

UNIVERSIDAD DE BARCELONA

**DEPARTAMENTO DE METODOLOGÍA DE LAS CIENCIAS DEL
COMPORTAMIENTO**

**PROGRAMA DE DOCTORADO: MODELOS DE INTERVENCIÓN
PSICOLÓGICA (BIENIO 1990-92)**

**DISEÑOS DE SERIES TEMPORALES INTERRUMPIDAS:
TÉCNICAS ALTERNATIVAS DE ANÁLISIS**

TESIS DOCTORAL

Presentada por:

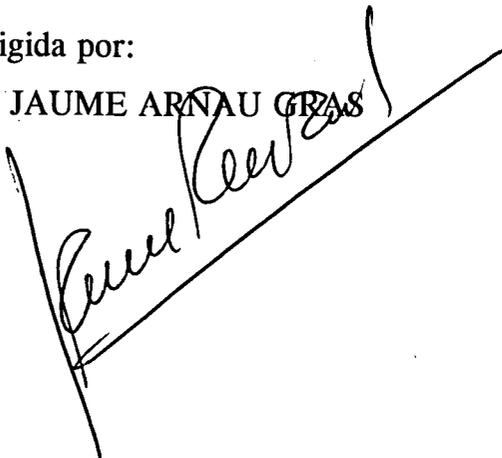
ROSER BONO CABRÉ



Para optar al título de Doctor en Psicología

Dirigida por:

Dr. JAUME ARNAU GRAS



Barcelona, agosto de 1994

5. ANÁLISIS DE SERIES TEMPORALES CORTAS: ESTADÍSTICO C VS MODELO DE EDGINGTON

Como se ha indicado a lo largo de este estudio, en el campo aplicado se dispone de pocas observaciones para llevar a cabo un análisis de series temporales. Este hecho puede constatarse al revisar los gráficos publicados en la mayoría de revistas que utilizan DSTI: *Child Education and Treatment*; *Behavior Modification*; *Behavior Research and Therapy*; *Behavioral Assessment*; *Journal of Applied Behavior Analysis (JABA)*; *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*; *Journal of Clinical Psychology*; *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*; *Physiology and Behavior*; *Psychophysiology*; *Social Science Review*, o *Social Work*, por citar algunas.

En este último capítulo, se lleva a cabo una aplicación del estadístico C a datos extraídos de gráficos de artículos donde se ha utilizado esta prueba (Ginsberg, 1987; Tarrier y Barrowclough, 1987), así como de otras representaciones gráficas publicadas en *JABA*. Con esta finalidad, se ha elaborado un programa en *TURBO C* (versión 2.0) que permite calcular el valor del estadístico C y su significación. Los datos obtenidos a partir de los gráficos también son analizados a través de otra técnica estadística no paramétrica que empieza a ser utilizada dentro del ámbito conductual. Se trata de la prueba para la aleatoriedad aplicada a diseños experimentales A-B (Edgington, 1980c). De esta forma, se establece una comparación entre el estadístico C y el modelo de Edgington.

A continuación, se describen las características y el funcionamiento del *software* creado para el cálculo de la prueba C. Posteriormente, se presenta la secuencia de pasos a seguir en el modelo de Edgington y, por último, se lleva a cabo un estudio comparativo entre el estadístico C y la prueba para la aleatoriedad de Edgington.

5.1. *Software* para el cálculo del estadístico C

Existen potentes programas de ordenador que permiten llevar a cabo un ASTI, tales como *BMDP/PC90* (Dixon, 1990), *SPSS/PC+* (Norusis, 1990), *SAS* (Evans, 1992) y *SYSTAT* (SYSTAT, 1992). Sin embargo, para el cálculo del estadístico C, debido quizás a su simplicidad, tan sólo se dispone de un programa creado con una calculadora *Hewlett Packard HP41CV* (Stanley, 1984). Por este motivo, se ha creído conveniente construir un programa en *TURBO C* (versión 2.0). En una primera versión, el programa sólo realizaba el análisis de cada fase por separado y del conjunto de las fases tratadas dos a dos. Es decir, calculaba -para los datos de cada fase y para los de fases contiguas- la media, la variancia, el estadístico MCDS, el estadístico C, el error estándar, el estadístico Z, y si éste es significativo al 5% o al 1% (Quera y Bono, 1993). En una segunda versión, se ha introducido la comparación de series utilizando la técnica de la regresión (apéndice 11). Así, cuando una fase -siempre que no sea la última- presenta una tendencia, el programa halla la recta que se ajusta a dicha tendencia y realiza una comparación de series sustrayendo los valores obtenidos de la fase ajustada de los de la fase contigua. En el caso que haya más observaciones en la segunda fase a comparar que en la primera, el programa realiza, automáticamente, una extrapolación de la tendencia de la primera fase, añadiéndose así las observaciones necesarias para computar la correspondiente comparación de series. Una vez obtenidos los datos destendenciados, el *software* calcula -a partir de estos nuevos datos- la media, la variancia, el estadístico MCDS, el estadístico C, el error estándar, el estadístico Z y su significación.

5.1.1. Características

Las principales características del *software* son las siguientes:

- 1) Funciona en ordenadores PC y compatibles.
- 2) El programa se ejecuta a través de la confección de un fichero de datos en código ASCII externo al propio programa (este archivo puede ser creado usando cualquiera de los editores existentes en el mercado).
- 3) El fichero de datos es leído en formato libre. No obstante, es imprescindible especificar el número de fases, el número de observaciones por fase, y si se desean sólo los cálculos para cada fase por separado o también para fases contiguas tratadas globalmente.
- 4) Los resultados se envían tanto a la pantalla como a un fichero *output*.
- 5) Para facilitar la interpretación de los resultados, en el fichero *output* se incluyen los encabezamientos puestos por el usuario (por ejemplo *Primera Fase, Segunda Fase, etc.*).
- 6) Los registros de cada fase aparecen por pantalla y en el fichero *output*. De esta forma, el usuario puede verificar si el análisis se ha realizado con los datos correctos.

- 7) Una serie de avisos aparecen por pantalla cuando, por ejemplo, el fichero de datos no existe o no hay suficientes observaciones (menos de ocho) para poder hallar la significación de Z.

5.1.2. Funcionamiento del programa

Con el fin de ilustrar el funcionamiento del *software*, se analizarán los datos de un estudio llevado a cabo por Wong *et al.* (1987) para determinar el efecto de las actividades recreativas independientes, con objeto de reducir las vocalizaciones estereotípicas (vocalizaciones repetitivas y no dirigidas hacia otra persona) en pacientes esquizofrénicos crónicos. En cada uno de los 45 días que duró la experiencia, se llevó a cabo una sesión de observación de 40 minutos. Durante el período de línea base, uno de los pacientes (Bob) tuvo acceso a una serie de materiales recreativos (televisión, libros, revistas, cartas, juegos de mesa), sin ser estimulado para su uso, ni reforzado por ello. Durante los períodos de tratamiento, se le instruyó a trabajar en una actividad por espacio de 20 minutos. Al término de estos primeros 20 minutos, fue animado por el terapeuta a que persistiera en la actividad durante los 20 minutos restantes. Los resultados de este trabajo se recogen en la figura 5.1.

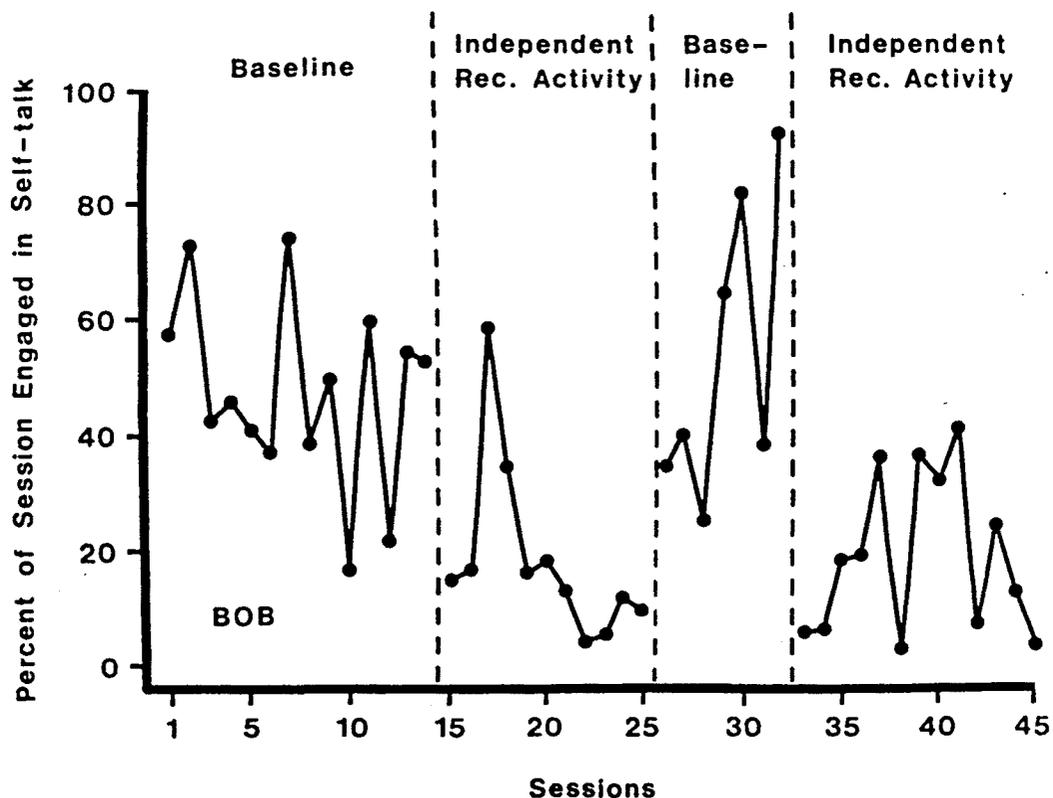


Figura 5.1. Porcentaje de vocalizaciones estereotípicas de un sujeto esquizofrénico crónico durante las fases de línea base y tratamiento. (Wong *et al.*, 1987; p. 79.)

En primer lugar, para el correcto funcionamiento del programa, se crea el fichero de datos. Para ello, se puede emplear cualquier editor. En el presente ejemplo, se utiliza el *KEDIT* (versión 4.0). Aunque el formato sea libre es conveniente, para una mayor claridad, seguir el esquema que se muestra seguidamente.

```
1
4
Primera Fase
14
.
. (Introducción de datos)
.
Segunda Fase
11
.
. (Introducción de datos)
.
Tercera Fase
7
.
. (Introducción de datos)
.
Cuarta Fase
13
.
. (Introducción de datos)
.
```

El primer número indica si los cálculos se van a hacer sólo para los datos de cada fase por separado o también para los datos de fases contiguas (el primer caso se designa con un 0 y el segundo con un 1). A continuación, se especifica el número de fases que tiene el diseño y, por último, los encabezamientos de la fase correspondiente seguidos del número de observaciones y del listado de datos.

Al ejecutar el programa, los resultados se graban, automáticamente, al fichero *output* y aparecen por pantalla con el siguiente formato:

Primera Fase

Número de observaciones -	14
... (Listado de datos)	
Media:	47.236
Variación:	252.362
MCDS:	720.144
Estadístico C:	-0.325
Error estándar:	0.248
Z:	-1.310 Z no significativa

Segunda Fase

Número de observaciones -	11
... (Listado de datos)	
Media:	18.288
Variación:	215.200
MCDS:	280.353
Estadístico C:	0.408
Error estándar:	0.274
Z:	1.489 Z no significativa

Tercera Fase

Número de observaciones -	7
... (Listado de datos)	
Media:	53.506
Variación:	567.147
MCDS:	1146.075
Estadístico C:	0.134
Error estándar:	0.323

La fase tiene menos de ocho observaciones. No se calcula Z.

Pulse una tecla para continuar

Cuarta Fase	
Número de observaciones =	13
... (Listado de datos)	
Media:	19.167
Variancia:	171.262
MCDS:	354.415
Estadístico C:	0.045
Error estándar:	0.256
Z:	0.175 Z no significativa
Primera Fase y Segunda Fase	
Media:	34.499
Variancia:	442.497
MCDS:	566.733
Estadístico C:	0.385
Error estándar:	0.192
Z:	2.007 Z significativa al 5%
Segunda Fase y Tercera Fase	
Media:	31.983
Variancia:	646.836
MCDS:	606.013
Estadístico C:	0.558
Error estándar:	0.223
Z:	2.505 Z significativa al 1%
Tercera Fase y Cuarta Fase	
Media:	31.185
Variancia:	578.079
MCDS:	974.136
Estadístico C:	0.200
Error estándar:	0.212
Z:	0.940 Z no significativa

En el ejemplo anterior se observa, para cada fase, que el valor de Z es estadísticamente no significativo, a excepción de la tercera fase donde no se puede determinar, puesto que tan sólo se dispone de siete registros. Por otra parte, el análisis del conjunto de las dos primeras fases y el del conjunto de la segunda y la tercera fase es significativo al 5% ($Z=2.007$) y al 1% ($Z=2.505$), respectivamente. En cambio, el análisis del conjunto de la tercera y la cuarta fase no es significativo ($Z=0.940$, $p>0.05$). En caso de que hubiese alguna fase con tendencia (a excepción de la última), al final del *output* aparecerían el valor de la constante y la pendiente de la recta de regresión ajustada a la fase correspondiente, los datos destendenciados y, por último, la media, la variancia, el estadístico MCDS, el estadístico C, el error estándar, el estadístico Z y su significación de la serie destendenciada.

5.2. Modelo de Edgington

En los capítulos precedentes, se ha presentado una prueba para el análisis de series temporales cortas que permite probar si una secuencia ordenada de datos es aleatoria o no. En este apartado, se describe una prueba no paramétrica que permite determinar la significación estadística en aquellos casos en que no ha habido un muestreo aleatorio de las unidades o sujetos, pero sí una asignación aleatoria del punto de intervención (Edgington, 1980c).

Edgington (1992) analiza una serie de diseños de sujeto único donde se puede aplicar algún tipo de asignación aleatoria, como puede ser el orden de aplicación de los tratamientos (estímulos), o bien una asignación al azar del punto o intervalo de tiempo en el que va a introducirse la intervención. Los principales formatos de estos diseños de sujeto único son el diseño de tratamientos alternantes AB ... AB, el diseño experimental A-B, y el diseño de línea base múltiple. En el presente capítulo se considerarán sólo diseños del tipo A-B por dos razones: la primera es que, en muchas ocasiones, no es posible llevar a

cabo la aleatorización de las condiciones debido a que no es aconsejable retirar el tratamiento una vez ha sido aplicado (por lo tanto, es preferible realizar una asignación aleatoria del punto de intervención), y la segunda es que el modelo de Edgington para diseños A-B permite una mejor comparación con el estadístico C (que se aplica, fundamentalmente, a ese tipo de diseños).

A continuación, de forma ilustrativa, se describe la aplicación del modelo de Edgington al formato de diseño experimental A-B. Para ello se parte de un ejemplo hipotético (tabla 5.1) propuesto por Edgington (1980c).

Tabla 5.1. Datos hipotéticos de frecuencia de respuesta. Diseño A-B. (Edgington, 1980c.)

Bl	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Tr	A	A	A	A	A	A	A	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B	B
R	5	6	7	6	5	6	7	11	12	11	12	13	11	12	12	11	13	12	11	11

Bl=Bloques; Tr=Tratamientos; R=Respuestas

En este tipo de experimentos se fija al azar el punto de intervención. La determinación aleatoria del intervalo de tiempo en que se aplica el tratamiento define tanto el número de veces que se toman registros bajo la condición A (fase de línea base), como la cantidad de veces bajo la acción del tratamiento (condición B o fase experimental). Según esta disposición, se puede determinar al azar el tiempo de intervención para un tratamiento específico, además de los restantes bloques o intervalos de observación. Es lógico, por otra parte, que el experimentador no esté interesado en tomar como punto de intervención aquellas ocasiones o bloques de observación situados en los extremos de la serie, con objeto de poder evaluar la efectividad del tratamiento. Con ello se elimina la posibilidad de tener pocas observaciones en la fase de línea base o tratamiento. Edgington (1980c) restringe la selección aleatoria del punto de intervención, de manera que haya al menos cinco bloques de observaciones por condición. Ello significa que el

tratamiento no puede ser introducido antes del bloque 6 o después del 16. Así, la asignación aleatoria de la intervención consiste en seleccionar un número entero de conjunto de bloques que van de 6 a 16. Es decir, uno de los 11 bloques se selecciona aleatoriamente para la consiguiente aplicación del tratamiento y, por lo tanto, los bloques se agrupan en la primera y segunda condición de la siguiente forma:

Tabla 5.2. Agrupación de los bloques según las 11 posibilidades de aplicación de la intervención.

B	A	B	A
15	5	9	11
14	6	8	12
13	7	7	13
12	8	6	14
11	9	5	15
10	10		

En el supuesto de que, al aplicar una prueba de una sola cola, se espere que los bloques asociados al tratamiento produzcan frecuencias de respuestas más grandes que los bloques de línea base, entonces el estadístico de prueba sería la siguiente diferencia de medias:

$$d = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A \quad (5.1)$$

Este estadístico se calcula para los 11 posibles bloques que pueden ser seleccionados para la introducción del tratamiento (del 6 al 16). Así el valor del estadístico, para la primera permutación de los datos o bloques, es la diferencia entre la media de las últimas 15 observaciones y la media de las cinco primeras ($d = 165/15 - 29/5 = 5.2$). El valor del estadístico para la segunda permutación de los datos se obtiene de la diferencia entre

la media de las 14 observaciones de tratamiento y la media de las seis observaciones de línea base ($d = 5.52$). La tercera permutación corresponde a los resultados del experimento ($d = 5.69$). En la tabla 5.3 se muestran las diferencias de medias calculadas para las 11 permutaciones o disposiciones.

Tabla 5.3. Valores de diferencia de medias de las 11 permutaciones.

$165/15 - 29/5 = 5.20$	$106/9 - 88/11 = 3.78$
$159/14 - 35/6 = 5.52$	$93/8 - 101/12 = 3.21$
$152/13 - 42/7 = 5.69$	$82/7 - 112/13 = 3.10$
$141/12 - 53/8 = 5.12$	$70/6 - 124/14 = 2.81$
$129/11 - 65/9 = 4.50$	$58/5 - 136/15 = 2.53$
$118/10 - 76/10 = 4.20$	

$P = 1/11 = 0.091$

A partir de la tabla anterior se encuentra que sólo la permutación de los datos del experimento, es decir, la que coincide con el resultado de la investigación, posee un valor tan grande como 5.69. Así, se tiene que el valor P para el resultado obtenido es de 0.091. En consecuencia, aunque el valor del estadístico de los resultados del experimento es el mayor de todos, no puede demostrarse la significación del mismo. Sería necesario un mínimo de 20 posibles puntos de intervención para alcanzar un nivel de significación de 0.05.

5.3. Estudio comparativo: estadístico C vs prueba de Edgington.

En este capítulo se realiza una aplicación simultánea del estadístico C y el modelo de Edgington aplicado al formato de diseño básico de dos fases o diseño experimental A-B. Los datos que se analizan se han extraído de gráficos de dos estudios, citados en el

capítulo 3, donde se aplicó el estadístico C (Ginsberg, 1987; Tarrrier y Barrowclough, 1987) y de otros dos publicados en la revista *JABA* (Hume y Crossman, 1992; Kern-Dunlap *et al.*, 1992). Los diseños correspondientes a los gráficos seleccionados son diseños A-B; diseños de reversión, y diseños de línea base múltiple. Estas dos últimas variedades de diseños se analizan como si se tratase de distintos diseños A-B.

