

FACULTAD DE PSICOLOGIA
UNIVERSIDAD DE BARCELONA

MICRO-ANALISIS DE LA CONDUCTA INTERACTIVA :

UNA APLICACION A LA INTERACCION
MATERNO-FILIAL EN CHIMPANCES

Vol. I

Tesis Doctoral presentada por:

VICENÇ QUERA JORDANA

Dirigida por:

Dra. D^a. Maria Teresa Anguera Argilaga

y

Dr. D. Jordi Sabater Pi

MAYO, 1986

1. EL ANÁLISIS SECUENCIAL DE RETARDO
SEGÚN EL MÉTODO DE SACKETT

1. EL ANALISIS SECUENCIAL DE RETARDO SEGUN EL METODO DE SACKETT

1.1. Desarrollo y aplicaciones recientes

El método de análisis secuencial de retardo para datos observacionales tuvo su origen en un trabajo de Sackett (1974) relativo a la conducta de una pareja madre-hijo Macaca fascicularis. Como se comentará más adelante, en aquel primer estudio solamente se analizaron contingencias entre conductas de la madre y del hijo que habían sido categorizadas de una forma discreta (o datos tipo I, Bakeman, 1978)¹

Aquel trabajo tuvo una repercusión importante en las ideas de otros autores interesados en las técnicas de reducción de datos observacionales. Bakeman y Dabbs (1976) y Bakeman (1978) recogen y transmiten el método inicial propuesto por Sackett, que consideran un procedimiento alternativo o complementario a los métodos analíticos secuenciales usados hasta entonces; por ejemplo, a la aplicación que hizo Altmann (1965) de la teoría de la información al estudio de las interacciones en Macaca mulatta, o a la aplicación de modelos markovianos de orden bajo con el mismo propósito (p.e. Bakeman y Brown, 1977).

Quizás las primeras referencias del método que nos ocupa cabe buscarlas en Delius (1969) y en Anderson (1974), quienes proponen instrumentos descriptivos y analíticos para el tratamiento del curso temporal de la conducta. El trabajo de Anderson es claramente un análisis de retardo que utiliza tablas de contingencia de retardo y estadísticos χ^2 en tiempo continuo y con retardos positivos y negativos.

Paralelamente a los trabajos citados hasta aquí, Dawkins y Dawkins (1976) emplean "curvas de predictabilidad" para el

1 Se entiende por "datos tipo I" una sucesión ordenada de categorías conductuales; el orden es orden secuencial o de ocurrencia; los "datos tipo III" están constituidos por pares ordenados secuencialmente de (categoría conductual, duración de la ocurrencia de la categoría).

análisis de las secuencias de las pautas motoras que tienen lugar durante las sesiones de auto-aseo en la mosca Calliphora erythrocephala. Estas curvas son precisamente "perfiles de retardo", en la terminología de Sackett. Dawkins y Dawkins emplean el método tanto en su vertiente discreta como en su vertiente continua (o, en la terminología de Bakeman (1978), analizan secuencialmente tanto datos tipo I como datos tipo III). Además, introducen elementos de la teoría de la información en el análisis de retardo; en concreto, elaboran "curvas" o "perfiles de incertidumbre de retardo" que representan un paso más en la reducción y comprensión de los datos secuenciales.

También Douglas y Tweed (1979) desarrollan un método similar: elaboran "histogramas de estado antes-después", consistentes en la representación gráfica de las frecuencias de retardo en función de la variable retardo discreto (positivo o negativo). Puede decirse que todas ellas no son más que distintas formas de acercamiento a un método único de análisis de retardo.

La sistematización del análisis secuencial de retardo la encontramos en dos publicaciones, de Sackett (1979) y de Sackett, Holm, Crowley y Henkins (1979). La primera es una "extensión y afinamiento" (Sackett, 1979, p. 623) del método propuesto en 1974. La extensión, como veremos, tiene lugar en el sentido de abarcar otro tipo de datos más general (datos tipo III). En la segunda publicación a que nos referimos los autores presentan un programa de computador (LAGS) que operativiza definitivamente el método de análisis en el estadio de desarrollo en que se encontraba en aquel momento. A partir de esas publicaciones, el análisis secuencial de retardo se difunde mucho más y es incluido como un método esencial para el análisis de datos observacionales, en manuales y revisiones (Gottman, 1979b; Gottman y Bakeman, 1979; Notarius, Krokoff y Markman, 1981; van Hooff, 1982; Anguera, 1981, 1983, 1985a).

El método está siendo aplicado desde entonces en diferentes áreas de trabajo. Citemos, por ejemplo, a Deni, McLaughlin,

Drake y Nicolich (1981) en lo que se refiere al estudio de secuencias discretas de interacción materno-filial (Macaca mulatta). También a Martin, Maccoby, Baran y Jacklin (1981), quienes comparan su utilidad con la de métodos de regresión lineal en el estudio de la interacción materno-filial humana, y modifican o extienden el uso del método de retardos para la detección de contingencias entre inicios o terminaciones de conductas, un aspecto que desarrollaremos en el presente trabajo.

Debemos citar aquí al propio Sackett (1980), quien aplica el método al análisis de intervenciones ("floor switches") en una mesa redonda. Esta publicación supone una nueva e importante aportación de este autor, en dos aspectos:

- a) Generalización del concepto de "conducta" como elemento tratado por el método de análisis de retardos: ideado en principio para dilucidar qué pautas secuenciales se producen en el curso temporal de las ocurrencias de las conductas de un repertorio, el método pasa a aplicarse entonces al estudio de pautas secuenciales en la intervención o el diálogo a muchas bandas; así como en un repertorio conductual exhaustivo y mutuamente excluyente cada conducta ocurre o no ocurre en un momento determinado, y ello limita la no ocurrencia u ocurrencia, respectivamente, de las restantes, en un diálogo entre un cierto número de personas la intervención de cada una de ellas tiene lugar o no tiene lugar en un momento determinado (siempre que las intervenciones logren ser categorizadas como exhaustivas y mutuamente excluyentes).²

2 El término "repertorio conductual" se entiende aquí en el sentido de Fagen (1978) y de Bekoff (1979). Un repertorio es un etograma, o clasificación de los actos conductuales de los individuos de una especie. Aunque en general el término no "etograma" se aplica a los actos conductuales de los individuos en su hábitat natural, aplicaremos "repertorio conductual" (o, más adelante, "subsistema") a cualquier clasificación de actos en cualesquiera condiciones, naturales o artificiales. La clasificación, por el hecho de llamarse así, se presupone exhaustiva y mutuamente excluyente. La plasmación del repertorio o etograma en unos momentos determinados constituye un "catálogo" o muestra del etograma (Fagen, 1978).

La situación es análoga a la contemplada en Gottman, Markman y Notarius (1977), donde en lugar de considerar "ocurrencias de conductas" se analizan "intervenciones en el diálogo" ("floor swtiches") de unos cónyuges. Este salto en el planteamiento es importante, a nuestro juicio, porque generaliza el marco conceptual de aplicación del método, de modo que éste puede ser utilizado en contextos distintos de aquéllos para los que inicialmente se había diseñado.

