Garner, 1954; MacGill, 1974; Ramsay, 1979). Para estudiarlo hemos elegido nueve medidas de sensibilidad (Fontes, Merino, Garriga y Coello, 1987; Garriga, 1985, 1987) y las hemos utilizado como factores de ponderación en el cálculo de la recta de Stevens.

La muestra estaba formada por 10 sujetos y el estímulo ha sido la distancia entre dos rectas verticales y paralelas.

Los resultados obtenidos muestran que estas medidas no influyen significativamente en la función de Stevens.

## Abstract

Several studies have been made considering individual differences and their influence on Stevens' fit and its exponents values (Bernyer, 1962; Da Silva y Fukusima, 1986; Da Silva, Ruiz & Marqués, 1987; Garner, 1954; MacGill, 1974; Ramsay, 1979). To study these effects we used nine sensitivity measures (Fontes, Merino, Garriga & Coello, 1987; Garriga, 1985, 1987) as weighting factors in the calculus of Stevens' fit.

Our sample consisted of 10 observers and the stimuli used were 10 different options of two parallel and vertical lines. The technique employed was the extended triangular method.

The obtained results showed that these measurements do not significantly influence Stevens' function may be because individuals do not significantly differ in sensitivity.

## Introducción

La influencia de las diferencias individuales en el grado de ajuste y en el valor del exponente está relacionada con una de las críticas comentadas por Tiberghien (1984). En concreto, con la que considera que Stevens, para obtener su función, parte de la media geométrica del grupo de sujetos, sin tener en cuenta los datos a nivel individual. Basándose en los resultados de algunos experimentos, Pradhan y Hoffman, 1963; Friedes y Phillips, 1966; Myers, 1982 (todos citados en Mackenna, 1985), sugieren que los ajustes a nivel individual son muy pobres o no se dan; otros, como J. C. Stevens y Guirao (1964); Marks y J. C. Stevens (1966), y Da Silva, Ruiz y Marqués (1987), consideran que los ajustes se dan tanto a nivel individual como grupal.

En cuanto a la influencia de estas diferencias en el valor del exponente, la mayor parte de la evidencia empírica sugiere que cuando un grupo de sujetos realiza un experimento, bajo idénticas condiciones,

los exponentes obtenidos pueden variar de un sujeto a otro (J. A. da Silva y Fukusima, 1986; Da Silva, Ruiz y Marqués, 1987; Dawson y Mirando, 1975; Luce y Edwards, 1958; Ramsay, 1979; Wanschura y Dawson, 1974).

Las razones que dan los diferentes autores de sus resultados relacionan las características individuales de los procesos sensoriales con otros factores de tipo cognitivo (Da Silva, Ruiz y Marqués, 1987; Ponsoda, 1986). Otros añaden a las razones anteriores otras relacionadas con variables del estímulo (Duda, 1975), e incluso consideran conveniente para el estudio del exponente separar los efectos debidos a la respuesta de los efectos debidos al estímulo, mediante la utilización de dos exponentes (Curtis y Fox, 1969; Ramsay, 1979).

Uno de los problemas de esta variabilidad del exponente es su interpretación. M. Teghtsoonian y R. Teghtsoonian (1971) sugieren y proponen que se puede deber al azar o a las características específicas de los procesos sensoriales y de juicio. Para so-

lucionar este problema, estos autores hallan el exponente de los sujetos de un grupo en dos sesiones diferentes, separadas por un intervalo de tiempo. Si la variabilidad se debe al azar, la correlación entre los exponentes, obtenidos en las dos sesiones, no tiene que ser estadísticamente significativa. Si se debe a las características de los procesos sensoriales, debería ser relativamente insensible a los efectos de la práctica y, por tanto, la correlación tendría que ser significativamente distinta de cero.

Sus resultados sugieren que existen diferencias en los exponentes, pero los factores que las producen sólo son estables en periodos de tiempo muy cortos y no pueden achacarse a características duraderas del sujeto. Más tarde, en 1983, vuelven a confirmar estos resultados, sugiriendo que las características individuales sólo explican una pequeña parte de la variación del exponente. Sin embargo, Logue (1976) y Da Silva, Ruiz y Marqués (1987) encuentran que estas características son estables en periodos de tiempo más largos que los de M. Teghtsoonian y R. Teghtsoonian (1971, 1983). Finalmente, algunos autores piensan que esta estabilidad puede deberse a factores fisiológicos (Bernyer, 1962; Stevens, 1961a).