El proceso seguido para la transformación de las representaciones gráficas en valores numéricos ha sido un tanto laborioso. En primer lugar, se han recuperado los gráficos seleccionados a través de un *scanner EPSON GT-6500* y el programa *HyperImage* (versión 1.3) para *Windows*. En segundo lugar, se han exportado los gráficos escaneados al programa *Microsoft Word* para *Windows* (versión 2.0) que tiene un subprograma que permite recuperar los gráficos y, a la vez, digitalizar cada uno de los registros. Por último, los dígitos obtenidos son recuperados a su escala original mediante el uso de la hoja de cálculo *LOTUS 1-2-3* (Versión 3.1). El error que se puede haber producido al seguir este procedimiento es pequeño, puesto que el programa *Microsoft Word* para *Windows* permite ampliar el gráfico y, por lo tanto, la escala. En todo caso, el posible sesgo será similar en todos los registros.

Los análisis correspondientes al estadístico C se han llevado a cabo mediante *software* creado para tal fin (apéndice 11), cuyas características y funcionamiento han sido explicados en el apartado 5.1.1 y 5.1.2, respectivamente. Con respecto a los análisis del modelo de Edgington, debido a que, en algunos casos, las diferentes permutaciones son numerosas para poder llevar a cabo todo el proceso manualmente, se ha utilizado el paquete integrado *LOTUS 1-2-3* (versión 3.1), cuyas ventajas ya han sido tratadas en el apartado 4.2.

Seguidamente se analizan, en primer lugar, los resultados de los trabajos donde se aplicó el estadístico C (Ginsberg, 1987; Tarrrier y Barrowclough, 1987) y, por último, los publicados en *JABA* (Hume y Crossman, 1992; Kern-Dunlap *et al.*, 1992).

GINSBERG (1987)

En el trabajo de Ginsberg (1987) se estudia el efecto de un nuevo método de registros de casos psiquiátricos sobre la duración de la hospitalización. Este método permite suprimir muchos trámites burocráticos si el paciente es dado de alta antes de cumplir 11 días de hospitalización. Las figuras 5.2 y 5.3 recogen el porcentaje de altas diarias durante los diez meses anteriores a la aplicación del tratamiento y los diez posteriores. La figura 5.2 muestra, por un lado, las altas durante un período de 7 a 10 días y, por otro, de 11 a 14 días, y en la figura 5.3 los períodos de hospitalización considerados van de 4 a 10 y de 11 a 17 días.

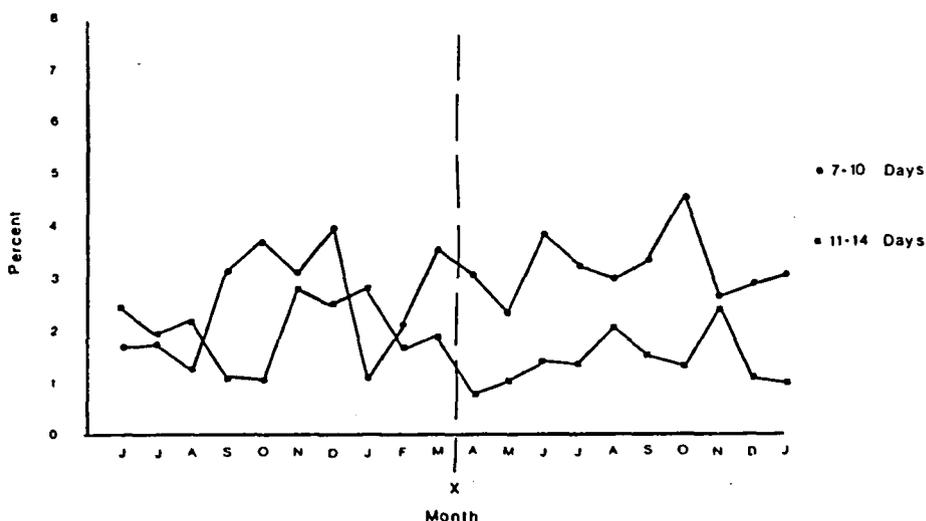


Figura 5.2. Porcentaje de altas diarias durante los días 7-10 y 11-14. (Ginsberg, 1987; p. 195.)

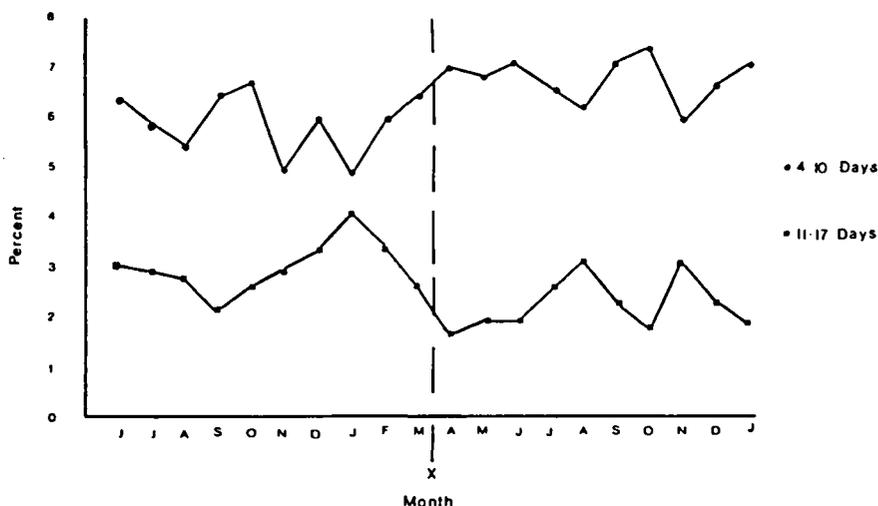


Figura 5.3. Porcentaje de altas diarias durante los días 4-10 y 11-17. (Ginsberg, 1987; p. 196.)

En caso que el tratamiento fuese efectivo, cabría esperar un porcentaje elevado de concesión de altas antes del undécimo día, y un porcentaje menor a partir de ese día. Si por el contrario, no existiese ningún cambio atribuible a la intervención se observarían tan sólo variaciones aleatorias.

La inspección visual de las figuras 5.2 y 5.3 muestra un efecto de la intervención que aumenta considerablemente en la figura 5.3, al incrementarse la distancia alrededor de undécimo día. En cuanto a la significación estadística de la prueba C, los resultados se muestran en las tablas 5.4 a 5.7. Éstas revelan que sólo la serie correspondiente a 11-17 días es estadísticamente significativa (tabla 5.7).

Tabla 5.4. Cálculo del estadístico C: 7-10 días.

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	10	10	20
Media	2.545	3.140	2.842
Variación	0.972	0.340	0.744
MCDS	1.692	0.923	1.250
Estadístico C	0.217	-0.222	0.202
Error estándar	0.284	0.284	0.212
Z	0.762	-0.780	0.953

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Tabla 5.5. Cálculo del estadístico C: 11-14 días.

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	10	10	20
Media	2.050	1.349	1.699
Variación	0.358	0.214	0.409
MCDS	0.656	0.422	0.574
Estadístico C	0.175	0.114	0.333
Error estándar	0.284	0.284	0.212
Z	0.615	0.400	1.568

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Tabla 5.6. Cálculo del estadístico C: 4-10 días.

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	10	10	20
Media	5.850	6.713	6.281
Variancia	0.343	0.178	0.446
MCDS	0.866	0.449	0.639
Estadístico C	-0.137	-0.133	0.320
Error estándar	0.284	0.284	0.212
Z	-0.483	-0.467	1.506

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Tabla 5.7. Cálculo de estadístico C: 11-17 días.

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2	Técnica de la regresión
Nº Observaciones	10	10	20	10
Media	2.940	2.193	2.566	-0.747
Variancia	0.246	0.232	0.379	0.220
MCDS	0.277	0.440	0.387	0.440
Estadístico C	0.494	0.147	0.514	0.100
Error estándar	0.284	0.284	0.212	0.284
Z	1.739*	0.518	2.421**	0.353

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

En la tabla 5.7 se observa la presencia de una tendencia en la línea base ($Z=1.739$, $p<0.05$). En cambio, en la fase de tratamiento el valor de Z no es estadísticamente significativo ($Z=0.518$, $p>0.05$). La pendiente de la fase de pre-intervención es de 0.057. En el capítulo 4 se demostró que para pendientes pequeñas (-0.1 y -0.2) no existía ni un 60% de probabilidades de detectar tal tendencia con un valor $\alpha=0.05$, es decir, la potencia es muy baja. Por ejemplo, con un tamaño de muestra de 10 (al igual que el estudio que nos ocupa) y una pendiente de -0.1, la potencia es de 0.085 (tabla 4.4). En el trabajo de Ginsberg, la tendencia tiene muy poca inclinación ($b_1=0.057$); en consecuencia, la significación del estadístico C en la fase A se puede deber a un falso rechazo de la H_0 .

Cuando la fase de línea base presenta una tendencia, el *software* del estadístico C ofrece dos posibilidades: a) comparación de series utilizando la técnica de la regresión, y b) análisis del conjunto de las fases (fase 1 + fase 2). En el estudio 3 del capítulo 4, se observó que el estadístico C no detecta un cambio de nivel cuando se lleva a cabo una comparación de series en aquellos casos donde la tendencia sigue la misma dirección en las dos fases. La inspección visual de la figura 5.3 parece mostrar una tendencia en la fase de tratamiento en la misma dirección que la fase anterior, y un cambio de nivel. Hechas estas consideraciones, se tienen dos razones para optar por un análisis del conjunto de las fases A y B. La primera es la baja potencia del estadístico C en la fase de línea base, y la segunda, la percepción de un posible cambio de nivel.

Los resultados demuestran que, al añadir la fase de tratamiento a la de línea base, se obtiene una Z significativa ($Z=2.421$, $p<0.01$). Por el contrario, la Z resultante de la comparación de series utilizando la técnica de la regresión no es significativa ($Z=0.353$, $p>0.05$). En conclusión, el análisis del conjunto de las fases pone en evidencia que el nuevo método de registros psiquiátricos produce una menor concesión de altas en el período de 11 a 17 días. Este resultado concuerda con el hallado por Ginsberg (1987) quien lo interpreta de la siguiente manera: "cuando no es posible dar de alta a los pacientes antes del undécimo día, parece ser que se espera más tiempo en conceder el

alta médica" (Ginsberg, 1987; p. 197).

Siguiendo con el mismo ejemplo, se aplica a los datos de las figuras 5.2 y 5.3 el modelo propuesto por Edgington (1980c) para diseños básicos A-B (descrito en el apartado 5.2), con la diferencia de que la selección aleatoria del punto de intervención se restringe a un mínimo de cuatro bloques de observaciones por condición. Esta restricción también será adoptada para el resto de ejemplos analizados en el presente capítulo.

La hipótesis propuesta por el investigador establece que en los períodos de tiempo anteriores al undécimo día (7-10 y 4-10), los bloques asociados al tratamiento producen frecuencias de respuestas más grandes que los bloques de línea base. En cambio, en los períodos posteriores al undécimo día (11-14 y 11-17) se espera todo lo contrario. En consecuencia, en el primer caso el estadístico de prueba vendrá dado por la diferencia de medias $d = \overline{Y}_B - \overline{Y}_A$, y en el segundo por $d = \overline{Y}_A - \overline{Y}_B$. En las tablas de la 5.8 a la 5.11 se muestran las diferencias de medias calculadas para las 13 disposiciones de cada serie, y en la parte inferior de cada tabla, figura el nivel de significación P que se obtiene fijando el número de combinaciones que presentan valores iguales o mayores al estadístico d y dividiéndolo por el número total de permutaciones. Con el fin de ofrecer una mayor claridad de los resultados obtenidos, el valor d correspondiente a la permutación de los datos del experimento aparece en negrita y los valores iguales o superiores a d se presentan subrayados.

Tabla 5.8. Valores de diferencia de medias: 7-10 días.

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
16	4	<u>1.064</u>	9	11	0.560
15	5	<u>0.684</u>	8	12	<u>0.683</u>
14	6	0.538	7	13	0.505
13	7	0.265	6	14	0.465
12	8	<u>0.608</u>	5	15	0.505
11	9	<u>0.734</u>	4	16	0.451
10	10	0.595			

$$P = 6/13 = 0.461$$

Tabla 5.9. Valores de diferencia de medias: 11-14 días.

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
16	4	0.387	9	11	0.672
15	5	0.387	8	12	0.693
14	6	0.278	7	13	0.490
13	7	0.342	6	14	0.337
12	8	0.391	5	15	0.085
11	9	0.522	4	16	0.299
10	10	0.701			

$$P = 1/13 = 0.077$$

Tabla 5.10. Valores de diferencia de medias: 4-10 días.

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
16	4	0.393	9	11	0.737
15	5	0.246	8	12	0.656
14	6	0.539	7	13	0.524
13	7	0.576	6	14	0.519
12	8	0.846	5	15	0.623
11	9	<u>0.892</u>	4	16	0.502
10	10	0.863			

$P = 2/13 = 0.154$

Tabla 5.11. Valores de diferencia de medias: 11-17 días.

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
16	4	0.461	9	11	<u>0.754</u>
15	5	0.489	8	12	0.620
14	6	0.327	7	13	0.335
13	7	0.309	6	14	0.190
12	8	0.436	5	15	0.125
11	9	0.562	4	16	0.146
10	10	0.747			

$P = 2/13 = 0.154$

A partir de las tablas anteriores, se observa que en ningún caso el tratamiento es significativo. Tan sólo en la tabla 5.9 ninguno de los valores supera el valor del estadístico calculado a partir de los resultados del experimento. Aun así, el valor de significación para una prueba unidireccional es de 0.077. Por tanto, a pesar de que el valor del estadístico de los resultados del experimento es el mayor de todos, no se puede demostrar la significación del mismo. Esto se debe a que al disponer sólo de 13 posibilidades, la significación de la prueba para la aleatoriedad no puede ser inferior a 0.077. Sería necesario un mínimo de 20 permutaciones para alcanzar un nivel de significación de 0.05. En las tablas 5.10 y 5.11, $P = 2/13 = 0.154$ con lo que serían necesarios 40 puntos diferentes de intervención para un valor $P=0.05$. A pesar de la falta de significación de los resultados, es importante resaltar que éstos van en la dirección prevista, con la única excepción del período de tiempo que va de 7 a 10 días (tabla 5.8). Por lo tanto, se puede concluir que la prueba para la aleatoriedad de Edgington aplicada a diseños de no reversión, requiere una gran cantidad de medidas y que el estadístico C no necesita tantas observaciones para obtener la significación deseada (tabla 5.7).

TARRIER Y BARROWCLOUGH (1987)

Tarrier y Barrowclough (1987) llevan a cabo un estudio longitudinal de las respuestas psicofisiológicas de un paciente esquizofrénico hacia sus familiares. El sujeto experimental era un hombre de 29 años que vivía con sus padres. Durante las recaídas, el paciente presentaba alucinaciones auditivas y somáticas, y, con frecuencia, se autoengañaba. Tanto el paciente como sus padres fueron tratados con objeto de reducir el riesgo de nuevas recaídas. Se pidió a cada uno de los padres que discutiera con el paciente sucesos y problemas que habían tenido lugar antes de las recaídas. Cuando los padres no estaban presentes, el experimentador discutía con el enfermo la situación en el hogar y los síntomas que presentaba. Después de un período inicial de 10 minutos de relajación, el procedimiento seguido era el siguiente: 1) 15 minutos a solas con el experimentador; 2)

15 minutos con el padre; 3) 15 minutos a solas con el experimentador, y 4) 15 minutos con la madre. La variable de medida fue la conductancia electrodérmica. Se calculó el número de respuestas no específicas por minuto a partir de un registro poligráfico (figura 5.4).

Antes de analizar los resultados es importante fijarnos en las medias de cada fase (parte superior de la figura 5.4). Si comparamos estas medias con las obtenidas por nosotros (tabla 5.12), se observa que son muy similares, lo cual indica que el procedimiento seguido para la transformación de los puntos representados gráficamente a valores numéricos es bastante preciso, teniéndose en cuenta que la mayoría de los gráficos publicados no poseen gran exactitud.

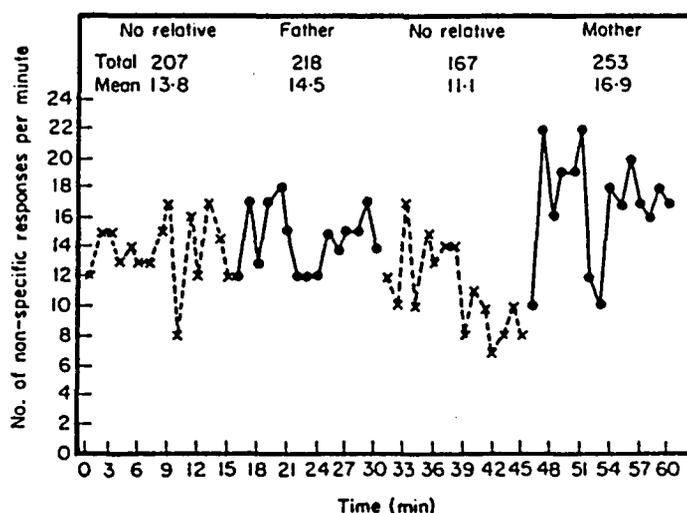


Figura 5.4. Frecuencia de respuestas de conductancia electrodérmica no específica. (TARRIER y BARROWCLOUGH, 1987; p. 50.)

La inspección visual de los datos indica que el paciente no mostró ninguna reacción ante la presencia del padre, pero sí un aumento de las respuestas de conductancia electrodérmica cuando estaba a solas con la madre. Aunque la inspección visual de tales datos es útil, debe estar sustentada por algún análisis estadístico. Veamos pues, al igual que

en el caso anterior, cuáles son los resultados al aplicar el estadístico C y la prueba de Edgington.

En la tabla 5.12 se muestra el cálculo del estadístico C, utilizado fundamentalmente para detectar el efecto de la presencia de cada uno de los padres. Debido a que ninguna de las fases por separado es significativa, se lleva a cabo un análisis del conjunto de las fases (fase 1 + fase 2 y fase 3 + fase 4). De los dos análisis establecidos, la prueba C únicamente es significativa al introducir la segunda ocasión de tratamiento, es decir, cuando está presente la madre ($Z=2.773$, $p<0.01$). Aunque el análisis del conjunto de las fases 2 y 3 no es objeto de estudio en la investigación de Tarrier y Barrowclough (1987), éste también ha resultado ser significativo ($Z=2.495$, $p<0.01$). En la figura 5.4, puede observarse una tendencia decreciente, aunque no significativa, de la frecuencia de respuestas de conductancia electrodérmica cuando el sujeto está a solas con el experimentador después de haber estado con el padre.

Tabla 5.12. Cálculo del estadístico C: conductancia electrodérmica.