- b) Reducción de datos: el autor presenta un nuevo procedimiento reductos de datos (z-sumas y gráficas polares) que permite condensar en un conjunto de estadísticos globales los resultados de un "análisis secuencial completo" (véase más adelante la explicación de este término).

Los dos aspectos a que nos hemos referido se recogen, amplían y sistematizan a lo largo del presente trabajo.

En lo relativo a las aplicaciones del análisis de retardo cabe hacer referencia al uso extendido del método en el ámbito de la comunicación humana, como puede comprobarse en la revisión-rectificación de Morley (1984). En nuestro país el método ha sido utilizado para el análisis de datos observacionales obtenidos en niños en situación escolar (Arnau, Anguera y Blanco, 1981-1983; Anguera, 1985b), en pacientes psiquiátricos (Lareo, 1984), y en parejas de cónyuges (Escudero, com. pers., 1986). Asimismo, ha sido objeto de difusión en diversas ponencias durante los últimos cinco años (Anguera, 1981; Anguera y Blanco, 1982; Quera, 1984), e incluido como uno de los métodos fundamentales de análisis de datos conductuales obtenidos en situaciones naturales (Blanco, 1983).

En torno al análisis de retardo ha aparecido software que implementa el método de Sackett y, en algunos casos, lo amplía. La utilización de un computador para esta clase de análisis se hace absolutamente imprescindible debido a la gran cantidad de

datos observacionales que son necesarios para llevarlo a cabo. El programa que ha tenido mayor uso es el ya citado LAGS de Sackett et al. (1979). Una alternativa al mismo es el paquete de Dodd, Bakeman, Loeber y Wilson (1981), compuesto por los programas JOINT y SEQU, mucho más flexibles en sus aplicaciones que el anterior. Más recientemente, Bakeman (1983) ha desarrollado el programa ELAG, que incluye la posibilidad de efectuar nuevas categorizaciones de las conductas que se analizan, así como las correcciones en los cálculos de los estadísticos de retardo que habían sido indicadas por Allison y Liker (1982). Mientras que el software citado se diseñó para grandes computadores, existen también programas de análisis de retardo adaptados a microcomputadores. Es el caso de los programas en BASIC-plus de Deni (1977) y el paquete ANSEC de Quera y Estany (1984). Los programas ANSEC constituyen el punto de partida desde el cual hemos desarrollado la sistematización del análisis de retardo y su implementación en un nuevo y más potente programa (ASR) que presentamos aquí.

El método de Sackett no ha estado exento de críticas, fundamentalmente de carácter estadístico inferencial. En concreto, Allison y Liker (1982) argumentan que las pruebas de decisión estadística que Sackett propone en su trabajo de 1979 y que Gottman (1979a) formaliza con posterioridad son incorrectas porque es tán basadas en el supuesto de que los estadísticos "incondicionados" o globales que se obtienen en el análisis (las proporciones globales de ocurrencia de cada conducta) son parámetros poblacionales, cuando en realidad deben considerarse meramente estadísticos muestrales. Allison y Liker proponen entonces una nueva formalización que solamente afecta al cálculo de errores estándar de los estadísticos y que el software más reciente ya incluye (Bakeman, 1983; Quera y Estany, 1984).

Un segundo aspecto que ha recibido críticas³. Compartidas por otros métodos o aproximaciones al estudio de las secuencias de interacción, es el de la dependencia serial de los datos. Gardner, Hartmann y Mitchell (1982) demuestran cómo la contingencia secuencial entre dos conductas distintas puede estar "contaminada" por la autocontingencia de cada una de ellas. Sus resultados nos llevan a concluir que: a) El efecto de la autocontingencia ha de ser controlado y b) los resultados numéricos aportados por el análisis de retardo de Sackett siempre han de interpretarse teniendo en cuenta que no son en absoluto indicadores de efectos o contingencias parcializadas (en el sentido de que un coeficiente de regresión lineal sí es un efecto parcializado). Otros autores han desarrollado pruebas estadísticas que sí controlan la autocontingencia en el análisis de secuencias de interacción (Schlundt y Donahoe, 1983; Budescu, 1985). Sin embargo, las aportaciones más sobresalientes en este sentido son las de Allison y Liker (1982), quienes proponen utilizar modelos logit-lineales para subsanar el problema; Dillon, Madden y Kumar (1984), cuya publicación representa una ampliación del campo, al introducir los modelos log-lineales de clase latente en el análisis secuencial; y Budescu (1984), quien aborda la misma cuestión sirviéndose de la metodología GSK (regresión en variables categóricas mediante el procedimiento de mínimos cuadrados ponderados de Grizzle, Starmer y Koch, 1969) para obtener indicadores de dominancia entre individuos interactuantes. Esta nueva orientación será también recogida y ampliada en nuestro trabajo como base para un análisis secuencial de retardo más completo e integrado.

3 Una crítica o, mejor dicho, corrección de menor alcance por su carácter técnico es la del Morley (1984), quien detectó un error importante de programación en el programa LAGS de Sackett *et al.* (1979). El error residía en el hecho de que el programa calculaba errores estándar demasiado pequeños, lo cual repercutía en que las probabilidades de un error de decisión tipo I fueran desusadamente pequeñas. Este error de programación no habría tenido mayor importancia si LAGS no hubiese sido utilizado ya, en el momento de detectarse, en una cantidad apreciable de trabajos (al menos, en el contexto de la comunicación humana, que son a los que se refiere Morley en su artículo), lo cual obligó a los autores de los mismos a re-analizar sus datos.

1.2. Finalidad inicial del método

El análisis secuencial de retardo se plantea como una respuesta a la necesidad de contar con un método sencillo que haga posible la detección de patrones secuenciales o cadenas de conductas significativas (o consistentes) en el flujo conductual de uno o más individuos.

Si el repertorio conductual de un individuo consta de seis conductas simbolizadas por las categorías A, B, C, D, E y F, por ejemplo, existe una manera directa de averiguar si cadenas discretas como AB, AC, BD, etc. tienen lugar con unas frecuencias significativamente superiores o inferiores a las que podrían esperarse si el flujo conductual careciese de estructura alguna, esto es, si las ocurrencias de sus conductas se sucediesen unas a otras de un modo completamente aleatorio. La estrategia clásica en este caso ha consistido en elaborar una tabla de contingencia bivariada en la cual una variable es el repertorio antecedente (con tantos valores como conductas presentes en el mismo), y la otra variable, el repertorio consecuente. Este tipo de tabla se conoce como matriz de transición de orden 1 (p.e., Fagen y Young, 1978; Castellán, 1979), y ha sido empleada en numerosos estudios conductuales, siendo quizás el de Altmann (1965) sobre las pautas de comunicación en Macaca mulatta el más conocido.

Las matrices de transición de orden 1 pueden ser en realidad de dos tipos diferentes: de evento-base o tiempo discreto, en el caso de que la transición signifique el fin de una conducta y el inicio de otra, o de tiempo-base o tiempo continuo, en el caso de que la transición signifique el fin de una unidad de tiempo y el inicio de la unidad siguiente, haya o no habido un cambio de conducta (Castellán, 1979). De momento, en este apartado nos ceñiremos a las matrices del primer tipo y, por lo tanto, a secuencias en tiempo discreto o de evento-base.