De todo lo comentado anteriormente se desprende de la conveniencia de tener en cuenta las diferencias individuales a la hora de hallar la función psicofísica, mediante unos factores que nos indiquen quién percibe mejor.

Como indicadores de estas diferencias podríamos utilizar algunas medidas de sensibilidad. Garriga (1985) y Fontes et al. (1987) utilizan tres: R, K(4) y M. En este trabajo, además de éstas, se calcularon otras seis: P(CL), P(CD), p(L), p(D), d(L), y d(D), ya estudiadas en la modalidad olfativa (Garriga, 1985).

Las tres primeras aparecen definidas en Garriga (1985, 1987). R y K(4) están relacionadas con la recta de regresión de Stevens y son el coeficiente de correlación asociado a la recta y la pendiente de ésta, respectivamente. La medición M se basa en el concepto de orden y se calcula mediante la fórmula siguiente:

$$M = \frac{\text{número de no inversiones en el orden real de los estímulos}}{\text{número total de combinaciones de } n \text{ estímulos tomados de } 2 \text{ en } 2}$$

Se produce una inversión cuando siendo el estímulo A más pequeño que el B, la estimación que hace un sujeto al estímulo B es más pequeña que la que hace al estímulo A.

Las seis medidas restantes están relacionadas con la teoría de la detección de señales (TDS). Para poder hallar estas medidas utilizaremos la técnica triangular extendida, donde, en nuestro caso concreto, se le presenta al sujeto dibujados en una cartulina (Fig. 1) tres pares de rectas (dos iguales y una diferente o las tres iguales). P(CL) y P(CD) son apli-

caciones de P(C); p(L) y p(D) son aplicaciones de p; d(L) y d(D) son extensiones de d. A continuación vamos a definir cada una de ellas:

— p(C) es la proporción de respuestas correctas y dependería de la sensibilidad del sujeto y de su prejuicio de respuesta. Así, P(CL) sería la proporción de aciertos de lugar, y P(CD) la proporción de aciertos en la dirección, supuesto el acierto en el lugar. Se tiene un acierto en el lugar cuando el estímulo diferente de la triada está situado, por ejemplo, en el lugar «c» y esto coincide con la respuesta que da el sujeto cuando se le pregunta cuál es el estímulo diferente. Se acierta en la dirección, supuesto el acierto en el lugar, cuando además de responder correctamente a la pregunta anterior, el sujeto dice que la distancia entre las dos rectas del estímulo diferente es mayor que la de los dos estímulos iguales, y, realmente es así.

— p es la proporción corregida de respuestas positivas correctas. Arnau (1982) la define como:

$$p = \frac{p(\text{si/s}) - p(\text{si/n})}{1 - p(\text{si/n})}$$

En nuestro caso, tendríamos p(L), que sería la corrección en la proporción de positivas correctas en cuanto a lugar, y p(D), que sería la corrección en la proporción de positivas correctas en la dirección, supuesto el acierto en el lugar.

— d' no está contaminada por el sesgo de respuesta del sujeto, y asume que la distribución del ruido y de la señal más el ruido se distribuyen normalmente y tienen varianzas iguales. Se define como la diferencia entre las medias de las dos distribuciones (ruido, N, y señal más ruido, SN) partido por la desviación típica. Se calcula utilizando las puntuaciones típicas, según la tabla de la distribución normal, que corresponderán a la proporción de positivas correctas y a la de falsas alarmas. d es la diferencia entre  $Z(p(\text{si/s}))$  y  $Z(p(\text{si/n}))$ . d(L) es la diferencia entre las puntuaciones típicas asociadas a las proporciones p(si/s) y p(si/n) en cuanto a acierto de lugar se refiere, y d(D) es lo mismo que d(L) pero considerando el acierto en la dirección, supuesto el lugar correcto (Garriga, 1985).

Finalmente, pensamos que si estas medidas son las adecuadas y/o si las diferencias individuales influyen en el grado del ajuste de Stevens, el ajuste ponderado tendría que ser significativamente mejor que el no ponderado.