	Fase 1	Fase 2	Fase 3	Fase 4	Fase 1 + Fase 2	Fase 2 + Fase 3	Fase 3 + Fase 4
N° Observaciones	15	15	15	15	30	30	30
Media	13.723	14.577	11.236	17.023	14.150	12.907	14.130
Variancia	4.927	4.030	7.967	12.700	4.661	8.790	18.707
MCDS	15.442	7.346	13.476	27.197	11.001	10.177	19.766
Estadístico C	-0.463	0.149	0.211	0.001	-0.141	0.440	0.489
Error estándar	0.241	0.241	0.241	0.241	0.176	0.176	0.176
Z	-1.921	0.620	0.874	0.003	-0.798	2.495**	2.773**

* $p<0.05$; ** $p<0.01$

Recuérdese que en el apartado 3.4 se apuntó que el estadístico C está en función del número de datos registrados, y si en la fase de línea base se concluye que no hay tendencia cuando en realidad sí la hay, debido a un número reducido de observaciones, entonces al añadir una fase de tratamiento con igual tendencia, la Z puede ser significativa únicamente porque ha aumentado el número de observaciones. Éste es uno de los inconvenientes principales que posee el estadístico C cuando no se produce ningún cambio de nivel en el punto de intervención. Sin embargo, tal limitación no queda patente al observar la figura 5.4. En ella se ve con claridad que no hay ninguna posible tendencia que se prolongue a la siguiente fase.

En resumen, en este estudio se ha comprobado, al aplicar el estadístico C, un aumento de la frecuencia de respuestas de la conductancia electrodérmica del paciente ante la presencia de la madre y una disminución al regresar a la línea base después de estar en contacto con el padre. Veamos ahora qué ocurre al aplicar la prueba de Edgington. En los tres análisis llevados a cabo (tablas 5.13, 5.14 y 5.15), se ha aplicado una prueba de una sola cola. Para el cálculo de los valores de diferencia de medias de las tablas 5.13 y 5.15, se ha hecho la predicción empírica de que ante la presencia de algún familiar la media de los registros es superior a la media de los puntajes asociados a la línea base, y para la tabla 5.14 la predicción es que al regresar a la línea base las frecuencias de respuesta son menores. Ninguna de estas predicciones ha resultado ser significativa. La más próxima a la significación es la que se recoge en la tabla 5.15 ($P = 2/23 = 0.087$): aumento de las respuestas de conductancia electrodérmica cuando el enfermo está a solas con la madre. Estos resultados nos demuestran una vez más que, en comparación con el estadístico C, la prueba de Edgington requiere series con un número mayor de observaciones para probar la significación estadística.

Tabla 5.13. Valores de diferencia de medias: conductancia electrodérmica (fase 1 - fase 2).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
26	4	0.547	14	16	<u>1.146</u>
25	5	0.530	13	17	0.764
24	6	0.705	12	18	<u>0.945</u>
23	7	0.850	11	19	0.556
22	8	0.610	10	20	-0.004
21	9	0.137	9	21	-0.161
20	10	<u>1.052</u>	8	22	0.175
19	11	0.741	7	23	0.572
18	12	<u>1.016</u>	6	24	<u>1.065</u>
17	13	0.624	5	25	<u>1.042</u>
16	14	0.571	4	26	<u>1.342</u>
15	15	0.855			

$P = 8/23 = 0.348$

Tabla 5.14. Valores de diferencia de medias: conductancia electrodérmica (fase 2 - fase 3).

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
26	4	<u>5.225</u>	14	16	3.223
25	5	<u>5.058</u>	13	17	2.700
24	6	<u>4.759</u>	12	18	2.453
23	7	<u>5.131</u>	11	19	2.215
22	8	<u>4.480</u>	10	20	2.175
21	9	<u>3.972</u>	9	21	1.982
20	10	<u>3.711</u>	8	22	2.265
19	11	3.247	7	23	2.625
18	12	<u>3.538</u>	6	24	3.101
17	13	2.906	5	25	3.037
16	14	3.235	4	26	2.166
15	15	<u>3.341</u>			

$P = 9/23 = 0.391$

Tabla 5.15. Valores de diferencia de medias: conductancia electrodérmica (fase 3 - fase 4).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
26	4	2.114	14	16	<u>6.345</u>
25	5	1.544	13	17	5.355
24	6	1.536	12	18	5.174
23	7	1.368	11	19	4.598
22	8	1.246	10	20	4.022
21	9	2.099	9	21	2.981
20	10	2.432	8	22	3.545
19	11	2.928	7	23	4.575
18	12	3.820	6	24	4.275
17	13	4.536	5	25	4.242
16	14	5.021	4	26	3.405
15	15	<u>5.787</u>			

$P = 2/23 = 0.087$

HUME Y CROSSMAN (1992)

La investigación llevada a cabo por Hume y Crossman (1992) pretende determinar si la música refuerza las "conductas productivas" y si, por el contrario, debilita las "no productivas" en nadadores de competición durante ejercicios de entrenamiento realizados fuera de la piscina. Para ello se seleccionaron cinco nadadores del mejor equipo del Club de Natación *Thunderbolt* de *Thunder Bay* (Ontario) que no aprovechaban bien sus sesiones de entrenamiento. Los atletas tenían entre 12 y 16 años, y llevaban tres nadando en competición. Los nadadores se asignaron aleatoriamente a un grupo de refuerzo contingente que recibía música, o bien a otro no contingente. Durante el refuerzo contingente, se ponía música sólo después de haber conseguido un incremento en el nivel de productividad del 15% respecto a la fase de línea base. Se dijo a los nadadores del grupo de refuerzo contingente que, si todos los integrantes del grupo mostraban un incremento de la

productividad del 15%, al siguiente día de entrenamiento se pondría música en el área de la piscina para todos los componentes del equipo. Si alguno de los nadadores de este grupo no alcanzaba el 15% marcado como criterio de decisión, entonces no se ponía música al día siguiente. Por otra parte, a los nadadores del grupo de refuerzo no contingente se les informó de cómo se obtenía el refuerzo musical. No obstante, éstos sólo escuchaban música cuando el grupo de refuerzo contingente alcanzaba un nivel de productividad lo suficientemente alto como para merecer el refuerzo. En otras palabras, los nadadores del grupo no contingente no tenían control sobre la música, fuera cual fuera su rendimiento en el entrenamiento.

La variable de registro era la frecuencia de conductas productivas y no productivas durante 20 minutos de cada sesión de entrenamiento fuera del agua. Los comportamientos productivos se definieron como aquéllos que tenían una alta probabilidad de mejorar los resultados atléticos. Ejemplos de tales conductas serían: abdominales, ejercicios de estiramiento y correr alrededor de la piscina. Las conductas no productivas eran aquéllas que no tenían efecto sobre los resultados posteriores, o bien éste era negativo (por ejemplo, conversar con otros nadadores sobre temas no relacionados con la actividad física, abandonar la piscina, comer, etc.).

El diseño experimental utilizado fue un diseño reversible A-B-A-B (figura 5.5). Los nadadores objeto de estudio fueron tres para el grupo contingente (Kevin, Lynne y Robin) y dos para el no contingente (Kendell y Max). Durante el período inicial de línea base, se recogieron datos de conductas productivas y no productivas para cada uno de los atletas. Después de la línea base, se introdujo la primera fase de tratamiento para el grupo contingente, mientras que el otro grupo recibía música sobre una base no contingente, tal como se ha descrito anteriormente. A continuación, tuvo lugar un regreso a la fase de línea base y, por último, el tratamiento también se introdujo a los nadadores que estaban inicialmente en el grupo no contingente, y que habían servido como grupo control durante la fase A-B inicial.

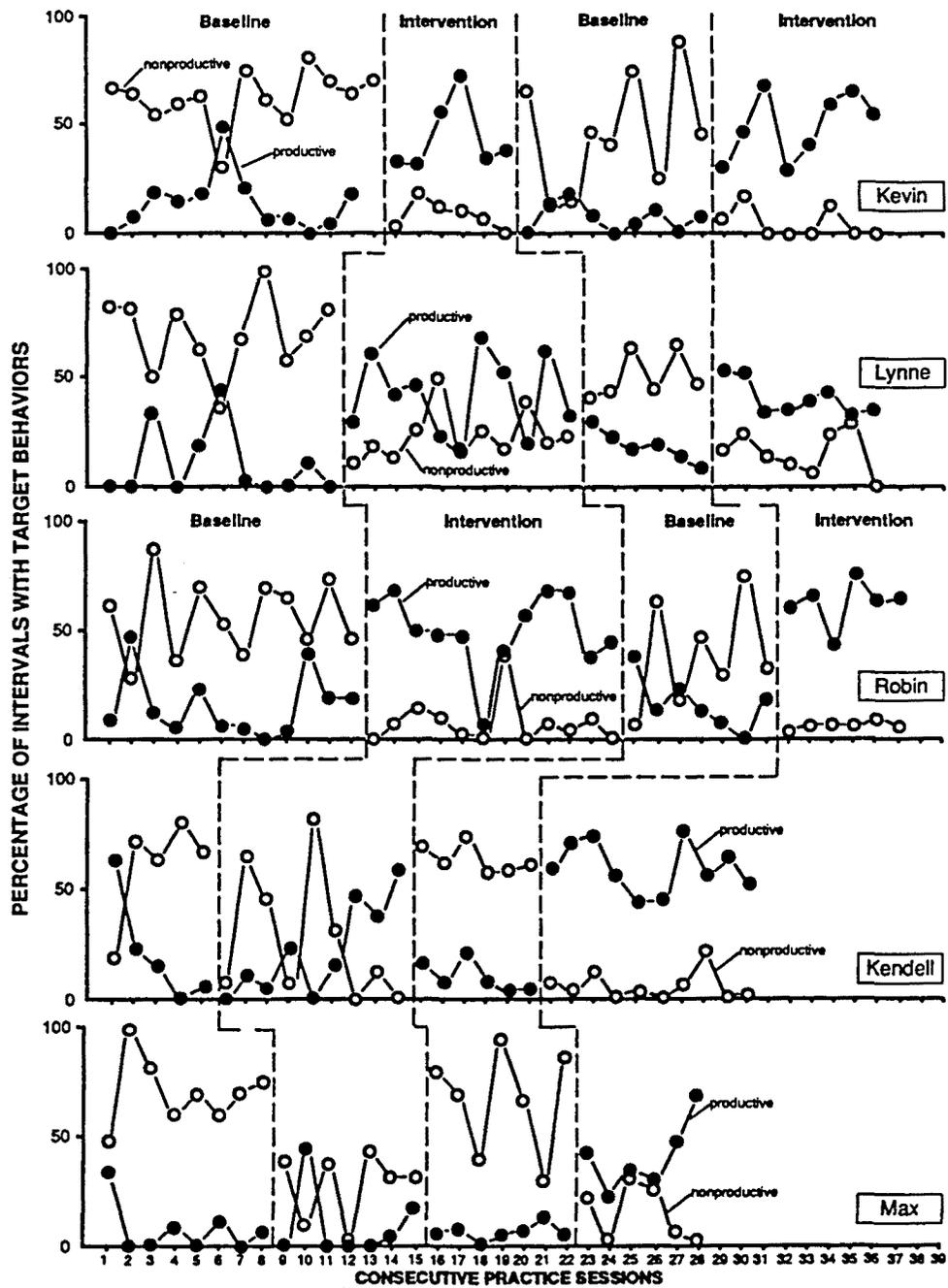


Figura 5.5. Porcentaje de conductas productivas y no productivas de cada fase, para los grupos de refuerzo contingente y no contingente. (Hume y Crossman, 1992; p. 669.)

En este ejemplo sólo se analizará la primera fase de línea base y la primera de tratamiento de dos sujetos pertenecientes al grupo contingente (Lynne y Robin), debido que en el resto de fases no hay suficientes puntos para poder aplicar el estadístico C. Los resultados obtenidos por Hume y Crossman (1992) fueron que el refuerzo musical produce un incremento del porcentaje de conductas productivas y una disminución de la cantidad de comportamientos no productivos. Por ejemplo, Robin mostró un aumento medio de conductas productivas del 34% y Lynne del 31%.

En las tablas 5.16 y 5.17 se presentan los resultados obtenidos al aplicar el estadístico C a los registros de conductas no productivas de Lynne y Robin, respectivamente, y los resultados para las conductas productivas se recogen en las tablas 5.18 y 5.19. Como puede observarse, ninguna de las fases es estadísticamente significativa. Además, presentan una gran variabilidad (puesta de manifiesto por el estadístico MCDS), y los valores de Z son negativos (a excepción del de la fase 2 de la tabla 5.19). Todo ello son indicios de autocorrelaciones negativas (Stanley, 1984). Respecto a los resultados, obtenidos mediante el análisis del conjunto de las fases, cabe destacar que son significativos, tanto para las series que representan las conductas no productivas (tablas 5.16 y 5.17) como las productivas (tablas 5.18 y 5.19). La significación estadística es del 1% para las conductas no productivas de Lynne y Robin, del 5% para la conducta productiva de Lynne, y del 1% para la conducta productiva de Robin.

La inspección visual de las series corrobora la presencia de variabilidad, y también muestra un cambio de nivel entre fases (figura 5.5). Por lo tanto, se puede concluir que el análisis del conjunto de las fases es sensible a los cambios abruptos en el punto de intervención, aun cuando las fases sean variables.

Tabla 5.16. Cálculo del estadístico C: conducta no productiva (Lynne).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	11	11	22
Media	69.901	23.354	46.627
Variancia	280.997	121.232	742.779
MCDS	675.817	295.006	701.176
Estadístico C	-0.093	-0.106	0.549
Error estándar	0.274	0.274	0.203
Z	-0.340	-0.387	2.700**

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Tabla 5.17. Cálculo del estadístico C: conducta no productiva (Robin).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	12	12	24
Media	56.156	7.625	31.890
Variancia	286.318	104.208	784.057
MCDS	1059.665	295.318	740.876
Estadístico C	-0.696	-0.299	0.547
Error estándar	0.264	0.264	0.196
Z	-2.633	-1.130	2.798**

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Tabla 5.18. Cálculo del estadístico C: conducta productiva (Lynne).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	11	11	22
Media	9.916	41.142	25.529
Variancia	225.625	299.729	506.451
MCDS	529.764	859.503	702.083
Estadístico C	-0.067	-0.303	0.338
Error estándar	0.274	0.274	0.203
Z	-0.246	-1.108	1.663*

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Tabla 5.19. Cálculo del estadístico C: conducta productiva (Robin).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	12	12	22
Media	15.679	49.654	32.667
Variancia	198.705	282.303	529.073
MCDS	456.282	417.099	495.867
Estadístico C	-0.052	0.323	0.551
Error estándar	0.264	0.264	0.196
Z	-0.198	1.221	2.816**

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Al aplicar la prueba de Edgington de una sola cola, tanto a las conductas no productivas (tablas 5.20 y 5.21) como a las productivas (tablas 5.22 y 5.23) de Lynne y Robin, se observa que los valores del estadístico d , obtenidos para cada serie, son los mayores. A pesar de ello, no es posible demostrar la significación estadística, aunque está muy próxima a un nivel del 5%. En efecto, para Lynne $P = 1/15 = 0.067$ y para Robin $P = 1/17 = 0.059$, sean las conductas tanto productivas como no productivas. En consecuencia, los resultados obtenidos en este ejemplo, de nuevo, ponen de manifiesto la mayor potencia del estadístico C respecto a la prueba de Edgington aplicada a diseños A-B.

Tabla 5.20. Valores de diferencia de medias: conducta no productiva (Lynne).

A	B	d	A	B	d
18	4	26.878	10	12	40.568
17	5	28.147	9	13	37.332
16	6	31.993	8	14	36.787
15	7	28.696	7	15	28.257
14	8	30.985	6	16	26.018
13	9	36.003	5	17	32.040
12	10	40.317	4	18	32.923
11	11	46.547			

$$P = 1/15 = 0.067$$

Tabla 5.21. Valores de diferencia de medias: conducta no productiva (Robin).

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
20	4	32.109	11	13	46.466
19	5	35.095	10	14	40.358
18	6	29.492	9	15	39.395
17	7	33.198	8	16	35.386
16	8	36.393	7	17	30.472
15	9	38.482	6	18	31.985
14	10	40.126	5	19	31.060
13	11	43.517	4	20	25.594
12	12	48.530			

$$P = 1/17 = 0.059$$

Tabla 5.22. Valores de diferencia de medias: conducta productiva (Lynne).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
18	4	20.966	10	12	30.819
17	5	19.541	9	13	24.985
16	6	12.958	8	14	22.842
15	7	16.795	7	15	19.992
14	8	20.760	6	16	22.347
13	9	24.673	5	17	27.516
12	10	26.806	4	18	19.521
11	11	31.226			

$$P = 1/15 = 0.067$$

Tabla 5.23. Valores de diferencia de medias: conducta productiva (Robin).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
20	4	16.903	11	13	29.382
19	5	16.712	10	14	23.935
18	6	20.580	9	15	21.736
17	7	24.305	8	16	20.121
16	8	28.721	7	17	18.628
15	9	32.532	6	18	26.404
14	10	30.276	5	19	28.280
13	11	31.926	4	20	26.240
12	12	33.975			

$$P = 1/17 = 0.059$$

KERN-DUNLAP ET AL. (1992)

Otro estudio que se analiza en este capítulo es el de Kern-Dunlap *et al.* (1992) donde se evalúa una intervención destinada a incrementar la tasa de interacciones deseables, frente a las no deseables, en niños con graves problemas emocionales y de conducta. El diseño utilizado se ajusta al formato de línea base múltiple entre sujetos, con una inversión en uno de ellos.

Los sujetos que participaron en la investigación fueron cinco niños con mal comportamiento, de edades comprendidas entre 11 y 13 años. Dos de ellos pertenecían a una escuela pública de enseñanza primaria (Sam y Dave) y los otros tres, a otra (Mike, Dale y Adam). Las variables dependientes analizadas eran la frecuencia de interacciones deseables y no deseables entre parejas. Las deseables se definieron como cualquier interacción verbal o no verbal, positiva o neutra, apropiada al entorno escolar.

Los datos se recogieron durante sesiones de actividades (juegos de mesa o de cartas) que tenían lugar cada día en las aulas de educación especial donde asistían los niños. El tratamiento consistía en hacer una autoevaluación de las interacciones de las sesiones del día anterior (grabadas en vídeo), diferenciando las deseables de las no deseables, y se daba una recompensa (un lápiz, una pelota o un caramelo) a los niños que mostraban interacciones deseables, o bien evaluaban de forma correcta su conducta. Después de la intervención, se registraban de nuevo las interacciones producidas en las sesiones habituales de actividades (fase de *video feedback*).

En las figuras 5.7 y 5.8 se muestra la frecuencia de interacciones deseables y no deseables de los niños de la escuela 1 y 2, respectivamente. Los resultados demostraron una reducción de las interacciones no deseables y tasas mayores de las deseables en la fase de *video feedback*.