El análisis de las matrices de transición de orden 1 entre estados conductuales ha sido profusamente utilizado en el

estudio de la interacción animal y humana, tanto en situaciones artificiales como naturales (p.e., Raush, 1965; Freedle y Lewis, 1971; Bakeman y Brown, 1977; Dienske y Metz, 1977; Pruscha y Maurus, 1979; Bakeman y Brownlee, 1980; Dienske, Metz, van Luxemburg y de Jonge, 1980), recurriendo a tal fin a modelos explicativos markovianos en tiempo discreto o continuo (p.e., Metz, 1974), o con modificaciones adaptadas al tratamiento de datos conductuales, como es el caso del modelo semi-markoviano para secuencias en tiempo continuo (p.e., Cane, 1978; Pruscha y Maurus, 1979).

Pero, mientras que las matrices de transición de orden 1 son fáciles de manejar, cuando se consideran órdenes superiores (es decir, transiciones de AB a D, formando la secuencia ABD), la cantidad de información producida empieza a hacerse exorbitante. Tal como indican Gottman y Bakeman (1979), si el repertorio consta de \underline{n} elementos o conductas, el número de secuencias posibles a considerar es:

$$\sum_{i=2}^p n^i ,$$

siendo $p - 1$ el orden máximo que interesa investigar. Por ejemplo, si $\underline{n} = 10$, habrá

$$\begin{aligned} 10^2 &= 100 \text{ secuencias posibles de orden 1 (p.e., AC)} \\ 10^3 &= 1000 \text{ secuencias posibles de orden 2 (p.e., ACE)} \\ 10^4 &= 10000 \text{ secuencias posibles de orden 3 (p.e., CEAE)} \\ &\text{etc.} \end{aligned}$$

En total, si el orden máximo que se desea es 5, habrá entonces

$$\sum_{i=2}^6 10^i = 1111100 \text{ secuencias posibles,}$$

el cómputo de cuyas frecuencias de ocurrencia, incluso con la ayuda de un computador, resulta costoso.

Altmann (1965) exploró todas las secuencias de órdenes 1, 2 y 3 en un repertorio de 120 conductas comunicativas de Macaca mulatta y obtuvo las frecuencias de ocurrencia de cada secuencia posible en cada uno de estos órdenes (esto es, analizó 209192400 secuencias).

Desde la perspectiva del análisis secuencial de retardo, el método de exploración de estas secuencias o patrones significativos es un método guiado. El procedimiento es el siguiente:

Supongamos que S es un repertorio exhaustivo y mutuamente excluyente compuesto por seis conductas:

$$S = \{A, B, C, D, E, F\}$$

e interesa explorar secuencias de órdenes 1 y 2 en tiempo discreto o de evento-base. El primer paso es escoger una de las conductas como primer elemento de la secuencia (la así llamada "conducta criterio"), contabilizar las frecuencias de transición de orden 1 de esa clase de secuencias, y probar cuáles de ellas son significativamente superiores a las que cabría esperar en caso de que la secuencialidad tuviera orden 0 (es decir, de que hubiera aleatoriedad en la transición). En la terminología propia de este método, el "orden 1" es el "retardo 1". Supongamos que se escoge A como conducta criterio y que AB y AF son las únicas secuencias significativas de retardo 1. A continuación, y manteniendo a A como criterio, se contabilizan las frecuencias de transición de "orden 2 con salto" o de "retardo 2", que son del tipo

$$A - X,$$

donde X es una conducta concreta del repertorio y el guión - es una "conducta comodín", es decir, se contabiliza cuántas veces ocurre la secuencia (A, cualquier conducta, X), siendo X = A, B, C, D, E, o F.

Como el repertorio S es exhaustivo y con categorías mutuamente excluyentes, la conducta comodín representada por el guión

no puede ser A ni X, ya que en tiempo discreto o de evento-ba-se después de A no puede ocurrir A, y antes de X no puede ocu-rrir X (Castellan, 1979). De hecho, la frecuencia de una se-cuencia como AA o como ACC es un cero estructural en este caso (Bishop, Fienberg y Holland, 1975).

Supongamos que los pares de retardo 2 que resultan ser significativos son

A-E y A-C .

La hipótesis a plantear entonces es la existencia de las siguien-tes secuencias de orden 2:

ABE

AFE

ABC

AFC

para lo cual se deberán obtener ahora las frecuencias de retar-do 1 tomando a B como criterio y comprobar si BE y BC ocurren con frecuencia significativamente superior a la esperada en ca-so de aleatoriedad; y tomando a F como criterio y comprobando lo mismo con FE y FC. Si la comprobación arroja un resultado po-sitivo, entonces las cuatro secuencias de orden 2 pueden consi-derarse consistentes.

El procedimiento puede extenderse a cadenas de orden supe-rior, analizando un mayor número de retardos y escogiendo en ca-da caso la conducta criterio adecuada. Gottman (1979b) emplea este procedimiento para el análisis de secuencias de alto orden en la interacción conyugal.

Sin embargo, lo anterior no es más que una de las aplica-ciones del método de retardos, el cual, tal como Sackett lo pro-pone, no implica probar el ajuste de modelos markovianos a los datos. Aunque planteado como una alternativa al análisis de ma-trices de transición de órdenes elevados, el análisis secuen-

cial de retardo es en realidad una herramienta con muchos usos y derivaciones posibles, siendo los principales:

"...(1) obtener medidas de contingencia entre conductas muy separadas en el tiempo o entre eventos que ocurren secuencialmente, (2) obtener medidas indirectas de cicli ci dad de una conducta por separado (autocontingencia) o relaciones de fase entre varias conductas (contingencia cruzada)..."

y además

"(3) obtener la mayor parte de la información a que da lugar un análisis de Markov pero con muchos menos datos de salida". (Sackett et al., 1979).

En el apartado siguiente se desarrollan de una forma sistemática los conceptos y el procedimiento esbozados aquí.

1.3. Conceptos y procedimiento

1.3.1. Tiempo y retardo

El concepto de retardo procede del análisis de series tem porales de variables cuantitativas, donde el procedimiento usual es calcular como primer paso la autocorrelación y la correlación cruzada de las variables en función del retardo o lag (Chatfield, 1975; Gottman, 1981). El retardo es un salto temporal medido en las mismas unidades de tiempo en las que se registran los valores de la variable o las variables, de forma que si x es una va riable cuantitativa que toma un valor en cada unidad de tiempo t (x_t), su autocovarianza de retardo k es

$$\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^{N-k} (x_t - \bar{x}) \cdot (x_{t+k} - \bar{x}) ,$$

donde N es el número total de unidades de tiempo que se analizan, y \bar{x} es el valor medio de la variable (p.e., Gottman, 1981). Si

y es otra variable cuantitativa que toma valores en las mismas unidades de tiempo que la variable x , la covarianza cruzada de y respecto a x con retardo k es (Chatfield, 1975):

$$\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^{N-k} (x_t - \bar{x}) \cdot (y_{t+k} - \bar{y})$$

y la de x con respecto a y con retardo k es:

$$\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^{N-k} (y_t - \bar{y}) \cdot (x_{t+k} - \bar{x})$$

Aunque las variables cuantitativas que se estudian en el análisis de series temporales se consideran manifestaciones de procesos en tiempo continuo, en la práctica el tiempo es muestreado, usualmente a intervalos regulares (Gottman, 1981); por consiguiente, t y k son valores discretos en sí mismos.