## Método

### Sujetos

Nuestra muestra estaba formada por 10 personas, de las cuales 5 eran hombres y 5 mujeres; sus edades estaban comprendidas entre los 25-35 años, y su visión, o visión corregida, era normal.

Todos ellos eran empleados de la UNED y no tenían experiencia en este tipo de experimentos. Todos participaron desinteresadamente.

## Estímulos y aparatos

Se utilizaron como estímulos 10 pares de rectas distintas dibujadas en 300 cartulinas blancas-mate de 31,5 cm de largo y 22 de ancho. Pero al ser estas tarjetas presentadas en un taquistoscopio, el sujeto sólo veía un cuadrado de 20,5 cm de lado.

La distancia en milímetros entre cada par de rectas fue: 1, 2,5, 4, 6, 8, 12, 14, 16, 28 y 40.

Los estímulos fueron ordenados en orden creciente del 1 al 10. Así, llamamos E(1) al par de rectas que distan entre sí 1 mm, E(2) al de 2,5 mm, y así sucesivamente.

En cada una de las tarjetas se dibujaron tres pares de rectas en una longitud de 4 milímetros. De estos tres pares, siempre eran los tres iguales o dos iguales y uno diferente. Debajo de cada par estaba la letra «a», «b» o «c». Las 300 tarjetas fueron el resultado de combinar, de todas las maneras posibles, los 10 valores de los estímulos, teniendo en cuenta que siempre hubiera al menos dos iguales y uno diferente, y combinando por otro lado los tres lugares posibles de colocación. De esta forma, por ejemplo, en el lugar «a» y «b» dibujábamos dos estímulos iguales que podía ser el E(1), y los manteníamos constantes en 10 tarjetas, mientras íbamos variando el valor del estímulo que dibujábamos en el lugar «c» —estos valores correspondían a los módulos de los estímulos que iban de E(1) a E(10)—. Después manteníamos constantes los estímulos de los lugares «b» y «c» e íbamos variando a lo largo de otras 10 tarjetas el valor del lugar «a». Y, finalmente, manteníamos constantes los valores de los estímulos «a» y «c» e íbamos variando el valor del estímulo del lugar «b». De esta forma nos salieron 300 tarjetas. Teniendo 30 de ellas los 3 pares de rectas iguales y el resto dos pares de rectas iguales (que eran los que utilizábamos como estándar) y uno diferente, que es el que tenía que estimar el sujeto (véase figura 1).

## Procedimiento

Cuando el sujeto había entendido las instrucciones, se hacía un ensayo de prueba en el que se le volvía a dar las instrucciones verbalmente y se le explicaba cuándo tenía que utilizar la tecla de respuesta. A continuación se realizaba otro ensayo de prueba hasta que el sujeto se consideraba preparado para empezar el experimento.

El sujeto permanecía sentado en una silla con la cabeza situada ante la ventana del taquistoscopio. Una señal sonora, emitida por el ordenador, indicaba el comienzo de cada ensayo. Entre esta señal y la presentación del estímulo transcurrían 500 milisegundos.

El estímulo estaba presente en la pantalla del ta-

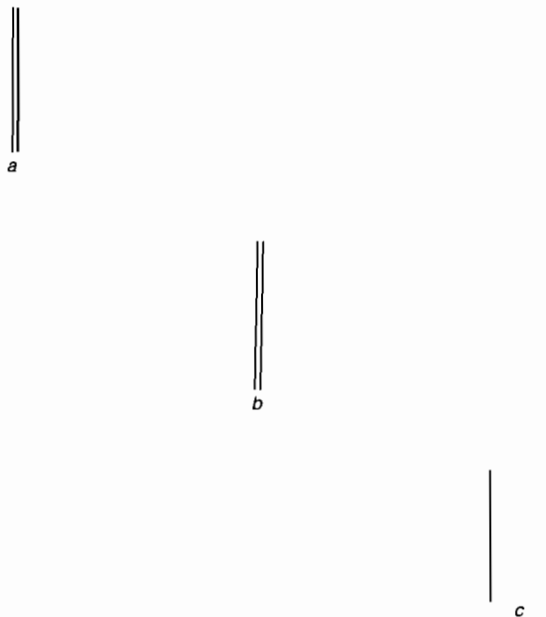


Figura 1. Estímulo utilizado en el experimento.