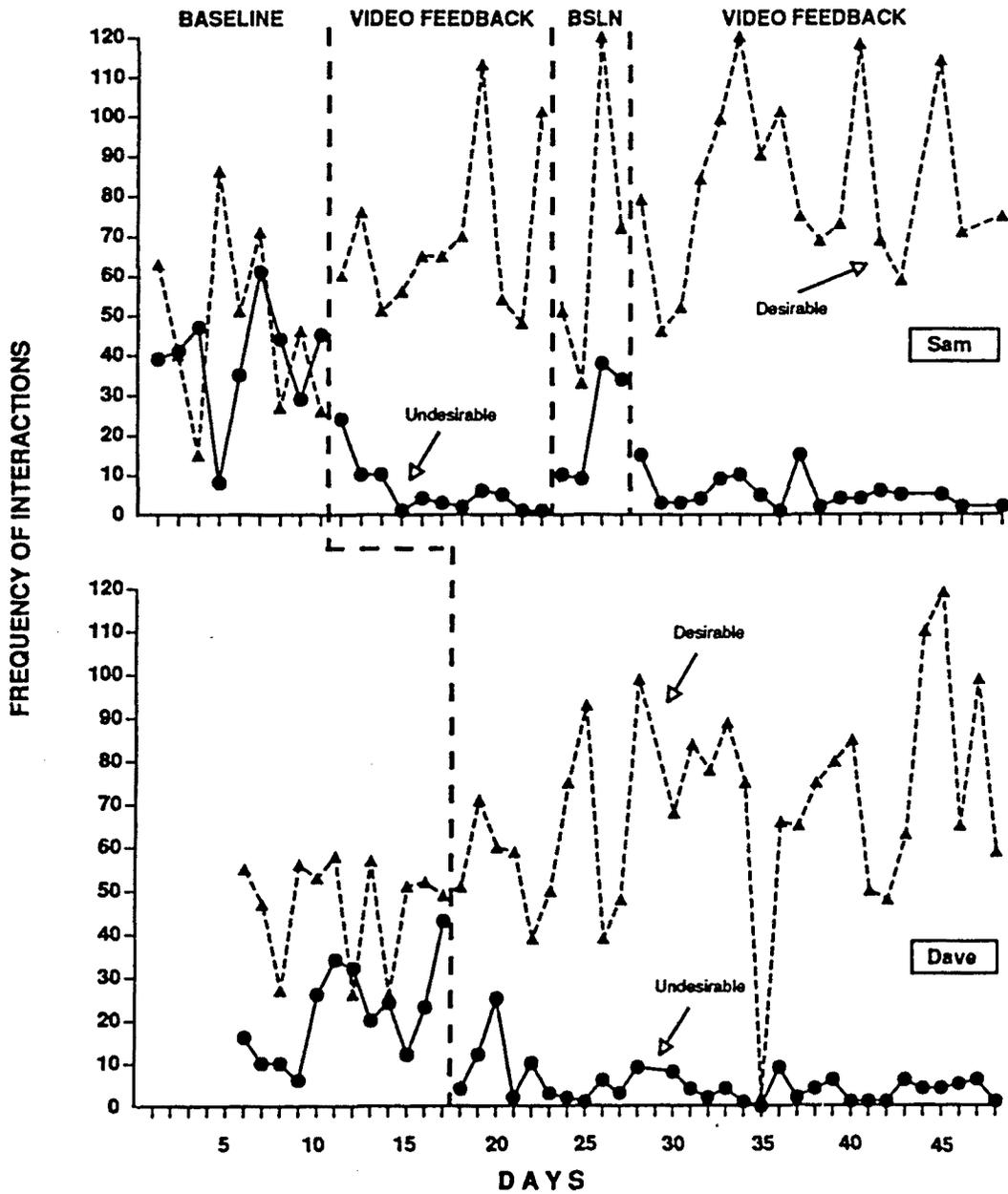


Figura 5.6. Frecuencia de interacciones deseables (línea discontinua) y no deseables (línea continua) durante las sesiones de actividades de los niños de la Escuela 1. (Kern-Dunlap *et al.* 1992; p. 360.)

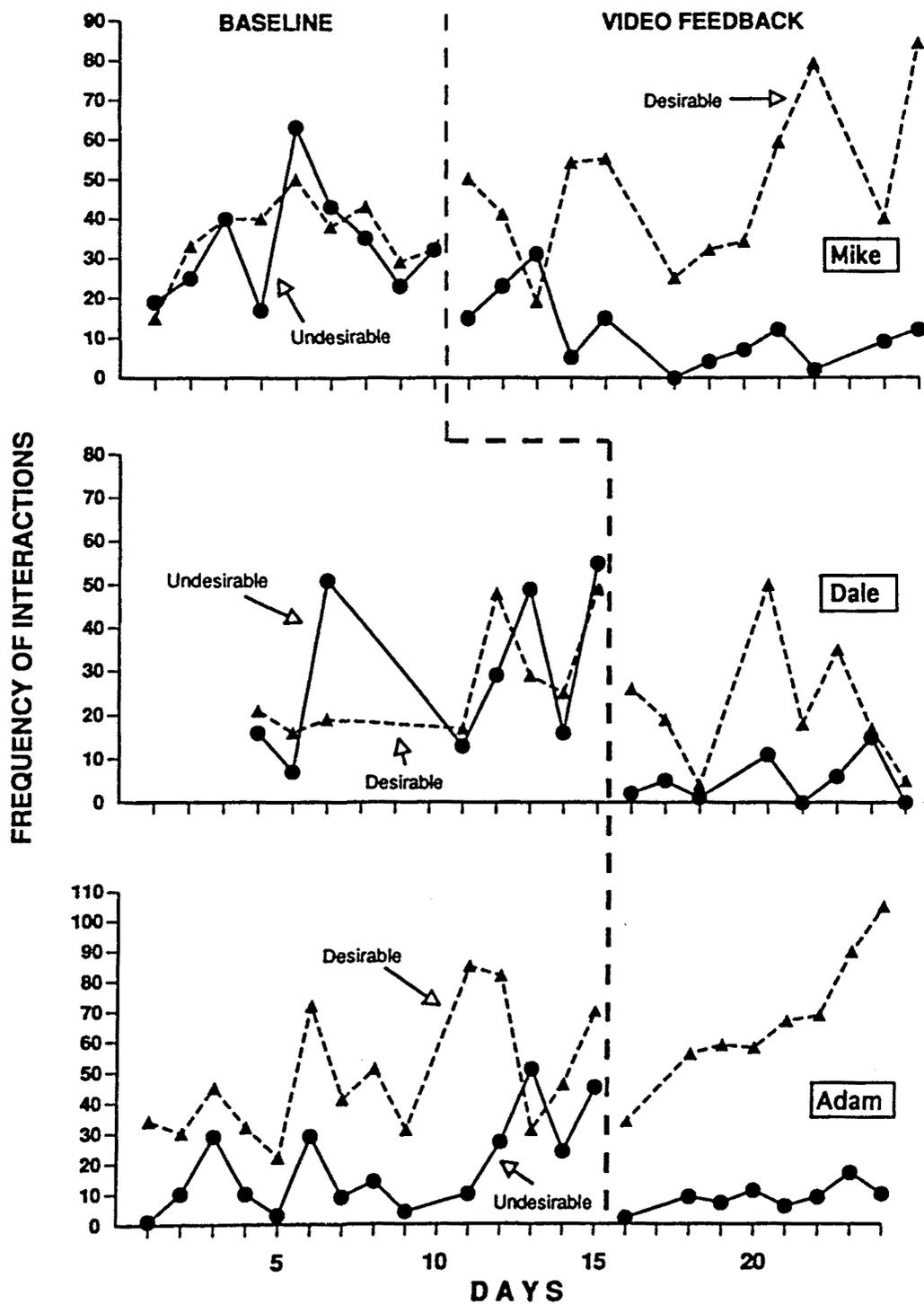


Figura 5.7. Frecuencia de interacciones deseables (línea discontinua) y no deseables (línea continua) durante las sesiones de actividades de los niños de la Escuela 2. (Kern-Dunlap *et al.*, 1992; p. 361.)

El diseño conductual utilizado en el ejemplo constituye una de las modalidades más usadas en la actualidad: el diseño de línea base múltiple. La aplicación del estadístico C a este tipo de diseños se realiza separadamente para cada sujeto, conducta o situación como si se tratasen de diferentes diseños A-B. Por lo tanto, en este ejemplo se utiliza la prueba C para cada uno de los sujetos objeto de estudio.

En las tablas 5.24 y 5.25 se muestra, respectivamente, la significación de C para las interacciones deseables y no deseables de Sam. En el primer caso, aunque la inspección visual parece indicar la presencia de una tendencia creciente en la fase de *video feedback* (figura 5.6), ésta no es significativa ($Z=-0.271$, $p>0.05$), y tampoco es significativo el análisis del conjunto de la primera fase y la segunda ($Z=0.185$, $p>0.05$). En el segundo caso, hay una tendencia decreciente significativa en la fase de *video feedback* ($Z=2.499$, $p<0.01$) y el análisis del conjunto de las fases también resulta significativo ($Z=3.295$, $p<0.01$). La réplica que se hace del componente A-B no es analizada, ya que en la segunda fase de línea base no hay suficientes observaciones como para poder aplicar el estadístico C.

Tabla 5.24. Cálculo del estadístico C: interacciones deseables (Sam).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	9	11	20
Media	47.192	69.121	59.253
Variancia	474.580	390.188	547.180
MCDS	1328.439	922.124	1106.797
Estadístico C	-0.244	-0.074	0.039
Error estándar	0.296	0.274	0.212
Z	-0.825	-0.271	0.185

* $p<0.05$; ** $p<0.01$

Tabla 5.25. Cálculo del estadístico C: interacciones no deseables (Sam).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	9	11	20
Media	39.004	6.518	21.137
Variación	185.066	40.050	366.501
MCDS	458.112	27.818	231.658
Estadístico C	-0.100	0.684	0.700
Error estándar	0.296	0.274	0.212
Z	-0.339	2.499**	3.295**

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Los resultados del otro estudiante de la escuela 1 (Dave) se recogen en las tablas 5.26 y 5.27. El análisis del conjunto de las fases correspondientes a las interacciones deseables es significativo ($Z=1.714$, $p < 0.05$). En cuanto a las conductas no deseables se detecta una tendencia en la fase de línea base ($Z=1.954$, $p < 0.05$). Al ajustar una recta de regresión a la fase de pre-intervención se obtiene una pendiente de 1.769. En el capítulo 4 se demostró la relación positiva existente entre potencia y tendencia (figura 4.1), es decir, a mayor tendencia, mayor potencia. Por ejemplo, en la tabla 4.4 se mostró que con 12 observaciones y una pendiente de -1, la potencia es la unidad. Por lo tanto, en el estudio que estamos analizando se puede tener plena certeza de la existencia de una tendencia creciente de las conductas no deseables en la fase de línea base.

De la inspección visual de la serie correspondiente a la frecuencia de interacciones no deseables de Dave (figura 5.6), además de la tendencia creciente en la fase de pre-intervención, se infiere un cambio de nivel entre fases, es decir, una reducción rápida de las interacciones no deseables después de la introducción del tratamiento. En la tabla 5.27 se observa que los dos métodos de análisis, que permite realizar el *software* del

estadístico C cuando hay tendencia en la fase previa, son significativos, resultando una $Z=3.615$ ($p<0.01$) para el análisis del conjunto de las fases y una $Z=5.290$ ($p<0.01$) para la comparación de series utilizando la técnica de la regresión. Estos resultados corroboran lo que ya se había obtenido en el capítulo 4, a través de la simulación de Monte Carlo: una mayor potencia del método de la regresión cuando está presente un cambio abrupto en el nivel de la serie y la tendencia en la fase de tratamiento es opuesta a la de línea base. Obsérvese que la Z asociada a la técnica de la regresión es superior a la del análisis del conjunto de las fases.

Tabla 5.26. Cálculo del estadístico C: interacciones deseables (Dave).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	12	30	42
Media	46.124	68.394	62.031
Variación	144.000	547.801	533.642
MCDS	446.453	977.229	811.075
Estadístico C	-0.421	0.138	0.258
Error estándar	0.264	0.176	0.151
Z	-1.592	0.781	1.714*

* $p<0.05$; ** $p<0.01$

Tabla 5.27. Cálculo del estadístico C: interacciones no deseables (Dave).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2	Técnica Regresión
Nº Observaciones	12	30	42	30
Media	21.318	4.806	9.524	-32.436
Variación	117.247	22.475	105.192	312.269
MCDS	123.605	39.283	98.178	42.868
Estadístico C	0.517	0.155	0.544	0.934
Error estándar	0.264	0.176	0.151	0.176
Z	1.954*	0.879	3.615**	5.290**

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

A continuación, se presentan los resultados de Mike (tablas 5.28 y 5.29). La tendencia creciente de las interacciones deseables no es significativa al aplicar un análisis del conjunto de las fases ($Z=1.462$, $p < 0.05$). En cambio, hay una disminución significativa de las interacciones no deseables después de la introducción del tratamiento ($Z=2.320$, $p < 0.01$).

Tabla 5.28. Cálculo del estadístico C: interacciones deseables (Mike).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	9	12	21
Media	35.716	48.032	42.754
Variación	90.551	369.762	287.247
MCDS	109.189	658.378	420.009
Estadístico C	0.464	0.184	0.304
Error estándar	0.296	0.264	0.208
Z	1.569	0.695	1.462

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Tabla 5.29. Cálculo del estadístico C: interacciones no deseables (Mike).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	9	12	21
Media	33.414	11.526	20.906
Variancia	189.726	75.384	241.710
MCDS	450.313	123.053	262.854
Estadístico C	-0.055	0.252	0.482
Error estándar	0.296	0.264	0.208
Z	-0.186	0.952	2.320**

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

En las tablas 5.30 y 5.31 se observa que para Dale no puede demostrarse la significación estadística del tratamiento, tanto para las interacciones deseables ($Z = -0.360$, $p > 0.05$) como para las no deseables ($Z = 0.121$, $p > 0.05$). Puesto que la potencia del estadístico C está en función del número de observaciones, la falta de significación puede ser debida a que sólo disponemos de ocho observaciones por fase. Por otro lado, existe mucha variabilidad en las series, lo cual también dificulta la significación de la prueba C.

Tabla 5.30. Cálculo del estadístico C: interacciones deseables (Dale).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	8	8	16
Media	27.680	21.436	24.558
Variancia	160.578	210.495	195.281
MCDS	282.566	607.107	451.764
Estadístico C	0.230	-0.262	-0.084
Error estándar	0.309	0.309	0.234
Z	0.746	-0.848	-0.360

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Tabla 5.31. Cálculo del estadístico C: interacciones no deseables (Dale).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	8	8	16
Media	29.448	5.028	17.238
Variancia	337.813	26.565	331.272
MCDS	979.841	82.997	686.669
Estadístico C	-0.269	-0.367	0.028
Error estándar	0.309	0.309	0.234
Z	-0.872	-1.189	0.121

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

De todos los sujetos objeto de estudio, el único que presenta una tendencia creciente significativa de las interacciones deseables durante la fase de *video feedback* es Adam ($Z=2.628$, $p<0.01$). El análisis del conjunto de las fases que recogen la frecuencia de conductas deseables también es significativo ($Z=1.913$, $p<0.05$), por lo que se concluye un efecto de la intervención sobre las conductas deseables. En cambio, el tratamiento no tiene ningún efecto sobre las interacciones no deseables ($Z=0.983$, $p>0.05$). Estos resultados obtenidos por Adam se presentan, seguidamente, en las tablas 5.32 y 5.33.

Tabla 5.32. Cálculo del estadístico C: interacciones deseables (Adam).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	14	8	22
Media	47.899	67.279	54.974
Variancia	416.446	422.053	505.399
MCDS	840.697	182.403	646.630
Estadístico C	0.063	0.811	0.389
Error estándar	0.248	0.309	0.203
Z	0.253	2.628**	1.913*

* $p<0.05$; ** $p<0.01$

Tabla 5.33. Cálculo del estadístico C: interacciones no deseables (Adam).

	Fase 1	Fase 2	Fase 1 + Fase 2
Nº Observaciones	14	8	22
Media	19.118	9.038	15.452
Variancia	233.947	16.122	178.248
MCDS	319.750	31.706	298.739
Estadístico C	0.365	0.140	0.200
Error estándar	0.248	0.309	0.203
Z	1.473	0.452	0.983

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

La hipótesis planteada en el presente estudio asume que la intervención produce tasas mayores de interacciones deseables, respecto a las no deseables. Al aplicar la prueba de Edgington de una sola cola a las series que recogen la frecuencia de interacciones deseables y no deseables para cada sujeto objeto de estudio, se obtienen los siguientes resultados (tablas 5.34 a 5.43):

Tabla 5.34. Valores de diferencia de medias: interacciones deseables (Sam).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
16	4	10.114	9	11	18.408
15	5	10.888	8	12	20.643
14	6	6.995	7	13	<u>22.434</u>
13	7	13.679	6	14	<u>22.881</u>
12	8	15.664	5	15	<u>24.033</u>
11	9	21.929	4	16	<u>24.896</u>
10	10	21.510			

$P = 5/13 = 0.385$

Tabla 5.35. Valores de diferencia de medias: interacciones no deseables (Sam).

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
16	4	22.064	9	11	32.486
15	5	23.800	8	12	28.465
14	6	25.572	7	13	28.218
13	7	27.265	6	14	25.050
12	8	29.627	5	15	17.361
11	9	30.886	4	16	15.902
10	10	<u>32.714</u>			

$P = 2/13 = 0.154$

Tabla 5.36. Valores de diferencia de medias: interacciones deseables (Dave).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
38	4	17.924	20	22	21.962
37	5	16.772	19	23	18.598
36	6	15.212	18	24	18.287
35	7	19.580	17	25	16.444
34	8	18.453	16	26	15.221
33	9	22.054	15	27	12.903
32	10	21.956	14	28	11.953
31	11	21.828	13	29	19.184
30	12	22.270	12	30	19.676
29	13	<u>22.580</u>	11	31	20.450
28	14	20.787	10	32	20.105
27	15	20.379	9	33	19.186
26	16	20.167	8	34	17.529
25	17	22.101	7	35	21.642
24	18	<u>22.981</u>	6	36	<u>27.385</u>
23	19	21.482	5	37	<u>31.801</u>
22	20	18.378	4	38	<u>25.515</u>
21	21	20.567			

$P = 6/35 = 0.171$

Tabla 5.37. Valores de diferencia de medias: interacciones no deseables (Dave).

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
38	4	6.542	20	22	11.831
37	5	6.693	19	23	12.738
36	6	6.408	18	24	13.630
35	7	7.123	17	25	14.520
34	8	7.743	16	26	14.810
33	9	8.306	15	27	15.959
32	10	8.166	14	28	14.867
31	11	8.320	13	29	15.172
30	12	8.775	12	30	16.512
29	13	8.456	11	31	13.277
28	14	9.103	10	32	12.407
27	15	9.702	9	33	13.004
26	16	9.984	8	34	11.936
25	17	10.530	7	35	11.455
24	18	10.879	6	36	8.605
23	19	10.909	5	37	4.500
22	20	10.900	4	38	0.912
21	21	11.473			

$P = 1/35 = 0.028$

Tabla 5.38. Valores de diferencia de medias: interacciones deseables (Mike).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
17	4	<u>13.522</u>	10	11	10.935
16	5	9.560	9	12	<u>15.703</u>
15	6	9.590	8	13	<u>14.041</u>
14	7	8.678	7	14	12.186
13	8	10.871	6	15	<u>17.285</u>
12	9	<u>12.316</u>	5	16	<u>22.193</u>
11	10	10.686	4	17	<u>28.746</u>

$$P = 7/14 = 0.5$$

Tabla 5.39. Valores de diferencia de medias: interacciones no deseables (Mike).

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
17	4	14.663	10	11	20.442
16	5	16.054	9	12	21.888
15	6	18.136	8	13	20.334
14	7	21.136	7	14	20.998
13	8	21.121	6	15	19.422
12	9	<u>23.373</u>	5	16	15.825
11	10	20.867	4	17	5.429

$$P = 2/14 = 0.143$$

Tabla 5.40. Valores de diferencia de medias: interacciones deseables (Dale).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
12	4	<u>9.171</u>	7	9	-6.616
11	5	<u>1.262</u>	6	10	<u>-5.348</u>
10	6	<u>-0.074</u>	5	11	<u>0.281</u>
9	7	<u>-0.119</u>	4	12	-8.140
8	8	<u>-6.243</u>			

$$P = 7/9 = 0.778$$

Tabla 5.41. Valores de diferencia de medias: interacciones no deseables (Dale).