El análisis secuencial de retardo se ocupa de variables dicotómicas que, en principio, toman valores en tiempo continuo. En efecto, de cada una de las conductas de un repertorio medimos su presencia (1) o ausencia (0) en un determinado momento; si el repertorio está categorizado como exhaustivo y mutuamente excluyente, entonces en un momento concreto sólo una de las conductas se hallará presente y las demás ausentes. Cuando el registro observacional incluye únicamente datos tipo I, diremos que los datos son de evento-base o, por convenio, que son de "tiempo discreto", lo que significa que cada "unidad de tiempo discreto" viene marcada por un cambio de conducta en la secuencia. Cuando los datos son tipo III, diremos que son de tiempo-base o, por convenio, que son de "tiempo continuo", queriendo dar a entender que cada "unidad de tiempo continuo" es una unidad de tiempo real. Queremos insistir sobre el hecho de que en este contexto "tiempo continuo" significa tiempo real y que, desde el punto de vista del análisis de series temporales, no es más que tiempo continuo discretizado. Creemos por ello que los términos evento-base y tiempo-base son más clarificadores.

Por consiguiente, en el análisis secuencial de retardo se utilizan dos tipos de retardo (Sackett, 1979):

- a) retardo de evento-base: el salto se mide en ocurrencias de conducta, o eventos, y
- b) retardo de tiempo-base: el salto se mide en unidades de tiempo real.

Así, por ejemplo, en esta secuencia de conductas (datos tipo I):

B A D A C B D C A D B A C

la autocontingencia de retardo 2 de la conducta A puede expresarse inicialmente como una frecuencia de retardo. El retardo es de evento-base:

B A D A C B D C A D B A C

La frecuencia es 1 (apareo de A con A). La contingencia cruzada de retardo 2 de la conducta B respecto a A se evalúa así:

B A D A C B D C A D B A C

y, por lo tanto, la frecuencia es 2 (apareos de A con B).

Si la misma secuencia ha sido registrada en forma de datos tipo III, las contingencias de retardo pueden evaluarse utilizando la información temporal:

Conductas:	B	A	D	A	C	B	D	C	A	D	B	A	C
Duraciones:	2	3	5	1	1	3	5	6	8	1	10	2	4

Reescribimos la secuencia desglosando cada ocurrencia de una conducta en tantas ocurrencias como unidades de tiempo dura; las flechas indican los saltos de retardo 2 a partir de A:

B B A A A D D D D D A C B B B D D D D D C C C C C C ...
 ... A A A A A A A A D B B B B B B B B B B A A C C C C

La autocontingencia de retardo 2 de A es ahora de tiempo-base. La frecuencia en este caso es 7 (apareos de A con A). La contingencia cruzada de retardo 2 de B respecto a A también es de tiempo-base, siendo la frecuencia 2 (apareos de A con B). A propósito de la frecuencia de retardo, ya hemos dicho que sólo inicialmente la tomamos como medida de la contingencia; en apartados subsiguientes se expondrán medidas de la contingencia secuencial mucho más adecuadas.

Como puede comprobarse, al introducir la posibilidad de operar con retardos de tiempo-base, el método de retardos amplía la efectividad del análisis secuencial como herramienta para la búsqueda de contingencias entre conductas que ocurren alejadas en el tiempo; el análisis en tiempo real resulta ser más potente que el análisis de evento-base.

Una característica importante del retardo es que los elementos que son "saltados" no son tenidos en cuenta para evaluar la contingencia que interesa. Así, cuando se estudia la contingencia de retardo k entre las conductas A B, los $k-1$ elementos que son "saltados" se consideran "comodines" (esto es, "cualquier conducta"); la frecuencia obtenida es el número de veces que ocurre una secuencia de $k+1$ conductas del tipo:

A ---- ... --B
 k-1
 comodines

Existe, como hemos visto, una semejanza entre este procedimiento y el empleado en el análisis de series temporales. Sin embargo, en el análisis secuencial de retardo cada conducta del repertorio es en realidad una variable distinta, mientras que en el análisis de series temporales es corriente trabajar sólo con

una variable o dos. El análisis secuencial de retardo puede ver se entonces como un método particular del análisis de series temporales, con características propias; en este método particular los datos que se tratan son series multivariabes dicotómicas (Gregson, 1983).

El siguiente cuadro resume la comparación hecha aquí entre los dos análisis:

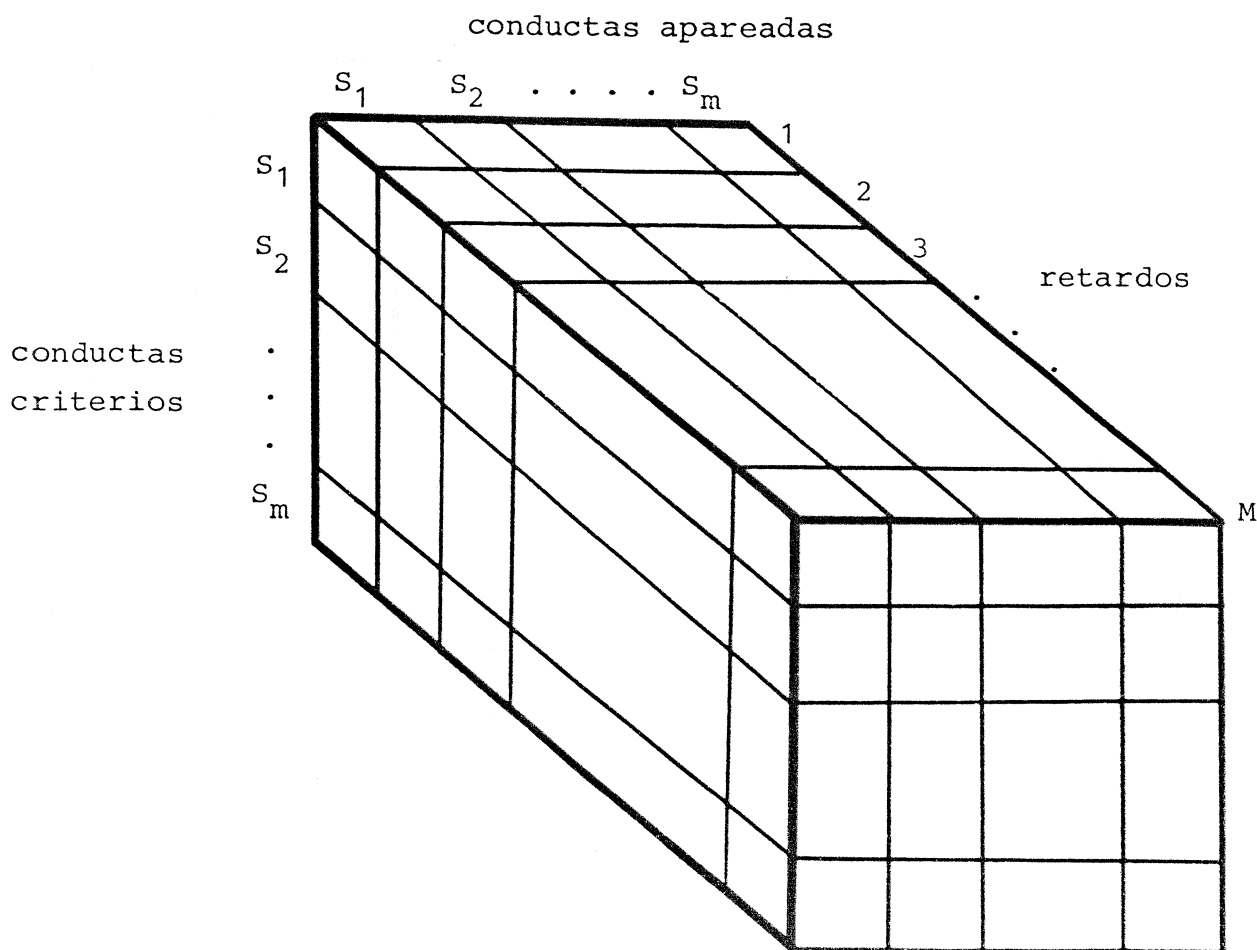
	Análisis de series temporales	Análisis secuencial de retardo
Número de variables	una o dos	muchas (tantas como categorías de conducta)
Tipo de variables	cuantitativas	dicotómicas
Base	tiempo continuo (discretizado)	{ evento-base tiempo-base (discretizado)
Retardo	tiempo continuo (discretizado)	{ evento-base tiempo-base (discretizado)