quistoscopio 500 milisegundos, y el sujeto tenía que decir cuál de los tres pares de rectas era el diferente (en el caso de que alguno lo fuera). A continuación, el experimentador le decía la distancia, en milímetros, entre los dos pares de rectas iguales. Una vez dicha esta distancia, el estímulo volvía a presentarse en la pantalla del taquistoscopio y permanecía en ella hasta que el sujeto pulsaba la tecla de respuesta. Una vez pulsada ésta, el sujeto tenía que decir la distancia, en milímetros, entre las dos rectas del par que había considerado diferente.

En esta segunda parte, algunos sujetos se daban cuenta de que el par de rectas que habían considerado como diferente en la primera parte no era el adecuado y entonces daban la distancia del par que ahora consideraban diferente. Pero a pesar de ello, la respuesta dada en la primera parte no se rectificaba. Es decir, la respuesta a cada parte era considerada independientemente.

Cada sesión duró 30 minutos, aproximadamente.

El diseño utilizado fue un diseño intragrupo con 10 sujetos y 10 condiciones experimentales.

## Resultados

Para hallar la recta de regresión de Stevens calculamos la media geométrica de las respuestas de los sujetos ante cada magnitud real. Los resultados aparecen en la tabla 1.

Con los datos de la tabla 1 hallamos la recta de regresión  $\ln S$  sobre  $\ln E$  para todos los sujetos. Esta fue:

$$\ln S = 0,825 \ln E + 0,306$$

TABLA 1  
*Media geométrica de cada estímulo a nivel individual y grupal*

Suj.	E(1)	E(2)	E(3)	E(4)	E(5)	E(6)	E(7)	E(8)	E(9)	E(10)
	1	2,5	4	6	8	12	14	16	28	40
1	2,173	3,887	4,199	5,577	6,33	9,048	11,035	11,785	17,075	24,585
2	1,08	2,661	3,987	6,375	7,934	12,46	14,329	15,618	26,431	39,079
3	2,463	4,246	4,517	5,591	6,249	8,403	9,921	10,547	17,228	18,864
4	1,807	3,032	4,302	5,855	7,525	9,545	11,701	12,946	19,482	30,279
5	1	2,075	2,951	4,248	6,197	10,537	10,889	13,584	26,649	42,3
6	2,012	3,141	4,55	6,709	7,652	10,967	12,806	14,405	25,739	34,083
7	1,103	3,578	4,606	6,349	7,615	10,254	10,728	12,218	18,183	25,806
8	0,846	2,472	3,557	4,982	6,917	10,482	12,544	13,557	27,658	38,071
9	2,622	3,553	4,434	6,397	6,587	9,868	10,924	12,684	19,417	27,916
10	1	2,132	3,082	5,296	7,625	10,839	13,226	15,067	27,862	39,475
Tot.	1,482	2,995	3,972	5,689	7,033	10,167	11,74	13,142	22,137	31,136

obtuvimos una  $r = 0,998$ , que es, según la tabla de Fisher y Yates (en Rolf y Sokal, 1981), significativamente distinta de cero ( $\alpha = 0,01$ , g.l. = 8).

A continuación, calculamos las nueve medidas de sensibilidad en cada uno de los sujetos, asumiendo que el par distinto constituye la *señal* de cada triada y los dos pares iguales el ruido (tabla 2).

De la tabla anterior se infiere que todas las medidas coinciden en considerar buen sujeto, estimando distancias, al 8 y al 10, y malo al 3.

Para estudiar la validez de las medidas, se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson. Los resultados aparecen en la tabla 3.

De los 36 coeficientes de correlación posibles, 19 (52,8 %) son significativamente distintos de cero ( $\alpha = 0,05$ , g.l. = 8).

La relación más alta se da entre P(CL) y p(L), y la más baja entre P(CL) y p(D). R correlaciona significativamente con todas las demás medidas, excepto con p(D). d(D) también correlaciona significativamente con todas, excepto con P(CL) y p(L). Las que menos correlaciones significativas dan son p(D) (sólo con P(CD) y d(D)) y M (sólo con R, K(4) y d(D)).