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
12	4	15.912	7	9	15.154
11	5	15.687	6	10	16.265
10	6	18.622	5	11	8.486
9	7	20.879	4	12	5.746
8	8	24.420			

$$P = 1/9 = 0.111$$

Tabla 5.42. Valores de diferencia de medias: interacciones deseables (Adam).

B	A	<i>d</i>	B	A	<i>d</i>
18	4	<u>24.739</u>	10	12	19.294
17	5	<u>29.543</u>	9	13	<u>21.493</u>
16	6	<u>22.304</u>	8	14	19.380
15	7	<u>23.277</u>	7	15	<u>25.160</u>
14	8	<u>22.563</u>	6	16	<u>27.304</u>
13	9	<u>26.179</u>	5	17	<u>29.682</u>
12	10	<u>19.961</u>	4	18	<u>34.036</u>
11	11	14.813			

$$P = 13/15 = 0.867$$

Tabla 5.43. Valores de diferencia de medias: interacciones no deseables (Adam).

A	B	<i>d</i>	A	B	<i>d</i>
18	4	5.959	10	12	-6.653
17	5	6.155	9	13	-5.798
16	6	7.373	8	14	-3.831
15	7	8.007	7	15	-3.806
14	8	10.079	6	16	-2.779
13	9	3.927	5	17	-6.752
12	10	2.132	4	18	-4.148
11	11	-4.488			

$$P = 1/15 = 0.067$$

En las tablas anteriores se observa que sólo en un caso es posible demostrar la significación del estadístico de prueba. Se trata de la serie que recoge las interacciones no deseables de Dave (tabla 5.37). El motivo por el que se ha alcanzado la significación estadística es el gran número de registros que posee dicha serie (un total de 42 observaciones).

Con objeto de comparar simultáneamente los resultados obtenidos al aplicar el estadístico C y la prueba de Edgington, en la tabla 5.44 se presentan los niveles de significación de ambas pruebas. Obsérvese que el estadístico C arroja un índice más alto de significaciones estadísticas, en comparación con la prueba de Edgington. Para la mayoría de casos, la no significación del estadístico *d* es debida a que se requiere una mayor cantidad de medidas de las que se dispone. Sin embargo, los resultados obtenidos a partir del modelo de Edgington, aunque no sean significativos, van en la misma dirección que el estadístico C (ya que cuando la prueba C es significativa son pocas las permutaciones que tienen un valor tan grande como el estadístico *d* y viceversa), a excepción del último sujeto (Adam). Tanto la P de las interacciones deseables como las no

deseables asociada a los registros de respuesta de Adam es opuesta al nivel de significación de la prueba C. Es difícil dar una explicación a este resultado; quizá, las interacciones deseables no presentan una tendencia significativa en la fase de línea base debido a la variabilidad existente, y al introducir la fase de tratamiento la C es significativa por el simple hecho de que al añadir más observaciones queda más marcada la tendencia. Ésta es una de las limitaciones principales del estadístico C (véase apartado 3.4). Respecto a las interacciones no deseables, el estadístico C no es significativo debido probablemente a que en la fase de línea base el número de conductas no deseables empieza a aumentar en los últimos cuatro puntos y, por lo tanto, aunque haya un cambio de nivel al introducir el tratamiento, es difícil de detectarlo (véase figura 5.7).

Tabla 5.44. Significación estadística del estadístico C y de la prueba de la aleatoriedad de Edgington para cada sujeto del estudio de Kern-Dunlap *et al.* (1992).

Sujetos (n ₁ -n ₂)	Estadístico C		Prueba de Edgington	
	Interacciones deseables	Interacciones no deseables	Interacciones deseables	Interacciones no deseables
Sam (9-11)	p > 0.05	p < 0.01	P = 5/13 = 0.385	P = 2/13 = 0.154
Dave (12-30)	p < 0.05	p < 0.01	P = 6/35 = 0.171	P = 1/35 = 0.028
Mike (9-12)	p > 0.05	p < 0.01	P = 7/14 = 0.5	P = 2/14 = 0.143
Dale (8-8)	p > 0.05	p > 0.05	P = 7/9 = 0.778	P = 1/9 = 0.111
Adam (14-8)	p < 0.05	p > 0.05	P = 13/15 = 0.867	P = 1/15 = 0.067

5.4. A modo de resumen

A lo largo de este capítulo, se ha presentado un programa en *TURBO C* para el cálculo del estadístico C que permite llevar a cabo dos tipos de análisis: a) comparación de series utilizando la técnica de la regresión y b) análisis del conjunto de las fases.

El interés primordial de este último capítulo radica en la aplicación del estadístico C a datos reales (obtenidos de gráficos publicados en revistas científicas), simultáneamente con la prueba para la aleatoriedad de Edgington de acuerdo al formato de diseño básico de dos fases o diseño experimental A-B. Es decir, se establece una comparación entre el estadístico C y otra prueba no paramétrica que empieza a adquirir importancia como técnica de análisis de diseños conductuales, puesto que no está afectada por la dependencia serial de los datos. En términos generales, se llega a la conclusión de que el estadístico C posee una mayor potencia, respecto al modelo de Edgington. La explicación dada a este resultado es que la prueba de Edgington, aplicada a diseños de no reversión, posee una limitación del propio diseño, ya que requiere más permutaciones de lo que permite la estructura del mismo para conseguir el nivel de significación deseado.

6. CONCLUSIONES

El presente estudio no ha pretendido, en modo alguno, dar una solución única a los análisis de DSTI cuando se dispone de pocos registros por fase. Por ello, antes de pasar a las conclusiones finales del trabajo, queremos dejar constancia de que, en último término, es el analista de los datos quien, a partir del conocimiento de los posibles tipos de análisis y las características de los datos que han de ser analizados, optará por una técnica u otra.

En un intento de solventar el problema relativo al análisis de series temporales cortas o breves, es decir, cómo detectar un efecto de tratamiento con pocos datos por fase, hemos propuesto la utilización del estadístico C, basado en los principios de la aleatoriedad. Del estudio de este estadístico se desprenden las siguientes conclusiones:

- 1) Permite probar la variación sistemática de una secuencia de medidas ordenadas y es adecuado para evaluar cuantitativamente cambios de tendencia debidos a intervenciones, cuando se dispone de un número insuficiente de observaciones para poder identificar un modelo ARIMA tentativo.
- 2) Puede ser utilizado con tan sólo ocho observaciones por fase (puesto que los valores críticos del estadístico C van desde $n=8$ hasta $n=\infty$) y no requiere cálculos complejos.
- 3) Se aplica preferentemente a los diseños de no reversión. En cuanto a los diseños de retirada de tratamiento y de línea base múltiple, se analizan como si se tratase de distintos diseños A-B.

- 4) Cuando la línea base es estacionaria, se analiza la totalidad de datos de la serie. En caso de que el estadístico C sea significativo, se concluye que el tratamiento es efectivo.
- 5) Cuando la fase de pre-intervención presenta una tendencia, es preferible llevar a cabo una comparación de series ajustando una recta de regresión a los datos de línea base, o bien una comparación de series con datos directos. Si la C obtenida en función de los datos de diferencia de las fases es significativa, se tiene un indicio de que hay un efecto de tratamiento.
- 6) Mediante un estudio de simulación de Monte Carlo, se demuestra que la prueba C no es significativa cuando se trata de fases estables o extremadamente variables.
- 7) La simulación de Monte Carlo confirma que la potencia estadística de C está en función del tamaño de la muestra (a mayor número de observaciones, mayor potencia). También se da una relación funcional positiva entre aumento de la potencia e incremento de la tendencia y el nivel de significación.
- 8) Los resultados de la simulación también demuestran que cuando definimos un cambio de nivel de $\sigma=1$, la potencia aumenta considerablemente, sobre todo cuando los niveles de tendencia son bajos.

- 9) Los dos métodos de comparación de series presentan la siguiente limitación: el estadístico C no es significativo cuando las fases de línea base y tratamiento tienen la misma tendencia y hay un cambio abrupto del nivel de la serie en el punto de intervención. Una solución es llevar a cabo un análisis del conjunto de las fases. Sin embargo, este tipo de análisis también es significativo en el caso de que no haya ningún cambio de nivel. Esta limitación de la prueba C queda corroborada en el estudio de simulación de Monte Carlo: el análisis del conjunto de las fases presenta una potencia muy alta cuando $\sigma=1$, y una tasa de error Tipo I también alta cuando $\sigma=0$.

- 10) En términos generales, los resultados de la simulación de Monte Carlo muestran que, para series con tendencias opuestas entre fases, el orden con que aumenta la potencia estadística de C se ajusta a la siguiente secuencia: 1) comparación de series con datos directos; 2) análisis del conjunto de las fases, y 3) comparación de series utilizando la técnica de la regresión.

- 11) Cuando las series presentan una línea base con una moderada tendencia que pasa a ser más pronunciada en la fase de tratamiento, la simulación demuestra que el orden en que aumenta la potencia del estadístico C es el siguiente: 1) comparación de series con datos directos; 2) comparación de series usando la técnica de la regresión, y 3) análisis del conjunto de las fases.

A mi entender, la aportación más importante del presente estudio son las tablas de potencia del estadístico C para distintos patrones de cambio de una serie temporal -cambios de pendiente y/o nivel- y métodos de análisis (comparación de series utilizando la técnica

de la regresión, comparación de series con datos directos y análisis del conjunto de las fases). Estas tablas determinan la potencia de C, dado el tamaño de muestra, el nivel de significación y el tamaño del efecto. De este modo, el investigador podrá estimar la potencia y establecer el número de observaciones apropiado a la hora de planificar una investigación, o bien interpretar los resultados de estudios ya terminados, especialmente cuando son negativos.

Con respecto a la aplicación de la prueba C a datos publicados, se llega a la conclusión de que tanto un número muy reducido de datos como la variabilidad de la serie dificulta la significación de C, y que cuando las fases son variables y hay un cambio abrupto en el punto de intervención, el análisis del conjunto de las fases es significativo. Por otra parte, al aplicar la prueba C a datos reales, también se observa la utilidad de la inspección visual para la interpretación de los resultados. Ello permite concluir que el análisis visual debe ser utilizado a modo de procedimiento complementario a la prueba C.

Por último, de la comparación entre la prueba C y la de Edgington aplicada a diseños experimentales A-B, se infiere que la potencia del estadístico C es mayor, y la prueba de Edgington requiere más cantidad de permutaciones de las que el propio diseño permite para obtener la significación estadística. Una línea de investigación que empieza a delimitarse, consiste en el estudio de nuevos métodos de análisis con objeto de aumentar la potencia de la prueba para la aleatoriedad de Edgington en series temporales cortas, y extenderla a otros tipos de diseños de $N=1$, como puede ser el diseño de línea base múltiple.

REFERENCIAS.

- Adams, M. y Guillemin, V. (1986). *Measure theory and probability*. California: Wadsworth.
- Agras, W.S., Barlow, D.H., Chapin, H.N., Abel, G.G. y Leitenberg, H. (1974). Behavior modification of anorexia nervosa. *Archives of General Psychiatry*, 30, 279-286.
- Agras, W.S., Leitenberg, H. y Barlow, D.H. (1968). Social reinforcement in the modification of agoraphobia. *Archives of General Psychiatry*, 19, 423-427.
- Algina, J. y Olejnik, S.F. (1982). Multiple group time-series design: An analysis of data. *Evaluation Review*, 6, 203-232.
- Algina, J. y Swaminathan, H.A. (1977). A procedure for the analysis of time series designs. *Journal of Experimental Education*, 45, 56-60.
- Algina, J. y Swaminathan, H.A. (1979). Alternatives to Simonton's analysis of the interrupted and multiple-group time series designs. *Psychological Bulletin*, 86, 919-926.
- Ali, M.M. (1984). An approximation to the null distribution and power of the Durbin-Watson statistic. *Biometrika*, 71, 253-261.
- Amon, J. (1982). *Estadística para psicólogos* (2ª ed.). Madrid: Piramide.
- Anderson, T.W. (1971). *The statistical analysis of time series*. New York: Wiley.

- Arnau, J. (1986). *Diseños experimentales en psicología y educación*, Vol. 2. México: Trillas.
- Arnau, J. (1988). *Diseños experimentales en psicología y educación*, Vol. 1. México: Trillas.
- Arnau, J. (1993). Diseños experimentales de sujeto único. En R. Fernández Ballesteros (Ed.), *Evaluación conductual: Una alternativa para el cambio en psicología clínica y de la salud*. Madrid: Piramide.
- Arnau, J. (1994). *Diseños experimentales de sujeto único*. (Puede obtenerse de J. Arnau, Universidad de Barcelona, Facultad de Psicología, Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento, 08028 Barcelona).
- Arnau, J. (en prensa). *Técnicas de análisis de series temporales y evaluación psicológica*. México: Limusa.
- Arnau, J. y Bono, R. (1994, Febrero). *Problemática en la evaluación de autocorrelación significativa en series temporales cortas*. Comunicación presentada a la IV Conferencia Española de Biometría, Sitges, Barcelona.
- Aroian, L.A. (1941). Continued fractions for the incomplete Beta function. *The Annals of Mathematical Statistics* 12, 218-223.
- Baer, D.M. (1977). "Perhaps it would be better not to know everything". *Journal of Applied Behavior Analysis*, 10, 167-172.
- Bakan, D. (1966). The test of significance in psychological research. *Psychological Bulletin*, 66, 432-437.

-
- Ballard, K.D. (1983). The visual analysis of time series data: issues affecting the assessment of behavioural interventions. *New Zealand Journal of Psychology*, 12, 69-73.
- Barber, R.M. y Kagey, J.R. (1977). Modification of school attendance for an elementary population. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 10, 41-48.
- Barlow, D.H., Hayes, S.C. y Nelson, R.O. (1984). *The scientist practitioner: Research and accountability in clinical and educational settings*. New York: Pergamon Press.
- Barlow, D.H. y Hersen, M. (1973). Single-case experimental designs: Use in applied clinical research. *Archives of General Psychiatry*, 29, 319-325.
- Barlow, D.H. y Hersen, M. (1984). *Single case experimental designs* (2^a ed.). New York: Pergamon Press.
- Barr, D.R. y Zehna, P.W. (1983). *Probability: Modeling and uncertainty*. California: Addison-Wesley.
- Bass, J. (1974). *Éléments de calcul des probabilités* (3^a ed.). París: Mason et Cie.
- Beaumont, G.P. (1986). *Probability and random variables*. New York: Wiley.
- Bendat, J.S. y Pierson, A.G. (1986). *Random data. Analysis and measurement procedures* (2^a ed.). New York: Wiley.
- Bennett, C.A. y Frankling, N.L. (1954). *Statistical analysis in chemistry and the chemistry industry*. New York: Wiley.
-

- Birnbrauer, J.S., Peterson, C.P. y Solnik, J.V. (1974). The design and interpretation of studies of single subjects. *American Journal of Mental Deficiency*, 79, 191-203.
- Blumberg, C.J. (1984). Comments on "a simplified time-series analysis for evaluating treatment interventions". *Journal of Applied Behavior Analysis*, 17, 539-542.
- Bono, R. (1994, Julio). *Behavioral data analysis evolution in the evaluation of intervention effects*. Poster presentado al 23rd International Congress of Applied Psychology, Madrid.
- Bono, R. y Arnau, J. (1993, Julio). *El estadístico C como técnica alternativa a los análisis de series temporales interrumpidas*. Comunicación presentada al III Simposium de Metodología de las Ciencias Sociales y del Comportamiento, Santiago de Compostela, La Coruña.
- Borenstein, M. y Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis: A computer program*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Borenstein, M., Cohen, J., Rothstein, H.R., Pollack, S. y Kane, J.M. (1990). Statistical power analysis for one-way analysis of variance: A computer program. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 22, 271-282.
- Borenstein, M., Cohen, J., Rothstein, H.R., Pollack, S. y Kane, J.M. (1992). A visual approach to statistical power analysis on the microcomputer. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 24, 565-572.
- Box, G.E.P., Hunter, W.G. y Hunter, J.S. (1988). *Estadística para investigadores*. Barcelona: Reverté (Edición original en inglés 1978).

-
- Box, G.E.P. y Jenkins, G.M. (1970). *Time-series analysis: Forecasting and control*. San Francisco, CA: Holden-Day.
- Box, G.E.P. y Tiao, G.C. (1965). A change in level of nonstationary time series. *Biometrika*, 52, 181-192.
- Brockwell, P.J. y Davis, R.A. (1990). *Time series: Theory and methods* (2^a ed.). New York: Springer-Verlag.
- Brown, G.W. (1983). Errors, Type I and II. *American Journal of Disorders in Childhood*, 137, 586-591.
- Bryk, A.S., Strenio, J.F. y Weisberg, H.I. (1980). A method for estimating treatment effects when individuals are growing. *Journal of Educational Statistics*, 5, 5-34.
- Bryk, A.S. y Weisberg, H.I. (1976). Value-added analysis: A dynamic approach to the estimation of treatment effects. *Journal of Educational Statistics*, 1, 127-155.
- Busk, P.L. y Marascuilo, L.A. (1988). Autocorrelation in single-subject research: A counterargument to the myth of no autocorrelation. *Behavioral Assessment*, 10, 229-242.
- Busk, P.L. y Marascuilo, L.A. (1992). Statistical analysis in single-case research: Issues, procedures, and recommendations, with applications to multiple behaviors. En T.R. Kratochwill y J.R. Levin (Eds.), *Single-case research design and analysis*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Camp, B.H. (1924). Probability integrals for the point binomial. *Biometrika*, 16, 163-171.
-

Referencias

- Campbell, D.T. (1969). Reforms as experiments. *American Psychologist*, 24, 409-429.
- Campbell, D.T. y Stanley, D.J. (1966). *Experimental and quasi-experimental designs for research*. Chicago, IL: Rand McNally.
- Campbell, S.K. (1974). *Flaws and fallacies in statistical thinking*. Englewood, NJ: Prentice-Hall.
- Caracciolo, E., Larcán, R. y Camma, M. (1985). Il "test C": un modello statistico per l'analisi clinica e sperimentale di dati in serie temporali relativi ad soggetto singolo ("N=1"). *Bolletino di Psicologia Applicata*, 175, 43-54.
- Caridad, J.M. (1985). *Cálculo de probabilidades y análisis de datos I*. Córdoba: Servicio de publicaciones de la Universidad de Córdoba.
- Cascio, W.F. y Zedeck, S. (1983). Open a new window in rational research planning: Adjust alpha to maximize statistical power. *Personnel Psychology*, 36, 517-526.
- Center, B.A., Skiba, R.J. y Casey, A. (1985-1986). A methodology for the quantitative synthesis of intra-subject design research. *The Journal of Special Education*, 19, 387-400.
- Chambers, E. y Fowlkes, E.B. (1966). *A dictionary of distributions: Comparisons with the standard normal*. New Jersey: Bell Telephone Laboratories.
- Chase, L.J. y Tucker, R.K. (1976). Statistical power: derivation, development, and data-analytic implications. *The Psychological Record*, 26, 473-486.
- Chou, Y.L. (1974). *Statistical analysis*. New York: Holt, Rinehart and Winston.