1.3.2. Conducta criterio y retardo máximo

En el método de retardos se llama conducta criterio (Sackett, 1979) a la categoría conductual a partir de la que se contabilizan los retardos. Así, por ejemplo, si evaluamos la contingencia cruzada de B respecto a A con retardo k , buscamos en la secuencia cada ocurrencia de A (criterio) y, desde ella, saltamos $k-1$ conductas "comodín"; si la conducta que ocurre en el lugar k -ésimo después de esa ocurrencia de A es la conducta B, entonces sumamos 1 a la frecuencia actual de retardo k de B respecto a A. Dicha frecuencia es entonces una frecuencia de apareo y B es la conducta apareada.

El número de contingencias de retardo k que podemos analizar en un repertorio de m categorías conductuales es m^2 , si nos interesan los apareos de cada conducta con cada otra conducta (incluida la autocontingencia). El método de Sackett consiste además en variar el retardo k de 1 hasta un valor máximo M ("max lag" o retardo máximo) que, según el autor, viene determinado por el interés del investigador (Sackett, 1979). Aparte de este condicionante, el retardo máximo está determinado también por la longitud de la secuencia que se analiza (retardos de evento-base) o por la duración total de la secuencia y duración media de la conducta criterio (retardos de tiempo-base), factores que provocan el fenómeno del "decaimiento hacia el final", que abordaremos más adelante.

Un análisis completo implicaría evaluar las m^2 contingencias en los M retardos, es decir, $M \cdot m^2$ tipos de apareo distintos (de la conducta s_i con la conducta s_j , con retardo k). En el esquema siguiente se presenta el diseño de este análisis completo según el método de Sackett:



Hemos de tener en cuenta que podrá haber tantos diseños como tipos de retardo y, en principio, puede plantearse un diseño para retardos de evento-base con un retardo máximo M_0 , y otro para retardos de tiempo-base con un retardo máximo M_1 . Llamaremos "diseño de análisis" a un conjunto de combinaciones concretas de conductas criterios, conductas apareadas, retardos, y tipos de análisis. Más adelante, con la introducción de nuevas dimensiones de análisis, podremos ampliar estas posibilidades.

Lo usual, sin embargo, es que sólo exista un interés por algunas conductas, sea porque el investigador ha planteado hipótesis concretas sobre ellas, sea porque son las conductas que se presentan en la secuencia con una frecuencia absoluta suficiente para llevar a cabo cálculos estadísticos. En tal caso se empleará un diseño incompleto en el cual algunas de las conductas se toman como criterio y, por razones de cálculo estadístico, todas se toman como apareadas.

1.3.3. La unidad de tiempo criterio en retardos de tiempo-base

Como hemos mostrado en un ejemplo, el cómputo de frecuencias en retardos de tiempo-base se realiza en una secuencia desglosada en unidades de tiempo. Cada ocurrencia de una conducta se sustituye por un número de sub-ocurrencias igual a la duración de la ocurrencia en tiempo real. En dicho ejemplo los retardos se contabilizaron desde cada una de las sub-ocurrencias de la conducta criterio, esto es, cada unidad de tiempo en que se hallaba presente esta conducta constituía una unidad de tiempo criterio.

En esta situación, si la conducta criterio tiene una duración media grande, una gran parte de sus apareos serán con ella misma (para retardos bajos). Si lo que nos interesa es poner de manifiesto las contingencias cruzadas con otras conductas, será preferible tomar como unidad de tiempo criterio la última unidad de cada ocurrencia de la conducta criterio. Esta manera de proceder será la correcta cuando la hipótesis que se

plantea es que existe contingencia entre la finalización de la conducta criterio (y no cada una de sus sub-ocurrencias) y cada sub-ocurrencia de la conducta apareada.

Para Sackett (1979), cuando los retardos de tiempo-base se contabilizan desde cada sub-ocurrencia de la conducta criterio el tipo de análisis es "level triggered", es decir, un análisis en el que el retardo es "impulsado" uniformemente desde cada unidad de tiempo. El segundo tipo de análisis que mencionamos es "trailing edge triggered", es decir, un análisis en el que el retardo es "impulsado" únicamente desde la terminación de la conducta criterio y prescinde de la duración de ésta.

Por último, si la hipótesis planteada se refiere a que existe contingencia entre el inicio de la conducta criterio (y no cada una de sus sub-ocurrencias) y cada sub-ocurrencia de la conducta apareada, entonces únicamente deben contabilizarse los retardos desde la primera unidad de tiempo de cada ocurrencia de la conducta criterio. Se trata, pues, de un tercer tipo de análisis ("leading edge triggered"), en el que el retardo es "impulsado" sólo desde el inicio; en este caso el resultado no será independiente de la duración de la conducta criterio, pues cuanto mayor sea su duración media, mayor tendrá que ser el retardo para encontrar frecuencias altas de contingencia cruzada.

Siguiendo con aquel ejemplo, y siendo A la conducta criterio, sus apareos de retardo 5 son:

a) Análisis "level triggered":

B B A A A D D D D D A C B B B D D D D C C C C C ...
 ... A A A A A A A A D B B B B B B B B A A C C C C

Las frecuencias de retardo 5 son:

Conductas apareadas:	A	B	C	D
Frecuencias:	3	4	1	5

b) Análisis "trailing edge triggered":

B B A A A D D D D D A C B B B D D D D D C C C C C C ...
 ... A A A A A A A A D B B B B B B B B B B A A C C C C

Las frecuencias de retardo 5 son:

Conductas apareadas:	A	B	C	D
Frecuencias:	0	1	0	2

c) Análisis "leading edge triggered":

B B A A A D D D D D A C B B B D D D D D C C C C C C ...
 ... A A A A A A A A D B B B B B B B B B B A A C C C C

Las frecuencias de retardos 5 son:

Conductas apareadas:	A	B	C	D
Frecuencias:	1	0	1	2

Las frecuencias de apareo serán siempre mayores en el primer tipo de análisis, como puede comprobarse, ya que se tiene en cuenta un mayor número de unidades de tiempo criterio. Ello repercutirá en tamaños de muestra mayores y en resultados estadísticos más fiables.