Al hacer las ponderaciones, las medidas de sensibilidad negativas se igualaron a cero.

TABLA 2  
*Medidas de sensibilidad*

Suj.	R		K(4)		M		P(CL)		P(CD)		p(L)		p(D)		d'(L)		d'(D)	
	val.	ord.	val.	ord.	val.	ord.	val.	ord.	val.	ord.	val.	ord.	val.	ord.	val.	ord.	val.	ord.
1	0,989	8	0,649	9	0,852	5	0,82	6	0,97	7	0,79	6	0,97	9	-0,9	8	-1	8
2	0,999	1	0,969	4	0,879	1	0,85	4	1	1	0,83	4	1	1	0,8	3	2,5	1
3	0,986	9	0,562	10	0,784	9	0,73	10	0,97	7	0,67	10	0,98	8	-2,7	10	-1,5	10
4	0,996	4	0,76	7	0,829	7	0,83	5	0,99	2	0,81	5	1	1	0,9	2	1,6	3
5	0,994	5	1,025	1	0,865	4	0,8	8	0,99	2	0,73	9	1	1	-2	9	0,5	5
6	0,993	6	0,79	6	0,819	8	0,87	2	0,97	7	0,85	1	0,95	10	0,8	3	-0,8	7
7	0,991	7	0,793	5	0,837	6	0,81	7	0,99	2	0,76	7	1	1	-0,6	6	-0,5	6
8	0,998	2	1,017	3	0,867	3	0,86	3	0,99	2	0,84	3	1	1	2,15	1	1,6	3
9	0,983	10	0,655	8	0,769	10	0,9	8	0,98	7	0,75	8	0,99	7	-0,6	6	-1	8
10	0,998	2	1,025	1	0,877	2	0,88	1	0,99	2	0,85	1	1	1	0,65	5	1,7	2

TABLA 3

Matriz de correlaciones entre las medidas de sensibilidad

	R	K(4)	M	P(CL)	P(CD)	p(L)	p(D)	d'(L)	d'(D)
R	1	0,84*	0,86*	0,72*	0,69*	0,71*	0,39	0,67*	0,9*
K(4)		1	0,83*	0,65*	0,75*	0,55	0,51	0,50	0,79*
M			1	0,62	0,61	0,57	0,38	0,43	0,74*
P(CL)				1	0,37	0,98*	0,007	0,86*	0,61
P(CD)					1	0,32	0,86*	0,42	0,86*
p(L)						1	0,04	0,91*	0,61
p(D)							1	0,13	0,64*
d'(L)								1	0,66*
d'(D)									1

\* P < 0,05.

Al utilizar las nueve medidas de sensibilidad como factores de ponderación en el cálculo del ajuste, obtuvimos las siguientes rectas:

Stevens con R:  $\text{Ln } S = 0,825 \text{ Ln } E + 0,304$   
 Stevens con K(4):  $\text{Ln } S = 0,857 \text{ Ln } E + 0,233$   
 Stevens con M:  $\text{Ln } S = 0,830 \text{ Ln } E + 0,292$   
 Stevens con P(CL):  $\text{Ln } S = 0,820 \text{ Ln } E + 0,292$   
 Stevens con P(CD):  $\text{Ln } S = 0,826 \text{ Ln } E + 0,303$   
 Stevens con p(L):  $\text{Ln } S = 0,831 \text{ Ln } E + 0,294$   
 Stevens con p(D):  $\text{Ln } S = 0,826 \text{ Ln } E + 0,302$   
 Stevens con d'(L):  $\text{Ln } S = 0,933 \text{ Ln } E + 0,088$   
 Stevens con d'(D):  $\text{Ln } S = 0,952 \text{ Ln } E + 0,045$

Las diferencias entre los ajustes ponderados y los ajustes sin ponderar aparecen en la tabla 4.