- Christensen, R. (1989). *Data distributions. A statistical handbook* (2^a ed.). Massachusetts: Entropy Limited.
- Clarke, A.B. y Disney, R.L. (1985). *Probability and random processes: A first course with applications*. New York: Wiley.
- Clarke, L.E. (1975). *Random variables*. New York: Longman.
- Cleveland, W.S. (1985). *The elements of graphing data*. Monterey, CA: Wadsworth.
- Cohen, J. (1962). The statistical power of abnormal-social psychological research: A review. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 65, 145-153.
- Cohen, J. (1965). Some statistical issues in psychological research. En B.B. Wolman (Ed.), *Handbook of clinical psychology*. New York: McGraw-Hill.
- Cohen, J. (1969). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. San Diego, CA: Academic Press.
- Cohen, J. (1970). Aproximate power and sample size determination for common one-sample and two-sample hypothesis tests. *Educational and Psychological Measurement*, 30, 811-831.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2^a ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cohen, J. (1990). Things I have learned (so far). *American Psychologist* 45, 1304-1312.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155-159.

- Cook, T.D. y Campbell, D.T. (Eds.) (1979). *Quasi-experimentation: Design and analysis issues for field settings*. Chicago, IL: Rand McNally.
- Cooper, H.M. (1981). On the significance of effects and the effects of significance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 41, 1013-1018.
- Cooper, H.M y Findley, M. (1982). Expected effect sizes: estimates for statistical power analysis in social psychology. *Personality and social psychology Bulletin*, 8, 168-173.
- Cordray, D.S. y Sonnefeld, L.J. (1985). Quantitative synthesis: An actuarial base for planning impact evaluations. *New Directions for Program Evaluation*, 27, 29-48.
- Cox, D.R. (1948). Some problems connected with statistical inference. *Annals of Mathematical Statistics*, 29, 357-372.
- Cramer, H. (1946). *Mathematical methods of statistics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Cran, G.W., Martin, K.J. y Thomas, G.E. (1977). The incomplete Beta integral. Inverse of the incomplete Beta function ratio. *Applied Statistics*, 26, 111-114.
- Cronbach, L. y Snow, R. (1977). *Aptitudes and instructional methods*. New York: Irvington Press.
- Crosbie, J. (1989). The inappropriateness of the C statistic for assessing stability or treatment effects with single-subject data. *Behavioral Assessment*, 11, 315-325.

- Crosbie, J. y Sharpley, C.F. (1989). DMITSA: A simplified interrupted time-series analysis program. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 21, 639-642.
- Cuadras, C.M. (1985). *Problemas de probabilidades y estadística* (6ª ed.), Vol. 1. Barcelona: Promociones Publicaciones Universitarias.
- Cumming, W.W. y Schoenfeld, W.N. (1960). Behavior stability under extended exposure to a time-correlated reinforcement contingency. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 3, 71-82.
- Daniel, C. y Wood, F.S. (1971). *Fitting equations to data: Computer analysis of multifactor data for scientists and engineers*. New York: McGraw-Hill.
- Dattilo, J. y Rusch, F.R. (1985). Effects of choice on leisure participation for persons with severe handicaps. *Journal of the Association for Persons with Severe Handicaps*, 10, 194-199.
- David, F.N. (1951). *Probability theory for statistical methods*. Cambridge: Cambridge University Press.
- DeProspero, A. y Cohen, S. (1979). Inconsistent visual analysis of intrasubject data. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 90, 57-68.
- Dielman, T.E. (1989). *Pooled cross-sectional and time series data analysis*. New York: Marcel Dekker.
- Dixon, W.J. (Ed.) (1990). *BMDP statistical software*. Berkeley, CA: University of California Press.

- Durbin, J. (1970). An alternative to the bounds test for testing for serial correlation in least squares regression. *Econometrika*, 38, 422-429.
- Durbin, J. y Watson, G.S. (1950). Testing serial correlation in least squares regression. I. *Biometrika*, 37, 409-428.
- Durbin, J. y Watson, G.S. (1951). Testing serial correlation in least squares regression. II. *Biometrika*, 38, 159-178.
- Durbin, J. y Watson, G.S. (1971). Testing serial correlation in least squares regression. III. *Biometrika*, 58, 1-19.
- Eamon, D.B. (1992). Data generation and analysis using spreadsheets. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 24, 174-179.
- Edgington, E.S. (1967). Statistical inference from N=1 experiments. *Journal of Psychology*, 65, 195-199.
- Edgington, E.S. (1975). Randomization tests for one-subject operant experiments. *Journal of Psychology*, 90, 57-68.
- Edgington, E.S. (1980a). *Randomization tests*. New York: Marcel Dekker.
- Edgington, E.S. (1980b). Validity of randomization tests for one-subject experiments. *Journal of Educational Statistics*, 5, 235-251.
- Edgington, E.S. (1980c). Random assignment and statistical tests for one-subject experiments. *Behavioral Assessment*, 2, 19-28.

- Edgington, E.S. (1984). Statistics and the single case. En M. Hersen, R.M. Eisler y P.M. Miller (Eds.), *Progress in behaviour modification*, Vol. 16. New York: Academic Press.
- Edgington, E.S. (1992). Nonparametric test for single-case experiments. En T.R. Kratochwill y J.R. Levin (Eds.), *Single-case research design and analysis*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Espie, A. y Lindsay, W.R. (1987). Cognitive strategies for the management of severe sleep-maintenance insomnia: A preliminary investigation. *Behavioural Psychotherapy*, 15, 388-395.
- Evans, L.B. (1992). *Fundamentals of de SAS system V6*. Heidelberg: SAS Institute.
- Ezequiel, M. y Fox, K.A. (1959). *Methods of correlation and regression analysis* (3ª ed.). New York: Wiley.
- Fabian, V. y Hannan, J. (1985). *Introduction to probability and mathematical statistics*. New York: Wiley.
- Feller, W. (1978). *Introducción a la teoría de probabilidades y sus aplicaciones*, Vol. 2. México: Limusa (Edición original en inglés 1971).
- Feller, W. (1989). *Introducción a la teoría de probabilidades y sus aplicaciones* (6ª ed.), Vol. 1. México: Limusa (Edición original en inglés 1970).
- Fischer, J. (1978). Does anything work?. *Journal of Social Service Research*, 1, 215-243.

- Fisher, R.A. (1929). Moments and product moments of sampling distributions. *London Mathematical Society (series 2)* 30, 199-238.
- Fisher, R.A. (1930). The moments of the distribution for normal samples of measures of departure from normality. *Royal Society Procedures, A*, 16-28.
- Fisher, R.A (1935). *The design of experiments*. London: Oliver and Boyd.
- Fisher, R.A (1950). *Contributions to mathematical statistics*. London: Chapman and Hall.
- Fisher, R.A (1955). Statistical methods and scientific induction. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 17, 245-251.
- Fisz, M. (1963). *Probability theory and mathematical statistics* (3^a ed.). New York: Wiley.
- Fowlkes, E.B. (1987). *A folio of distributions. A collection of theoretical quantile-quantile plots*. New York: Marcel Dekker.
- Furlong, M.J. y Wampold, B.E. (1982). Intervention effects and relative variation as dimensions in experts' use of visual inference. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 15, 415-421.
- Galambos, J. (1988). *Advanced probability theory*. New York: Marcel Dekker.
- Garret, H.E. (1974). *Estadística en psicología y educación* (3^a ed.). Buenos Aires: Paidós (Edición original en inglés 1953).

- Gentile, J.R., Roden, A.H. y Klein, R.D. (1972). An analysis of variance model for the intrasubject replication design. *Journal of Applied Behavioral Analysis*, 5, 193-198.
- Gigerenzer, G. y Murray, D.J. (1987). *Cognition as intuitive statistics*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Ginsberg, P.E. (1987). The peculiar relationship between psychiatric case records and length of hospitalization. *American Behavioral Scientist*, 30, 188-200.
- Glass, G.V., McGaw, B. y Smith, M.L. (1981). *Meta-analysis in social research*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Glass, G.V. y Stanley, J.C. (1970). *Statistical methods in education and psychology*. New Jersey: Prentice-Hall.
- Glass, G.V., Willson, V.L. y Gottman, J.M. (1975). *Design and analysis of time-series experiments*. Boulder, CO: Colorado Associated University Press.
- Gnedenko, B.V. (1976). *The theory of probability* (3^a ed.). Moscow: Mir.
- Gnedenko, B.V., Belyayav, K. y Solovyev, A.D. (1969). *Methods of reliability theory*. New York: Academic Press.
- Gnedenko, B.V. y Kolmogorov, A.N. (1968). *Limit distributions for sums of independent random variables*. Massachusetts: Addison-Wesley.
- Goldstein, R. (1989). Power and sample size via MS/PC-DOS computers. *American Statistician*, 43, 253-260.

- Gorsuch, R.L. (1983). Three methods for analyzing limited time-series (N of 1) data. *Behavioral Assessment*, 5, 141-154.
- Gottman, J.M. (1973). N-of-one and N-of-two research in psychoterapy. *Psychological Bulletin*, 80, 93-105.
- Gottman, J.M. (1981). *Time-series analysis. A comprehensive introduction for social scientists*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gottman, J.M. y Glass, G.V. (1978). Analysis of interrupted time-series experiments. En T.R. Kratochwill (Ed.), *Single subject research: Strategies for evaluating change*. New York: Academic Press.
- Gottman, J.M., McFall, R.M. y Barnett, J.T. (1969). Design and analysis of research using time series. *Psychological Bulletin*, 72, 299-306.
- Granger, C.W.J. y Newbold, P. (1977). *Forecasting economic time series*. New York: Academic Press.
- Greenwald, A.G. (1975). Consequences of prejudice against the null hypothesis. *Psychological Bulletin*, 82, 1-20.
- Greenwood, K.M. y Matyas, T.A. (1990). Problems with the application of interrupted time series analysis for brief single-subject data. *Behavioral Assessment*, 12, 355-370.
- Grimmett, G. y Welsh, D. (1986). *Probability an introduction*. New York: Oxford University Press.

-
- Guillén, F. (1991). *Cálculo integral*. Barcelona: Universitat Politècnica de Catalunya.
- Harrop, J.W. y Velicer, W.F. (1985). A comparison of alternative approaches to the analysis of interrupted time-series. *Multivariate Behavioral Research*, 20, 27-44.
- Hart, B.J. (1942). Significance levels for the ratio of the mean square successive difference to the variance. *The Annals of Mathematical Statistics*, 13, 445-447.
- Hart, B.J y von Neumann, J. (1942). Tabulation of the probabilities for the ratio of the mean square successive difference to the variance. *The Annals of Mathematical Statistics*, 13, 207-214.
- Hartmann, D.P. (1974). Forcing square pegs into round holes: Some comments on "An analysis of variance model for the intrasubject replication design". *Journal of Applied Behavior Analysis*, 7, 635-638.
- Hartmann, D.P., Gottman, J.M., Jones, R.R., Gardner, W., Kazdin, A.E. y Vaught, R. (1980). Interrupted time-series analysis and its application to behavioral data. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 13, 543-559.
- Hayes, S.C. (1981). Single case experimental design and empirical clinical practice. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 49, 193-211.
- Hedges, L.V. y Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis*. New York: Academic Press.
- Hersen, M. (1982). Single-case experimental designs. En A.S. Bellack, M. Hersen y A.E. Kazdin (Eds.), *International handbook of behavior modification and therapy*. New York: Plenum Press.
-

Referencias

- Hersen, M., Eisler, R.M., Alford, G.S. y Agras, W.S. (1973). Effects of token economy on neuritic depression: An experimental analysis. *Behavior Therapy*, 4, 392-397.
- Hewett, T. (1985). Teaching students to model neural circuits and neural networks using an electronic spreadsheet. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 17, 339-344.
- Hibbs, D.A. (1974). Problems of statistical estimation and causal inference in time-series regression models. En H.L. Costner (Ed.), *Sociological methodology 1973-1974*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Holmes, C.T. (1984). Effect size estimation in meta-analysis. *The Journal of Experimental Education*, 52, 106-109.
- Horne, G.P., Yang, M.C.K. y Ware, W.B. (1982). Time series analysis for single-subject designs. *Psychological Bulletin*, 91, 178-189.
- Huitema, B.E. (1985). Autocorrelation in applied behavior analysis: A myth. *Behavioral Assessment*, 7, 107-118.
- Huitema, B.E. (1986). Autocorrelation in behavioral research. En A. Poling y R.W. Fuqua (Eds.), *Research methods in applied behavior analysis: Issues and advances*. New York: Plenum Press
- Huitema, B.E. (1988). Autocorrelation: 10 years of confusion. *Behavioral Assessment*, 10, 253-294.
- Huitema, B.E. y McKean, J.W. (1991). Autocorrelation estimation and inference with small samples. *Psychological Bulletin*, 110, 291-304.

- Hume, K.M. y Crossman, J. (1992). Musical reinforcement of practice behaviors among competitive swimmers. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 25, 665-670.
- Hunter, J.E., Schmidt, F.C. y Jackson, G.B. (1982). *Meta-analysis: Cumulating research findings across studies*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Jain, R. (1991). *The art of computer systems performance analysis*. New York: Wiley.
- Jambunathan, M.V. (1954). Some properties of beta and gamma distributions. *Annals of the Mathematical Statistics*, 25, 401-405.
- Janacek, G. y Swift, L. (1993). *Time series. Forecasting, simulation, applications*. London: Horwood.
- Jobson, J.D. (1991). *Applied multivariate data analysis*, Vol. 2. New York: Springer-Verlag.
- Johnson, N.L. y Kotz, S. (1969). *Distributions in statistics: discrete distributions*. New York: Wiley.
- Johnson, N.L. y Kotz, S. (1970). *Distributions in statistics: continuous univariate distributions*. New York: Wiley.
- Johnson, N.L., Nixon, E. y Amos, D.E. (1963). Table of percentage points of Pearson curves, for given χ^2 , expressed in standard measure. *Biometrika*, 50, 459-498.
- Johnston, J. (1972). *Econometric methods* (2^a ed.). New York: McGraw-Hill.

- Jones, R.R., Vaught, R.S. y Weinrott, M. (1977). Time-series analysis in operant research. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 10, 151-166.
- Jones, R.R., Weinrott, M. y Vaught, R.S. (1978). Effects of serial dependency on the agreement between visual and statistical inference. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 11, 227-283.
- Kalbfleisch, J.G. (1979). *Probability and statistical inference I*. New York: Springer-Verlag.
- Kazdin, A.E. (1976). Statistical analysis for single-case designs. En M. Hersen y D.H. Barlow (Eds.). *Single case experimental designs: Strategies for studying behavior change*. New York: Pergamon Press.
- Kazdin, A.E. (1982). *Single-case research designs: Methods for clinical and applied settings*. New York: Oxford University Press.
- Kazdin, A.E. y Bass, D. (1989). Power to detect differences between alternative treatments in comparative psychotherapy outcome research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 57, 138-147.
- Kazdin, A.E. y Kopel, S.A. (1975). On resolving ambiguities of the multiple-baseline design: Problems and recommendations. *Behavior Therapy*, 6, 601-608.
- Kendall, M.G. (1954). Note on bias in the estimation of autocorrelation. *Biometrika*, 41, 403-404.
- Kendall, M.G y Ord, J.K. (1990). *Time series* (3ª ed.). London: Arnold.

- Kern-Dunlap, L., Dunlap, G., Clarke, S., Childs, K.E., White, R.L. y Stewart, M.P. (1992). Effects of a videotape feedback package on the peer interactions of children with serious behavioral and emotional challenges. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 25, 355-364.
- Killeen, P.R. (1978). Stability criteria. *Journal of the experimental analysis of behavior*, 29, 17-25.
- Kmenta, J. (1971). *Elements of econometrics*. New York: Macmillan.
- Knuth, D.E. (1981). *The Art of Computer Programming. Semi-numerical Algorithms*, Vol. 2. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Koroliuk, V.S. (1981). *Manual de la teoría de probabilidades y estadística matemática*. Moscow: Mir (Edición original en ruso 1978)
- Kraemer, H.C. y Thiemann, S. (1987). *How many subjects?. Statistical power analysis in research*. Newbury Park, CA: Sage.
- Kratochwill, T.R. (Ed.) (1978). *Single-subject research: Strategies for evaluating change*. New York: Academic Press.
- Kratochwill, T.R., Alden, K., Demuth, D., Dawson, D., Panicucci, C., Arntson, P., McMurray, N., Hempstead, J. y Levin, J.R. (1974). A further consideration in the application of an analysis of variance model for the intrasubject replication design. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 7, 629-633.

- Kratochwill, T.R. y Brody, G.H. (1978). Single subject designs: A perspective on the controversy over employing statistical inference and implications for research and training in behavior modification. *Behavior Modification*, 2, 291-307.
- Labovitz, S. (1968). Criteria for selecting a significance level: A note on the sacredness of .05. *The American Sociologist*, 3, 220-222.
- Lane, D.M. y Dunlap, W.P. (1978). Estimating effect size: Bias resulting from the significance criterion in editorial decisions. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 31, 107-112.
- Larson, H.J. (1982). *Introduction to probability theory and statistical inference* (3^a ed.). New York: Wiley.
- Levin, J.R., Marascuilo, L.A. y Hubert, L.J. (1978). N=1 nonparametric randomization test. En T.R. Kratochwill (Ed.), *Single-subject research: Strategies for evaluating change*. New York: Academic Press.
- Lewis, D. (1960). *Quantitative methods in psychology*. New York: McGraw-Hill.
- Lewis-Beck, M.S. (1986). Interrupted time series. En W.D. Berry y M.S. Lewis-Beck (Eds.), *New tools for social scientists. Advances and applications in research methods*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Lippman, S.A. (1971). *Elements of probability and statistics*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Lipsey, M.W. (1990). *Design sensitivity: Statistical power for experimental research*. Newbury Park, CA: Sage.

- Loève, M. (1963). *Probability theory* (3^a ed.). New York: Van Nostrand.
- Lotus 1-2-3. (1990). *Hoja de cálculo lotus V3.1+*. Cambridge: Lotus Development Corporation.
- Luciano, M.C. y Polaino-Lorente, A. (1986). Effects of the acquisition of prerequisite behavior on the learning of nonvocal verbal behavior and vocal imitation in children with severe retardation. *Psychological Record*, 36, 315-332.
- Lukacs, E. (1970). *Characteristic functions* (2^a ed.). London: Griffin.
- Lukacs, E. y Laha, R.G. (1964). *Applications of characteristic functions*. London: Griffin.
- Lutkepohl, H. (1991). *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
- Lykken, D. (1968). Statistical significance in psychological research. *Psychological Bulletin*, 70, 151-159.
- Majó, J. (1964). *Estadística matemática y cálculo numérico-gráfico* (3^a ed.). Barcelona: Vicens-Vives
- Majumder, K.L. y Bhattacharjee, G.P. (1973). The incomplete Beta integral. *Applied Statistics*, 22, 409-414.
- Mathematica. (1993). *Mathematica V2*. Champaign, IL: Wolfram Research.