Por otra parte, las posibilidades del diseño se amplían. El esquema propuesto en el apartado anterior puede interpretarse ahora como un diseño para retardos de evento-base con M_0 como retardo máximo, o bien como tres diseños alternativos o complementarios para retardos de tiempo-base: en tipo de análisis "level triggered" (M_1 como retardo máximo), en tipo de análisis "trailing edge triggered" (M_2 como retardo máximo), o en tipo de análisis "leading edge triggered" (M_3 como retardo máximo).

1.3.4. Matrices de frecuencias y de probabilidades de retardo

Las cuatro dimensiones consideradas hasta aquí (conductas criterio, conductas apareadas, retardos, y tipos de análisis) admiten en teoría toda clase de combinaciones. Por ejemplo, un investigador puede estar interesado en estudiar la contingencia de una conducta B respecto a una conducta criterio A a lo largo de un conjunto de retardos y en dos tipos de análisis distintos; o bien, la contingencia de cada una de las conductas, consideradas como apareadas, respecto a cada una de las mismas conductas, consideradas como criterios, en un único retardo y un único tipo de análisis. Esta segunda posibilidad, con reparto 1, proporcionaría en realidad una matriz de transición de orden 1 (Castellan, 1979).

La combinación que mejor permite evaluar aspectos como la contingencia entre conductas que ocurren muy separadas en el tiempo, así como la ciclicidad y las relaciones de fase entre conductas, es la propuesta por Sackett:

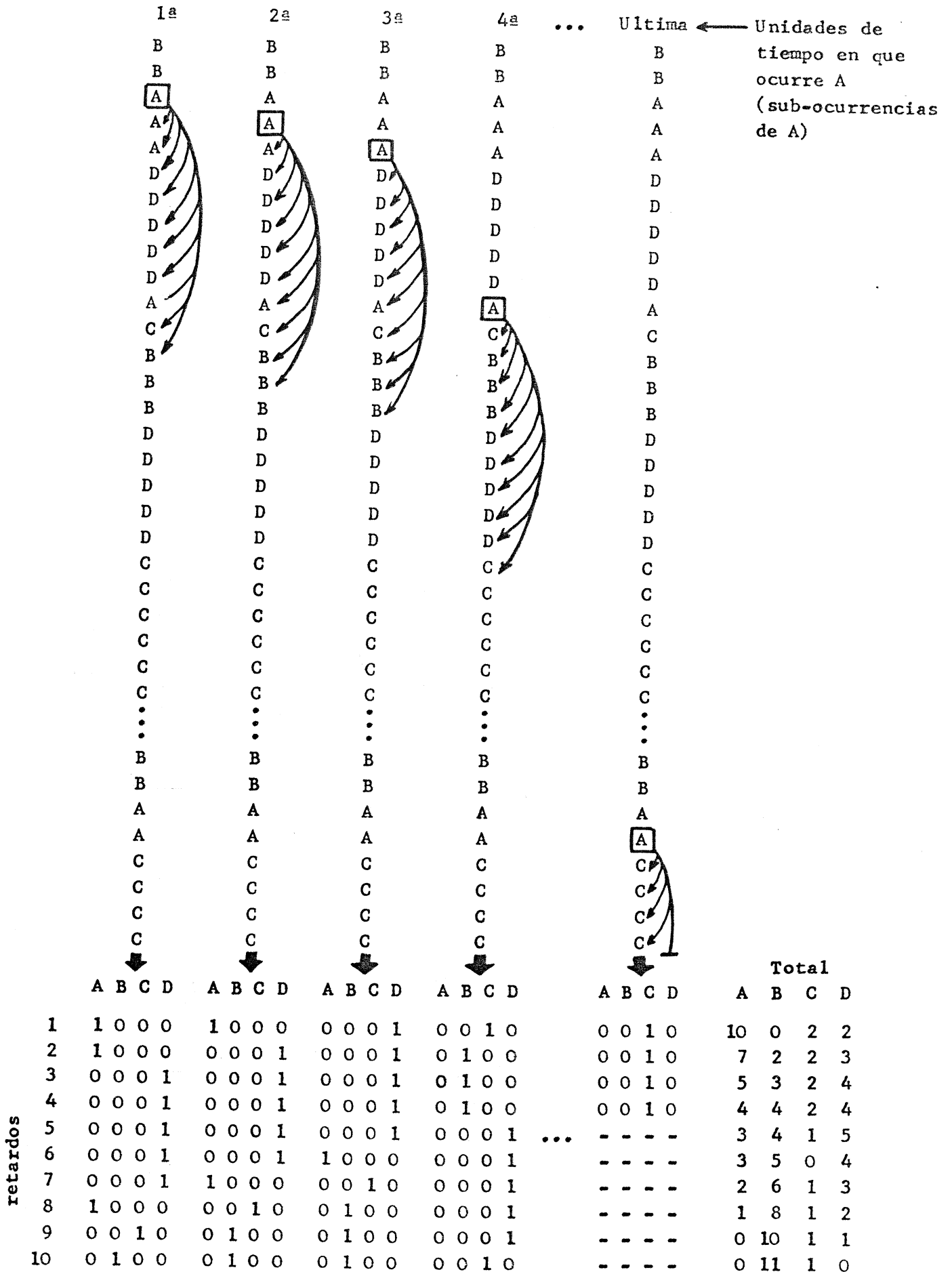
una conducta criterio X todas las conductas apareadas X
X todos los retardos (1 á M) X un único tipo de análisis

Referida al esquema de la página 43, esta combinación se representa mediante uno de los niveles del diseño de análisis y, en concreto, mediante una tabla o matriz de M filas (retardos) y m columnas (conductas apareadas):

conductas apareadas

	s ₁	s ₂	...	s _m
1				
2				
3				
⋮				
⋮				
M				

(s_r conducta criterio)



Gráfica 1.1. Esquema de un análisis "level triggered" en una secuencia desglosada en unidades de tiempo. Conducta criterio: A.

La conducta criterio s_r se encuentra, por supuesto, también entre las apareadas. Cada casilla de la matriz contendrá una medida de la contingencia entre la conducta apareada de la columna y s_r , con el retardo especificado por la fila. Si la conducta apareada de la columna es precisamente s_r , entonces las casillas de esa columna contienen medidas de la autocontingencia en retardos sucesivos.