En cuanto a los ajustes ponderados y sin ponderar, observamos que:

TABLA 4

Ajustes ponderados y sin ponderar

Pond.	Pendiente	Ordenada en el Origen	r	r <sup>2</sup>
R	0,825	0,304	0,998	0,996
K(4)	0,857	0,233	0,998	0,996
M	0,830	0,292	0,998	0,996
P(CL)	0,820	0,292	0,998	0,996
P(CD)	0,826	0,303	0,998	0,996
P(L)	0,831	0,294	0,998	0,996
p(D)	0,826	0,302	0,999	0,998
d'(L)	0,933	0,088	0,999	0,998
d'(D)	0,952	0,045	0,999	0,998
I	0,825	0,306	0,998	0,996

— Casi todas las pendientes aumentan cuando utilizamos las medidas de sensibilidad como factores de ponderación. Este aumento es más acusado en el caso de d(L) y d(D).

— Al comparar las rectas ponderadas de Stevens con las no ponderadas vemos que, excepto cuando utilizamos d(L), p(D) y d(D) como factores de ponderación, el valor de r<sup>2</sup> es el mismo que en la recta sin ponderar, no existiendo diferencias significativas entre los dos tipos de ajustes.

## Discusión

Teniendo en cuenta los resultados de nuestro experimento, podemos decir que utilizando medidas de sensibilidad en los ajustes ponderados, éstos no son significativamente mejores que el ajuste sin ponderar.

Si nos fijamos en las tres primeras medidas de sensibilidad —R, K(4) y M—, vemos que el grado del ajuste es el mismo que cuando no las utilizamos como factores de ponderación, siendo estos resultados consistentes con los de Fontes et al. (1987). Esto puede deberse a un efecto techo, ya que r<sup>2</sup> en el caso sin ponderar ya es muy alto.

Las seis medidas restantes, derivadas de la TDS, influyen en el ajuste de Stevens de forma similar a las anteriores: el grado del ajuste no varía, excepto con d(L), p(D) y d(D), que aumentan ligeramente (tabla 4). La explicación puede ser la misma dada para el caso anterior: existe un efecto techo cercano al valor 1 y las posibles mejoras quedan amortiguadas con este efecto.

Otras posibles razones podrían ser: primero, el uso de logaritmos neperianos y de medias geométricas para calcular los ajustes. Ambas suavizarían tanto los resultados que apenas se notaría el efecto de las ponderaciones. Sin embargo, este argumento es difícil de mantener si tenemos en cuenta el trabajo de Garriga (1985), que reproduce, para el olfato,

nuestros mismos análisis y si encuentra diferencias significativas. Además, Fontes, Merino, Garriga y Coello (1987) encuentran en otro estudio que no hay diferencias significativas entre el uso de la media geométrica y el uso de la media aritmética, cuando utilizamos las medidas de sensibilidad como factores de ponderación.

En segundo lugar, podríamos pensar que las diferencias individuales no se relacionan con el grado del ajuste (Teghtsoonian y Teghtsoonian, 1971) o no existen (Stevens, 1951). Sin embargo, la mayor parte de la evidencia empírica sugiere que sí existen estas diferencias (Luce y Edwards, 1958; MacKenna, 1985; Myers, 1982; J. C. Stevens y Guirao, 1964), aunque hay diversidad de opiniones en cuanto a su medición.

Tal vez las medidas de sensibilidad no manifiestan verdaderas diferencias individuales. Gescheider (1988) sugiere que tal vez por medio de las diferencias individuales se pueda llegar realmente a conocer el escalamiento psicofísico. Lo que ahora se necesitarían serían otras medidas o manifestaciones de dichas diferencias y su incorporación dentro del cálculo de la función psicofísica, como factores de ponderación o como variables totalmente independientes del estímulo y de la sensación.