- Matyas, T.A. y Greenwood, K.M. (1990). Visual analysis of single-case time-series: Effects of variability, serial dependence, and magnitude of intervention effect. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 23, 341-351.
- Matyas, T.A. y Greenwood, K.M. (1991). Problems in the estimation of autocorrelation in brief time series and some implications for behavioral data. *Behavioral Assessment*, 13, 137-157.
- McCleary, R. y Hay, R.A., Jr. (1980). *Applied time series analysis for the social sciences*. Beverly Hills, CA: Sage.
- McNemar, Q. (1960). At random: sense and nonsense. *American Psychologist*, 15, 295-300.
- McPherson, G. (1990). *Statistics in scientific investigation. Its basis, application, and interpretation*, New York: Springer-Verlag.
- Meyer, P.L. (1986). *Probabilidad y aplicaciones estadísticas*. México: Addison-Wesley Iberoamericana (Edición original en inglés 1970).
- Milton, J.S. y Tsokos, C.P. (1976). *Probability theory with the essential analysis*. Massachussets: Addison-Wesley.
- Moran, P.A.P. (1968). *An introduction to probability theory*. Oxford: Oxford University Press.
- Morley, S. y Adams, M. (1989). Some simple statistical tests for exploring single-case time series data. *British Journal of Clinical Psychology*, 28, 1-18.

-
- Morley, S. y Adams, M. (1991). Graphical analysis of single-case time series data. *British Journal of Clinical Psychology*, 30, 97-115.
- Mosteller, F. y Bush, R.R. (1954). Selected quantitative techniques. En G. Lindzey (Ed.), *Handbook of social psychology: Theory and method*, Vol. 2. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Müller, J.H. (1930-31). On the application of continued fractions to the evaluation of certain integrals, with special reference to the incomplete Beta function. *Biometrika*, 22, 284-297.
- Muñiz, J. (1990). *Teoría de respuesta a los ítems*. Madrid: Piramide.
- Murray, S. (1978). *Tácticas de investigación científica* (3ª ed.). Barcelona: Fontanella (Edición original en inglés 1960).
- Nagel, S.S. y Neef, M. (1977). Determining an optimum level of statistical significance. En M. Guttentag y S. Saar (Eds.), *Evaluation studies review annual*, Vol 2. Beverly Hills, CA: Sage.
- Neufeld, A. y Fantuzzo, J.W. (1987). Treatment of severe self-injurious behavior by the mentally retarded using the bubble helmet an differential reinforcement procedures. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 18, 127-136.
- Neyman, J. y Pearson, E.S. (1928). On the use and interpretation of certain test criteria for purposes of statistical inference. *Biometrika*, 20A, 175-240, 263-229.
- Neyman, J. y Pearson, E.S. (1933). On the problem of the most efficient tests of statistical hypothesis. *Transactions of the Royal Society of London Series A*, 231, 289-337.
-

- Neyman, J. y Pearson, E.S. (1936). Contributions to the theory of testing statistical hypotheses. *Statistical Research Memoirs*, 1, 1-37.
- Norusis, M.J. (1990). *SPSS/PC+ advanced statistics V4.0*. Chicago, IL: SPSS.
- Oakes, M. (1986). *Statistical inference: A commentary for the social and behavioral sciences*. New York: Wiley.
- Ostle, B. (1965). *Estadística aplicada. Técnicas de la estadística moderna, cuando y donde aplicarlas*. México: Limusa-Wiley (Edición original en inglés 1963).
- Ostrom, C.W., Jr. (1978). *Time series analysis: Regression techniques*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Papoulis, A. (1980). *Probabilidad, variables aleatorias y procesos estocásticos*. Barcelona: Eunivar (Edición original en inglés 1965).
- Parsonson, B.S. y Baer, D.M. (1978). The analysis and presentation of graphic data. En T.R. Kratochwill (Ed.), *Single-subject research: Strategies for evaluation change*. New York: Academic Press.
- Parsonson, B.S. y Baer, D.M. (1986). The graphic analysis of data. En A. Poling y R.W. Fuqua (Eds.), *Research methods in applied behavior analysis. Issues and advances*. New York: Plenum Press.
- Parsonson, B.S. y Baer, D.M. (1992). The visual analysis of data, and current research into the stimuli controlling it. En T.R. Kratochwill y J.R. Levin (Eds.), *Single-case research design and analysis*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.

- Parzen, E. (1960). *Modern probability theory and its applications*. New York: Wiley.
- Pearson, E.S. y Johnson, N.L. (1968). *Tables of the incomplete Beta-function*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pearson, K. (1922). *Tables of the incomplete Gamma-Function*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pearson, K. (Ed.) (1924). *Tables of the incomplete Beta-function*. London: Biometrika Office.
- Pesin, I.N. (1970). *Classical and modern integration theories*. New York: Academic Press.
- Phillips, J.P.N. (1983). Serially correlated errors in some single-subject designs. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 36, 269-280.
- Pitt, H.R. (1963). *Integration measure and probability*. London: Oliver and Boyd.
- Polgan, S. y Thomas, S.A. (1993). *Introducción a la investigación en las ciencias de la salud*. Madrid: Longman (Edición original en inglés 1991).
- Poling, A. y Grosset, D. (1986). Basic research designs in applied behavior analysis. En A. Poling y R.W. Fuqua (Eds.), *Research methods in applied behavior analysis. Issues and Advances*. New York: Plenum Press.
- Polo, C. (1985). *Probabilidad* (3ª ed.). Barcelona: Universitat Politècnica de Catalunya.

- Prather, J.E. y Gibson, F.K. (1977). The failure of social programs. *Public Administration Review*, 37, 556-564.
- Quera, V. y Bono, R. (1993, Julio). *Software para el cálculo del estadístico C*. Poster presentado al III Simposium de Metodología de las Ciencias Sociales y del Comportamiento, Santiago de Compostela, La Coruña.
- Quesada, V. y Pardo, L. (1987). *Curso superior de probabilidades*. Barcelona: Promociones Publicaciones Universitarias.
- Quirin, W.L. (1978). *Probability and statistics*. New York: Harper and Row.
- Ríos, S. (1977). *Métodos estadísticos* (2ª ed.). Madrid: Ediciones del Castillo.
- Risley, T.R. y Wolf, M.M. (1972). Strategies for analyzing behavioral change over time. En J. Nesselroade y H. Reese (Eds.), *Life-span developmental psychology: Methodological issues*. New York: Academic Press.
- Robinson, F.F., Morran, D.K. y Hulse-Killacky, D. (1989). Single-subject research designs for group counselors studying their own groups. *The Journal for specialists in Group Work*, 14, 93-97.
- Rosenthal, R. (1979). The "file drawer problem" and tolerance for null results. *Psychological Bulletin*, 86, 638-641.
- Rosenthal, R. (1984). *Meta-analytic procedures for social research*. Beverly Hills, CA: Sage.

- Ross, S.M. (1980). *Introduction to probability models* (2^a ed.). Orlando, FL: Academic Press.
- Rossi, J.S. (1990). Statistical power of psychological research: What have we gained in 20 years?. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 58, 646-656.
- Rossi, P.H. y Wright, J.D. (1984). Evaluation research: An assessment. *Annual Review of Sociology*, 10, 331-352.
- Rothschild, V. y Logothetis, N. (1986). *Probability distributions*. New York: Wiley.
- Rothstein, H., Borenstein, M., Cohen, J. y Pollack, S. (1990). Statistical power analysis for multiple regression/correlation: A computer program. *Educational and Psychological Measurement*, 50, 819-830.
- Rozanov, Y. (1973). *Procesos aleatorios*. Moscow: Mir (Edición original en ruso 1970)
- Runyon, R.P. (1969). Minimum sample size required to achieve power 1-B in testing for the significance of a difference in independent proportions. *Perceptual and Motor Skills*, 28, 247-250.
- Saks, S. y Zygmund, A. (1952). *Analytic functions*. Warsaw: Polish Mathematical Society.
- Salkovskis, P.M. (1983). Treatment of an obsesional patient using habituation to audiotaped ruminations. *British Journal of Clinical Psychology*, 22, 311-313.

- Sánchez, P. (1988a). Variables aleatorias y funciones de distribución. En C.M. Cuadras, B. Echevarría, J. Mateo y P. Sánchez (Eds.), *Fundamentos de estadística. Aplicación a las ciencias humanas* (2ª ed.). Barcelona: Promociones Publicaciones Universitarias.
- Sánchez, P. (1988b). Esperanza y varianza de una variable aleatoria. Momentos. Covarianza y coeficiente de correlación lineal de Pearson. En C.M. Cuadras, B. Echevarría, J. Mateo y P. Sánchez (Eds.), *Fundamentos de estadística. Aplicación a las ciencias humanas* (2ª ed.). Barcelona: Promociones Publicaciones Universitarias.
- Sánchez, P. (1988c). Distribuciones absolutamente continuas. En C.M. Cuadras, B. Echevarría, J. Mateo y P. Sánchez (Eds.), *Fundamentos de estadística. Aplicación a las ciencias humanas* (2ª ed.). Barcelona: Promociones Publicaciones Universitarias.
- Scheffé, H. (1959). *The analysis of variance*. New York: Wiley.
- Schneider, A.L. y Darcy, R.E. (1984). Policy implications of using significance tests in evaluation research. *Evaluation Review*, 8, 573-582.
- Sedlmeier, P. y Gigerenzer, G. (1989). Do studies of statistical power have an effect on the power of studies?. *Psychological Bulletin*, 105, 309-316.
- Sharpley, C.F. (1981). Time-series analysis of counseling research. *Measurement and Evaluation in Guidance*, 3, 149-157.
- Sharpley, C.F. (1986). Fallibility in the visual assessment of behavioural interventions: Time-series statistics to analyse time-series data. *Behaviour Change*, 3, 26-33.

- Sharpley, C.F. (1987). Time-series analysis of behavioural data: An update. *Behaviour Change*, 4, 40-45.
- Sharpley, C.F. y Alavosius, M.P. (1988). Autocorrelation in behavioral data: An alternative perspective. *Behavioral Assessment*, 10, 243-251.
- Shine, L.C. y Bower, S.M. (1971). A one-way analysis of variance for single-subject designs. *Educational and Psychological Measurement*, 31, 105-113.
- Simonton, D.K. (1977). Cross-sectional time-series experiments: Some suggested statistical analysis. *Psychological Bulletin*, 84, 489-502.
- Skipper, J.K., Guenther, A.S. y Nass, G. (1967). The sacredness of .05: A note concerning the uses of statistical levels of significance in social science. *The American Sociologist*, 1, 16-18.
- Snyder, J. (1987). Behavioral analysis and treatment of poor diabetic self-care and antisocial behavior: a single-subject experimental study. *Behavior Therapy* 18, 251-263.
- Soper, H.E. (1921). *Tracts for computers N° 7. The numerical evaluation of the incomplete Beta function*. London: Cambridge University Press.
- Stanley, B. (1984). A portable method for analysing time-series data in clinical practice. *Perceptual and Motor Skills*, 59, 915-916.
- Sterling, T.D. (1959). Publication decisions and their possible effects on inferences drawn from tests of significance or vice versa. *Journal of the American Statistical Association*, 54, 30-34.

- Stevens, J. (1986). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. New Jersey: Erlbaum.
- Stoyanov, J., Mirazchiiski, I., Ignatov, Z. y Tanushev, M. (1989). *Exercise manual in probability theory*. London: Kluwer Academic Publishers (Edición original en ruso 1985).
- Strenio, J.F., Weisberg, H.I. y Bryk, A.S. (1983). Empirical Bayes estimation of individual growth curve parameters and their relationship to covariates. *Biometrika*, 39, 71-86.
- Strube, M.J. (1985). Power analysis for combining significance levels. *Psychological Bulletin*, 98, 595-599.
- Suen, H.K. (1987). On the epistemology of autocorrelation in applied behavior analysis. *Behavioral Assessment*, 9, 113-124.
- Suen, H.K. y Ary, D. (1987). Autocorrelation in applied behavior analysis: Mith or reality?. *Behavioral Assessment*, 9, 125-130.
- Swaminathan, H. y Algina, J. (1977). Analysis of quasi-experimental time-series designs. *Multivariate Behavioral Research*, 12, 111-131.
- SYSTAT. (1992). *SYSTAT for Windows V5*. Evanston, IL: SYSTAT.
- Tarrier, N. y Barrowclough, C. (1987). A longitudinal psychophysiological assessment of a schizophrenic patient in relation to the expressed emotion of his relatives. *Behavioural Psychotherapy*, 15, 45-57.

-
- Taylor, L.D. (1974). *Probability and mathematical statistics*. New York: Harper and Row.
- Theil, H. (1971). *Principles of econometrics*. New York: Wiley.
- Thomas, J.B. (1986). *Introduction to probability*. New York: Springer-Verlag.
- Thoresen, C.E. y Elashoff, J.D. (1974). Some comments on "An analysis of variance model for the intra-subject replication design". *Journal of Applied Behavior Analysis*, 7, 639-641.
- Toothaker, L.E., Banz, M., Noble, C., Camp, J. y Davis, D. (1983). N=1 designs: The failure of ANOVA-based tests. *Journal of Educational Statistics*, 8, 289-309.
- Tryon, W.W. (1982). A simplified time-series analysis for evaluating treatment interventions. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 15, 423-429.
- Tryon, W.W. (1984). "A simplified time-series analysis for evaluating treatment interventions": A rejoinder to Blumberg. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 17, 543-544.
- Tucker, H.G. (1966). *Introducción a la teoría matemática de las probabilidades y la estadística*. Barcelona: Vicens Vives (Edición original en inglés 1962).
- Tucker, H.G. (1967). *A graduate course in probability*. New York: Academic Press.
- Tukey, J.W. (1949). One degree of freedom for nonadditivity. *Biometrics*, 5, 232-242.
- Tukey, J.W. (1960). Conclusions vs. decisions. *Technometrics*, 2, 423-433.

- Tukey, J.W (1977). *Exploratory data analysis*. Cambridge, MA: Addison-Wesley.
- Tulloch, G. (1959). Publication decisions and tests on significance -a comment. *Journal of the American Statistical Association*, 54, 593.
- Turner, J.C. (1974). *Matemática moderna aplicada. Probabilidades, estadística e investigación operativa*. Madrid: Alianza Editorial (Edición original en inglés 1970).
- Uspensky, J.V. (1947). *Matemáticas de las probabilidades*. Buenos Aires: Nigar (Edición original en inglés 1937).
- Vallejo, G. (1986). Aplicación de análisis de series temporales en diseños con N=1: Consideraciones generales. *Revista Española de Terapia del Comportamiento*, 4, 1-23.
- Vallejo, G. (1993). *Evaluación empírica de tres procedimientos de análisis de series temporales interrumpidas en presencia de tendencias deterministas*. Trabajo de investigación para la provisión de una plaza de Catedrático del área de Metodología de las Ciencias del Comportamiento. Universidad de Oviedo.
- Velicer, W.F. y Harrop, J.W. (1983). The reliability and accuracy of the time-series model identification. *Evaluation Review*, 7, 551-560.
- Velicer, W.F. y McDonald, R.P. (1984). Time series analysis without model identification. *Multivariate Behavioral Research*, 19, 33-47.
- Velleman, P.F. y Hoaglin, C.C. (1981). *Applications, basics, and computing of exploratory data analysis*. Boston: Duxbury Press.

- von Neumann, J. (1941). Distribution of the ratio of the mean square successive difference to the variance. *The Annals of Mathematical Statistics*, 12, 367-395.
- von Neumann, J., Kent, R.H., Bellinson, H.R. y Hart, B.I. (1941). The mean square successive difference. *The Annals of Mathematical Statistics*, 12, 153-162.
- Wadsworth, G.P. y Bryan, J.G. (1960). *Introduction to probability and random variables*. New York: McGraw-Hill.
- Wampold, B.E. y Furlong, M.J. (1981a). The heuristics of visual inference. *Behavioral Assessment*, 3, 79-92.
- Wampold, B.E. y Furlong, M.J. (1981b). Randomization test in single-subject desings: Illustrative examples. *Behavioral Assessment*, 3, 329-341.
- Wesolowsky, G.O. (1976). *Multiple regression and analysis of variance: An introduction for computer users in management and economics*. New York: Wiley.
- Williams, E.A. y Gottman, J.M. (1982). *A user's guide to the Gottman. Williams time-series analysis computer programs for social scientists*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Williams, J.D. (1941). Moments of the ratio of the mean square successive difference to the mean square difference in samples from a normal universe. *Annals of Mathematical Statistics*, 12, 239-241.

- Wishart, J. (1925a). Determination of $\int_0^{\theta} \cos^{n+1} \theta \, d\theta$ for large values of n , and its application to the probability integral of symmetrical frequency curves. *Biometrika*, 17, 68-78.
- Wishart, J. (1925b). Further remarks on a previous paper. *Biometrika*, 17, 469-471.
- Wishart, J. (1927). On the approximate quadrature of certain skew curves. *Biometrika*, 19, 1-38.
- Wong, S.E., Terranova, M.D., Bowen, L., Zarate, R., Massel, H.K. y Liberman, R.P. (1987). Providing independent recreational activities to reduce stereotypic vocalizations in chronic schizophrenics. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 20, 77-81.
- Wonnacott, T.H. y Wonnacott, R.J. (1990). *Introducción a la estadística* (4ª ed.). México: Limusa (Edición original en inglés 1972).
- Young, L.C. (1941). On randomness in ordered sequences. *The Annals of Mathematical Statistics*, 12, 293-300.
- Zettle, R.D. y Hayes, S.C. (1987). Component and process analysis of cognitive therapy. *Psychological Reports*, 61, 939-953.
- Zoroa, P. y Zoroa, N. (1991). *Introducción a la probabilidad y la medida*, Vol 1. Barcelona: Maior.
- Zygmund, A. (1947). A remark on characteristic functions. *Annals of Mathematical Statistics*, 18, 272-276.