Todas las medidas de contingencia que puedan idearse estarán basadas en las frecuencias de retardo. Luego, el primer paso es obtener una matriz \tilde{F} que contenga estas frecuencias. Antes hemos expuesto el procedimiento en un ejemplo cuando el tipo de análisis, el retardo y la conducta criterio son fijos. Veamos ahora el procedimiento cuando además el retardo se hace variar de 1 a M . Sin pérdida de generalidad nos ceñiremos a un tipo de análisis "level triggered". La secuencia ejemplo sigue siendo:

Conductas:	B	A	D	A	C	B	D	C	A	D	B	A	C
Duraciones:	2	3	5	1	1	3	5	6	8	1	10	2	4

y A es la conducta criterio. El procedimiento se esquematiza en la Gráfica 1.1., en la secuencia desglosada en unidades de tiempo. En este ejemplo se utiliza un retardo máximo $M = 10$. Para cada sub-ocurrencia de la conducta criterio que sea de interés según el tipo de análisis (en este caso, todas) elaboramos una matriz de ceros y unos, donde 1 indica que existe apareo entre la sub-ocurrencia de la conducta criterio y la sub-ocurrencia de la conducta apareada, con el retardo identificado por la fila de la matriz. Terminado el procedimiento con cada sub-ocurrencia de interés de la conducta criterio, la matriz \tilde{F} se obtiene sumando las matrices binarias. Puede observarse que, cuando A ocurre muy cerca del final de la secuencia, es imposible aparear sus sub-ocurrencias más allá de un cierto retardo.

Las propiedades de la matriz \tilde{F} son las siguientes:

- 1) Si los retardos son de evento-base, F_{ki} (retardo k , conducta apareada s_i) vale como máximo la frecuencia absoluta de aparición de s_i en la secuencia; si los retardos son de tiempo-base, F_{ki} vale como máximo la duración total de s_i en la secuencia (número total de unidades de tiempo en que ocurre s_i , o número total de subocurrencias). Es necesario que sea así, puesto que una conducta s_i no puede aparearse con la conducta criterio más veces de las que ocurre s_i (retardos de evento-base), o más veces que unidades de tiempo en que ocurre s_i (retardos de tiempo-base).
- 2) La suma de los elementos de la fila k de F es igual al número de apareos que han sido posibles con retardo k ; esta suma puede expresarse como:

$$F'_k = \sum_{i=1}^m F_{ki}$$

F'_k es la frecuencia total de apareo con retardo k . Como máximo es igual a la frecuencia absoluta de aparición de s_r en la secuencia (retardos de evento-base y retardos de tiempo-base tipos "trailing" y "leading edge triggered"), o a la duración total de s_r en la secuencia (retardos de tiempo-base, tipo "level triggered").

- 3) Cuando los retardos son de evento-base, y cuando son de tiempo-base tipo "trailing edge triggered", $F_{1r} = 0$. Se trata de un cero lógico o estructural (Bishop, Fienberg y Holland, 1975), puesto que en esos casos la conducta criterio no puede ser apareada consigo mismo con retardo 1.
- 4) La frecuencia total de apareo es una función monotónica decreciente del retardo, o, en otras palabras, la frecuencia total de apareo sufre un "decaimiento hacia el final" ("falling off at the end", Sackett, 1979). En efecto, cuanto mayor es el retardo, más probable es que una ocurrencia o subocurrencia de la conducta criterio quede sin aparearse debido a que se ha llegado al final de la secuencia. El decaimiento hacia el final será tanto más pronunciado cuanto más corta sea la secuencia.

Estas propiedades pueden comprobarse en la matriz F de 10 retardos que acabamos de obtener para las conductas A, B, D y C , siendo A criterio. Las duraciones totales de cada una de ellas en la secuencia son:

A	B	C	D
14	15	11	11

Como se ve, ninguna frecuencia de apareo supera estos totales respectivos. Las sumas de cada fila proporcionan la frecuencia total de apareo:

Retardo	Frecuencia total de apareo
1	14
2	14
3	14
4	14
5	13
6	12
7	12
8	12
9	12
10	12

Así pues, la frecuencia es decreciente y nunca mayor que la duración total de la conducta criterio A (14 unidades de tiempo).

Cada casilla de la matriz F puede interpretarse como una casilla de una tabla de contingencia 2×2 entre las variables dicotómicas s_r y s_i (p.e., Andersson, 1974; Allison y Liker, 1982; Schlundt y Donahoe, 1983):

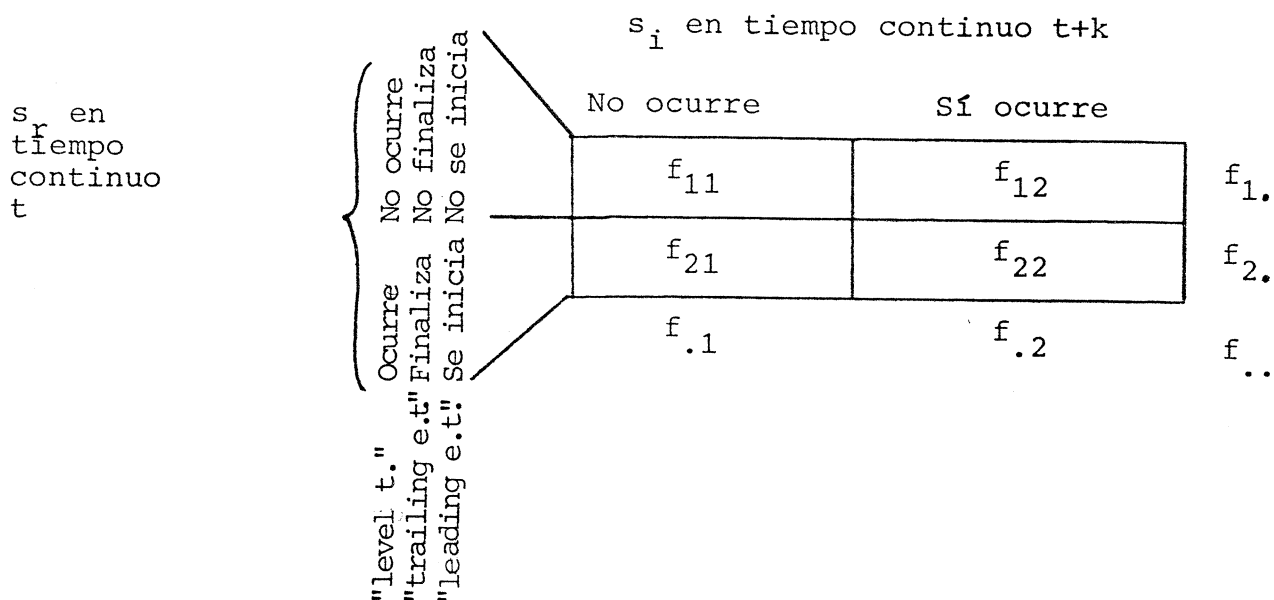
a) Retardos de evento-base:

		s_i en tiempo discreto $\tau + k$			
		No ocurre	Sí ocurre		
s_r en tiempo discreto τ	{	No ocurre	f_{11}	f_{12}	$f_{1.}$
		Sí ocurre	f_{21}	f_{22}	$f_{2.}$
			$f_{.1}$	$f_{.2}$	$f_{..}$