## Referencias

- Arnau, J. (1982). Teoría de la detección de señales. *Temas de Psicología*, 1, 5-77.
- Bernyer, G. (1962). Etude sur la validité d'une échelle de sensation d'effort musculaire. *Année Psychologique*, 62, 1-15.
- Curtis, D. W. y Fox, B. E. (1969). Direct quantitative judgments of sums and two-stage model of psychophysical judgments. *Perception and Psychophysics*, 5, 89-93.
- Da Silva, J. A. y Fukusima, S. S. (1986). Stability of individual psychophysical functions for perceived distance in natural indoor and outdoor settings. *Perceptual and Motor Skills*, 63, 891-902.
- Da Silva, J. A., Ruiz, E. M. y Marqués, S. L. (1987). Individual differences in magnitude estimates of inferred, remembered, and perceived geographical distance. *Bulletin of the Psychonomic Society*, 25 (4), 240-243.
- Dawson, W. E. y Mirando M. A. (1975). Sensory-modality opinion scales for individuals. *Perception and Psychophysics*, 17, 596-600.
- Duda, P. D. (1975). Tests of the psychological meaning of the power law. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 104, 188-194.
- Fontes, S., Merino, J. M., Garriga, A. J. y Coello, T. (1987, September). *Psychophysical functions and individual differences*. Paper presented at the International Conference Mathematical Models in Human Sciences, 18th European Psychology Group Meeting, Brussels.
- Friedes, D. y Phillips, P. (1966). Power law fits to magnitude estimates of groups and individuals. *Psychonomic Science*, 5, 367-368.
- Garner, W. R. (1954). Context effects and the validity of loudness scales. *Journal of Experimental Psychology*, 48, 218-224.
- Garriga, A. J. (1985). *Función psicofísica y medida de la sensibilidad olfativa*. Tesis doctoral no publicada. Universidad Autónoma de Madrid.
- Garriga, A. J. (1987). Olfactory psychophysics: sensitivity measures. In E. E. Roskam y R. Suck (Eds.), *Progress in Mathematical Psychology* (Vol. 1, pp. 343-349). Amsterdam: Nort-Holland.
- Gescheider, G. A. (1988). Psychophysical Scaling. *Annual Review of Psychology*, 39, 169-200.
- Logue, A. W. (1976). Individual differences in magnitude estimation of loudness. *Perception and Psychophysics*, 19 (3), 279-280.
- Luce, R. D. y Edwards, A. W. (1958). The derivation of subjective scales from just noticeable differences. *Psychological Review*, 65 (4), 222-237.
- MacGill, W. J. (1974). The slope of the loudness function: A puzzle. In H. R. Moskowitz, B. Scharf y J. C. Stevens (Eds.), *Sensation and measurement*, Boston: Reidel.
- MacKenna, F. P. (1985). Another look at the «New Psychophysics». *British Journal of Psychology*, 76, 97-109.
- Marks, L. E. y Stevens, J. C. (1966). Individual brightness functions. *Perception and Psychophysics*, 1, 17-24.
- Myers, A. K. (1982). Psychophysical scaling and scales of physical stimulus measurement. *Psychophysical Bulletin*, 92, 203-214.
- Ponsoda, V. (1986). *Iniciación a la Psicología Matemática*. Madrid: Universidad Autónoma.
- Pradhan, P. L. y Hoffman, P. J. (1963). Effect of spacing and range of stimuli on magnitude estimation judgments. *Journal of Experimental Psychology*, 66, 533-541.
- Ramsay, J. O. (1979). Intra and interindividual variation in the power law exponent for area summation. *Perception and Psychophysics*, 26, 495-500.
- Rohlf, F. J. y Sokal, R. R. (1981). *Statistical tables* (2nd ed.). San Francisco: Freeman.
- Stevens, J. C. y Guirao, M. (1964). Individual loudness functions. *Journal of the Acoustical Society of America*, 36, 2210-2213.
- Stevens, S. S. (1951). Mathematics, measurement and psychophysics. In S. S. Stevens (Ed.), *Handbook of experimental psychology* (pp 1-49). New York: Wiley.
- Stevens, S. S. (1961a). The psychophysics of sensory function. In W. A. Rosenblith (Ed.), *Sensory Communication*. New York: MIT Press and Wiley.
- Teghtsoonian, M. y Teghtsoonian, R. (1971). How repeatable are Stevens' power law exponents for individual subjects? *Perception and Psychophysics*, 10, 147-149.
- Teghtsoonian, M. y Teghtsoonian, R. (1983). Consistency of individual exponents in cross-modal matching. *Perception and Psychophysics*, 33 (3), 203-214.
- Tiberghien, G. (1984). *Initiation à la Psychophysique*. Paris: PUF.
- Wanschura, R. G. y Dawson, W. E. (1974). Regression effects and individual power functions over sessions. *Journal of Experimental Psychology*, 102, 806-812.