APÉNDICES

**1. FICHA TÉCNICA DE LAS DISTRIBUCIONES CONTINUAS
MÁS COMUNES**

<p>Distribución uniforme</p>	<p>Función de densidad</p> $f(x) = \frac{1}{b-a}, \quad a < x < b$ $f(x) = 0 \quad x \leq a \quad x \geq b$	<p>Esperanza matemática</p> $E(X) = \frac{a+b}{2}$ <p>Variación</p> $\text{Var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$
	<p>Función de distribución</p> $F(x) = 0 \quad \text{si } x \leq a$ $F(x) = \frac{x-a}{b-a} \quad \text{si } a < x < b$ $F(x) = 1 \quad \text{si } x \geq b$	<p>Parámetros y valores posibles</p> <p>a, b</p> <p>(a, b) es un intervalo real cualquiera</p>

<p>Distribución normal</p>	<p>Función de densidad</p> $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, \quad -\infty < x < +\infty$	<p>Esperanza matemática</p> $E(X) = \mu$ <p>Variación</p> $\text{Var}(X) = \sigma^2$
	<p>Función de distribución</p> $F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2} dt, \quad -\infty < x < +\infty$	<p>Parámetros y valores posibles</p> μ, σ $-\infty < \mu < +\infty$ $\sigma > 0$

<p>Distribución Gamma</p>	<p>Función de densidad</p> $f(x) = \frac{\lambda^p}{\Gamma(p)} e^{-\lambda x} x^{p-1} \quad \text{si } x > 0$ $f(x) = 0 \quad \text{si } x \leq 0$	<p>Esperanza matemática</p> $E(X) = \frac{p}{\lambda}$ <p>Variancia</p> $Var(X) = \frac{p}{\lambda^2}$ <p>Parámetros y valores posibles</p> $\lambda > 0$ $p > 0$
<p>Función de distribución</p> $\Gamma(p) = \int_0^{\infty} x^{p-1} e^{-x} dx$		

Distribución exponencial	Función de densidad $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ <i>si</i> $x \geq 0$ $f(x) = 0$ <i>si</i> $x < 0$	Esperanza matemática $E(X) = \frac{1}{\lambda}$ Variación $Var(X) = \frac{1}{\lambda^2}$
	Función de distribución $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$ <i>si</i> $x > 0$ $F(x) = 0$ <i>si</i> $x \leq 0$	Parámetros y valores posibles $\lambda > 0$

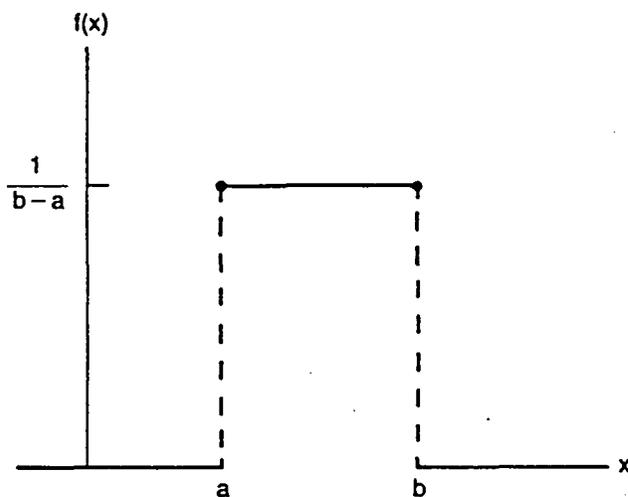
<p>Distribución ji-cuadrado</p>	<p>Función de densidad</p> $f(x) = \frac{1}{2^{\frac{\nu}{2}} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} x^{\frac{\nu}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} \quad \text{si } x > 0$ $f(x) = 0 \quad \text{si } x \leq 0$	<p>Esperanza matemática</p> $E(X) = \nu$ <p>Variación</p> $Var(X) = 2\nu$
		<p>Parámetros y valores posibles</p> ν (número de grados de libertad)
<p>Función de distribución</p> $F(u) = \int_0^u \frac{1}{2^{\frac{\nu}{2}} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} x^{\frac{\nu}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} dx$		

<p>Distribución t de Student</p>	<p>Función de densidad</p> $f(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{\nu}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}}, \quad -\infty < t < +\infty$	<p>Esperanza matemática</p> $E(T) = 0 \quad \text{si } \nu > 1$ <p>Variación</p> $\text{Var}(T) = \frac{\nu}{\nu-2} \quad \text{si } \nu > 2$
	<p>Función de distribución</p> $F(t) = \int_{-\infty}^t \frac{\left(\frac{\nu-1}{2}\right)!}{\left(\frac{\nu-2}{2}\right)! \sqrt{\pi\nu} \left(1 + \frac{x^2}{\nu}\right)^{\frac{\nu+1}{2}}} dx$	<p>Parámetros y valores posibles</p> $\nu \text{ (número de grados de libertad)}$ $\nu > 0$

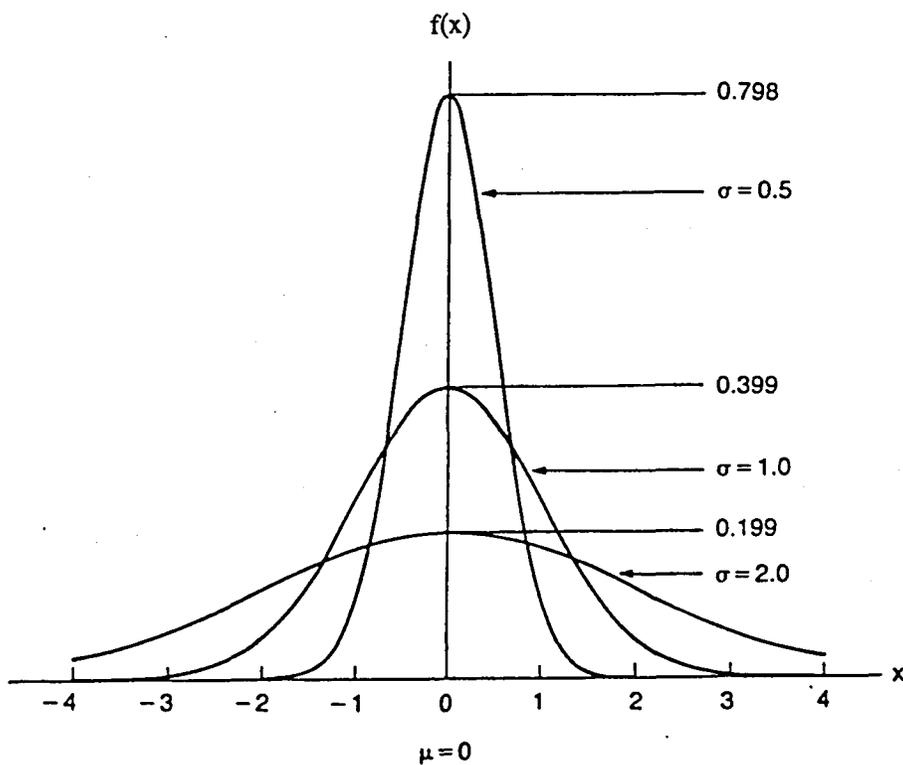
<p>Distribución F</p>	<p>Función de densidad</p> $f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu_1 + \nu_2}{2}\right) \frac{\nu_1}{2} \frac{\nu_2}{2} x^{\frac{\nu_1}{2} - 1} (\nu_2 + \nu_1 x)^{-\frac{\nu_1 + \nu_2}{2}}}{\Gamma\left(\frac{\nu_1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{\nu_2}{2}\right)}$ <p style="text-align: center;">$f(x) = 0$ $\text{si } x \leq 0$</p> <p style="text-align: center;">$\text{si } x > 0$</p>	<p>Esperanza matemática</p> $E(F) = \frac{\nu_2}{\nu_2 - 2} \quad \nu_2 > 2$ <p style="text-align: center;">Variancia</p> $Var(F) = \frac{2\nu_2^2(\nu_1 + \nu_2 - 2)}{\nu_1(\nu_2 - 2)^2(\nu_2 - 4)} \quad \nu_2 > 4$
	<p>Función de distribución</p> $G(F) = \int_0^F \frac{\left(\frac{\nu_1 + \nu_2 - 2}{2}\right)! \frac{\nu_1}{2} \frac{\nu_2}{2} x^{\frac{\nu_1}{2} - 1} (\nu_2 + \nu_1 x)^{-\frac{\nu_1 + \nu_2}{2}}}{\left(\frac{\nu_1 - 2}{2}\right)! \left(\frac{\nu_2 - 2}{2}\right)!} dx$	<p>Parámetros y valores posibles.</p> <p>ν_1 y ν_2 grados de libertad del numerador y denominador, respectivamente.</p> <p style="text-align: center;">$\nu_1 > 0$ $\nu_2 > 2$</p>

<p>Distribución Beta</p>	<p>Función de densidad.</p> $f(x) = \frac{1}{B(p, q)} x^{p-1} (1-x)^{q-1}, \quad 0 < x < 1$ $f(x) = 0 \quad \text{y} \quad x \geq 1$	<p>Esperanza matemática</p> $E(X) = \frac{p}{p+q}$ <p>Variación</p> $\text{Var}(X) = \frac{pq}{(p+q)^2 (p+q+1)}$
	<p>Función de distribución</p> $B(p, q) = \int_0^1 x^{p-1} (1-x)^{q-1} dx$	<p>Parámetros y valores posibles.</p> $p > 0$ $q > 0$

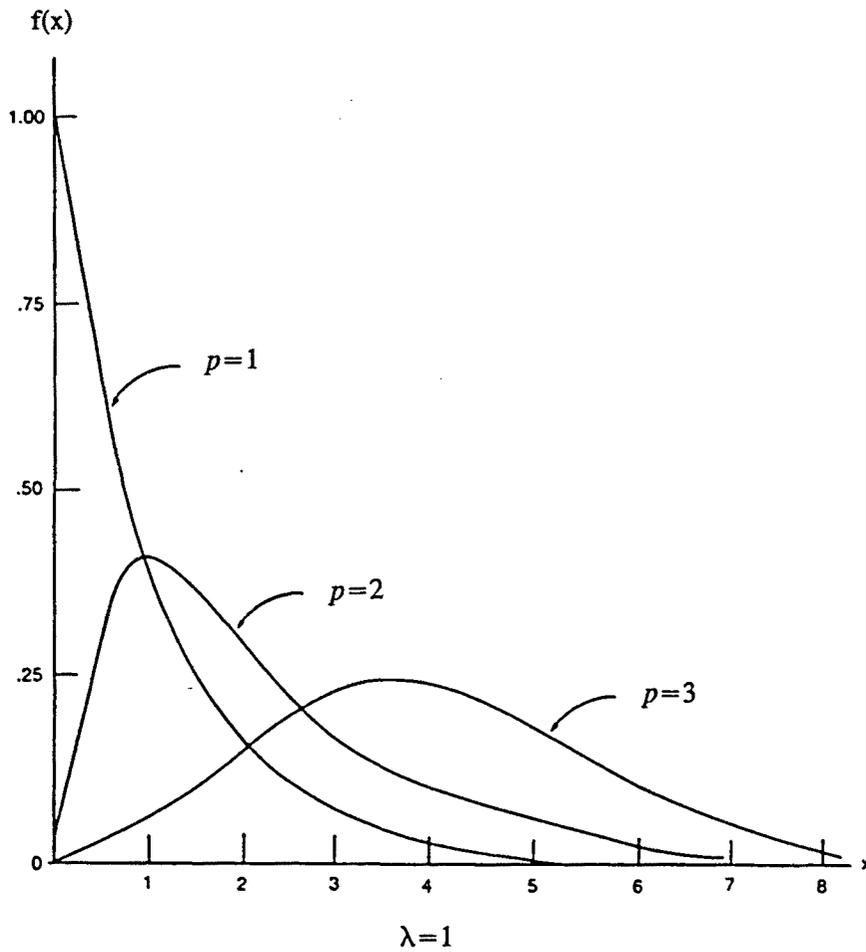
REPRESENTACIONES GRÁFICAS



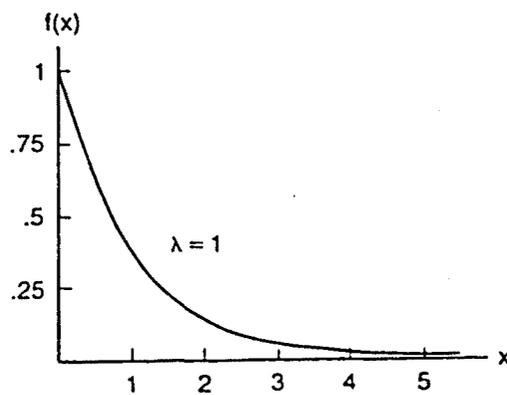
Distribución uniforme o rectangular. (Rothschild y Logothetis, 1986; p. 22.)



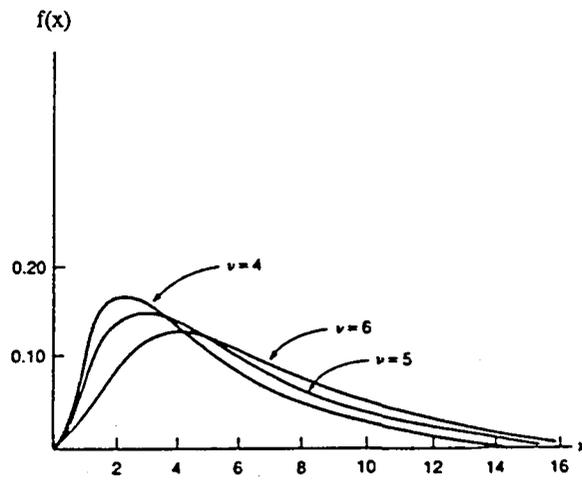
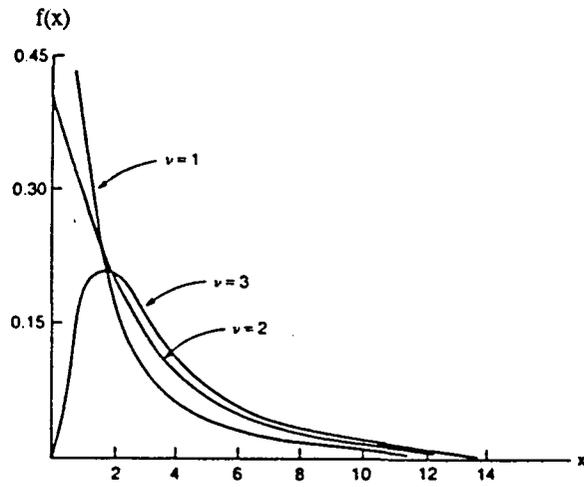
Distribuciones normales. (Rothschild y Logothetis, 1986; p. 26.)



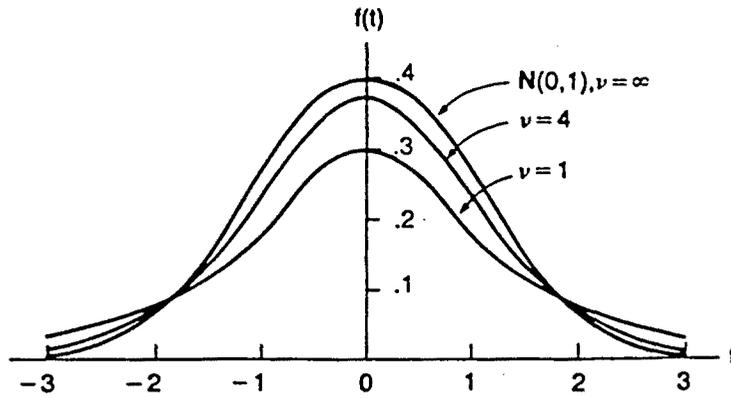
Distribuciones Gamma. (Rothschild y Logothetis, 1986; p. 42.)



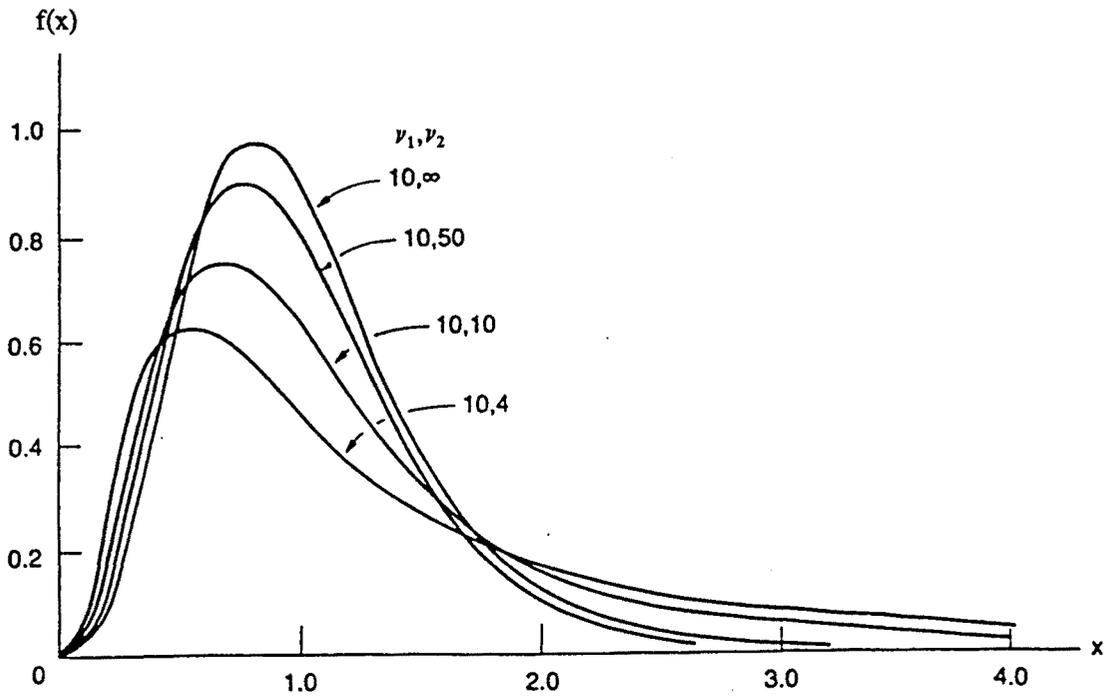
Distribución exponencial. (Rothschild y Logothetis, 1986; p. 36.)



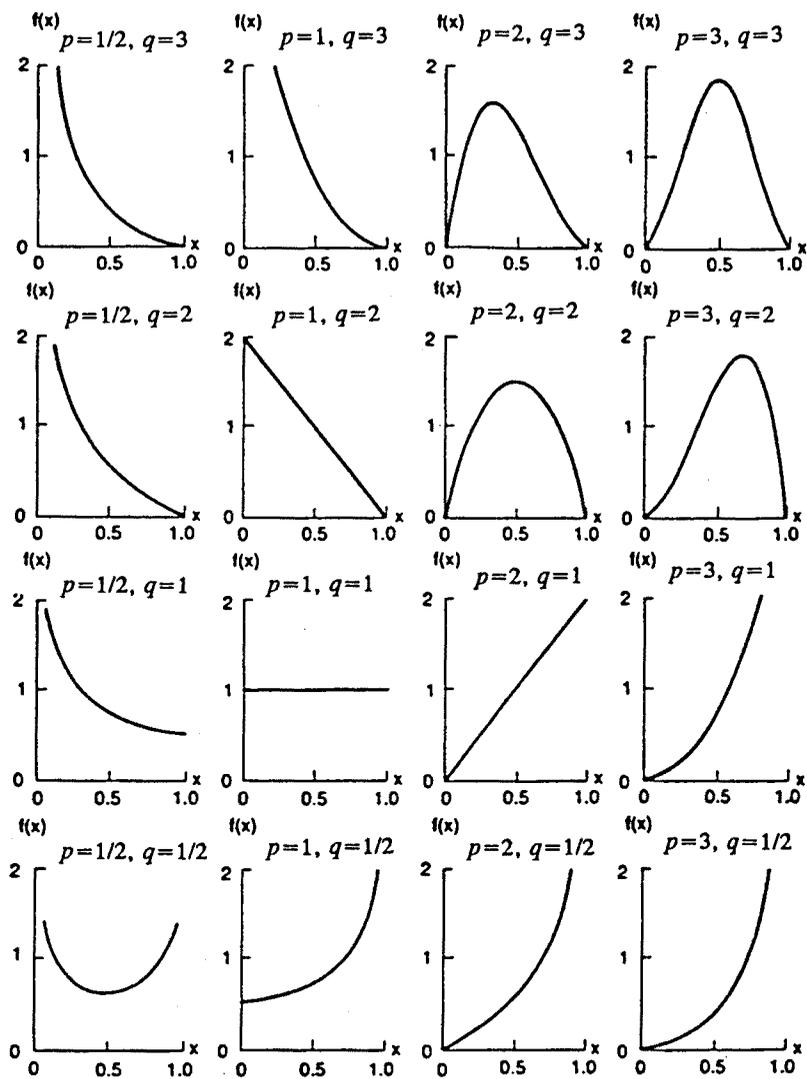
Distribuciones χ^2 para varios grados de libertad ν . (Rothschild y Logotheis, 1986; p. 40.)



Distribución t de Student ($\nu = 4$ y 1) comparada con la distribución normal $N(0,1)$. (Rothschild y Logothetis, 1986; p. 54.)



Distribución F. (Rothschild y Logothetis, 1986; p. 56.)



Distribuciones Beta. (Rothschild y Logothesis, 1986; p. 50.)