- donde:
- los puntos indican sumación respecto al índice ausente,
 - f_{22} es igual a la frecuencia de apareo entre s_r y s_i con retardo de evento-base \underline{k} ($f_{22} = F_{ki}$),
 - $f_{2.}$ es igual al número de ocurrencias de s_r que pueden actuar como criterio respecto a cualquier conducta con retardo \underline{k} (es decir, $f_{2.} = F'_k$),
 - $f_{.2}$ es igual al número de ocurrencias de s_i que pueden ser efectivamente apareadas con alguna conducta, con retardo \underline{k} ,
 - $f_{..}$ es igual al número total de ocurrencias de cualquier conducta de la secuencia que pueden ser apareadas con alguna conducta, con retardo \underline{k} . Si τ_m es el número de eventos de la secuencia, entonces

$$f_{..} = \tau_m - k .$$

b) Retardos de tiempo-base:



siendo la explicación análoga a la de la tabla anterior, y, si t_m es la duración total de la secuencia, entonces

$$f_{..} = t_m - k .$$

En cada una de las tablas,

$$\frac{f_{.2}}{f_{..}}$$

es una frecuencia relativa aproximada a la frecuencia relativa global (de evento-base, o proporción de ocurrencias; o de tiempo-base, o proporción de duración) con que ocurre la conducta apareada. En cualquier caso, no puede considerarse una buena estimación, y la frecuencia relativa global de cada conducta ha de ser calculada directamente sobre la secuencia como:

$$\frac{\text{número de ocurrencias de } s_i}{\tau_m} \quad (\text{retardos de evento-base})$$

o bien:

$$\frac{\text{número de sub-ocurrencias de } s_i \text{ (duración de } s_i)}{t_m} \quad (\text{retardos de tiempo-base})$$

lo cual, en un tipo de análisis fijo, se representa mediante un vector de frecuencias relativas o estimaciones de la probabilidad incondicionada de cada conducta:

$$P_{\sim 0} = \{P_i\} \quad i = 1, \dots, m$$

En las tablas anteriores,

$$\frac{f_{22}}{f_2}$$

es la frecuencia relativa de la conducta apareada cuando la conducta criterio ha ocurrido k retardos antes y, por lo tanto, es una estimación de la probabilidad condicionada de s_i respecto a s_r con retardo k :

$$\hat{p}(s_i/s_r, k) = \frac{f_{22}}{f_2} \quad ,$$

o bien, respecto a la matriz F :

$$\hat{p}(s_i/s_r, k) = \frac{F_{ki}}{\sum_{i=1}^m F_{ki}}$$

donde $\hat{p}(s_i/s_r, k)$ es una expresión general que podemos particularizar en cada tipo de análisis:

a) Retardos de evento base:

$$\hat{p}(s_i \text{ ocurre en } \tau-k / s_r \text{ ocurre en } \tau)$$

b) Retardos de tiempo-base:

- "leve triggered":

$$\hat{p}(s_i \text{ ocurre en } t-k / s_r \text{ ocurre en } t)$$

- "trailing edge triggered":

$$\hat{p}(s_i \text{ ocurre en } t-k / s_r \text{ finaliza en } t)$$

- "leading edge triggered":

$$\hat{p}(s_i \text{ ocurre en } t-k / s_r \text{ se inicia en } t)$$

Así pues, estas estimaciones de probabilidad pueden disponerse en una matriz de probabilidades de retardo observadas $\underset{\sim}{P}$, de iguales dimensiones que $\underset{\sim}{F}$ ($\underline{M}, \underline{m}$). Las propiedades de la matriz $\underset{\sim}{P}$ son:

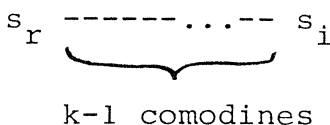
a) Las casillas contienen valores de probabilidad condicionada a la conducta criterio, y

b) la suma de una fila cualquiera es la unidad: $\sum_{i=1}^m P_{ki} = 1$

1.3.5. Pruebas de significación y la matriz de zetas de retardo

A fin de comprobar si la conducta criterio tiene efecto sobre la conducta apareada o, en otros términos, si existe un patrón "consistente" del tipo

$$s_r \text{ ----- } \dots \text{ ----- } s_i$$



 k-1 comodines

es necesario estudiar si la contingencia de retardo k entre a_m y a_n conductas es estadísticamente significativa. La hipótesis nula es en este caso que la probabilidad de retardo es igual a la probabilidad incondicionada de s_i . Aunque en un principio hablamos de comprobar si existe un patrón consistente o significativo, también es posible plantear la hipótesis de que tal patrón se produce con mucha menor probabilidad que la incondicionada de s_i . Esta clase de hipótesis bilaterales es la común en el análisis de retardos, a no ser que existan predicciones específicas acerca del efecto de la conducta criterio (Sackett, 1980). Si la hipótesis nula se rechaza en favor de la hipótesis según la cual la probabilidad de retardo es mayor que la incondicionada, entonces decimos que la conducta criterio "activa" a la conducta apareada con retardo k . Si, por el contrario, rechazamos la hipótesis nula a favor de la hipótesis según la cual la probabilidad de retardo es menor que la incondicionada, entonces decimos que la conducta criterio "inhibe" a la conducta apareada con retardo k . Si no existen evidencias suficientes para rechazar la hipótesis nula, entonces aceptamos que la conducta apareada ocurre con retardo k con la misma probabilidad que si no hubiera ocurrido la conducta criterio.

De acuerdo con la formulación de Wampold y Margolin (1982), si la conducta criterio ocurre F_r veces en la secuencia (supongamos el caso de evento-base) y la probabilidad incondicionada de la conducta s_i es P_i , entonces la probabilidad de que se produzcan F_{ki} apareos de s_r y s_i con retardo k si realmente no existe contingencia entre ambas conductas, sigue el modelo binomial:

$$P(F_{ki}) = \binom{F_r}{F_{ki}} \cdot P_i^{F_{ki}} \cdot (1 - P_i)^{F_r - F_{ki}}$$

En esta expresión se supone que F_r no está afectada por el retardo, pero, como se ha dicho, al aumentar k la frecuencia total de apareo F'_k tiende a disminuir y, por lo tanto, F_r debe sustituirse por F'_k en el modelo. La función de distribución de este modelo proporcionará las probabilidades de obtener como

máximo F_{ki} apareos y, en consecuencia, permitirá aceptar o rechazar la hipótesis nula. Si el investigador fija un riesgo de error α para su decisión, entonces:

- ha de ser la función de distribución
- si $\alpha < P(F_{ki}) < 1 - \alpha$, no existe contingencia de retardo \underline{k} entre s_r y s_i ;
 - si $P(F_{ki}) \geq 1 - \alpha$, s_r "activa" a s_i con retardo \underline{k} ;
 - si $P(F_{ki}) \leq \alpha$, s_r "inhibe" a s_i con retardo \underline{k} .

Sin embargo, cuando F_r (o F'_k) es grande y P_i es moderada (Sackett, 1979, 1980; Wampold y Margolin, 1982) es más cómodo utilizar la aproximación normal al modelo binomial, y obtener un valor tipificado de la diferencia entre la probabilidad de retardos observada y la probabilidad esperada en el caso de independencia entre ambas conductas. La aproximación es aceptable incluso cuando P_i es sesgada, en cuyo caso los resultados que aporta la aproximación normal son más conservadores que los del modelo binomial (Sackett, 1980). La tipificación es:

$$z = \frac{P_{ki}(\text{observada}) - P(\text{esperada})}{\text{error estándar}}$$

De momento, consideremos que P_i es una buena estimación de la probabilidad esperada; más adelante deberemos introducir ciertas restricciones sobre la probabilidad esperada. Se han propuesto dos expresiones para el error estándar:

a) Gottman, 1979a; Sackett, 1979:

$$\text{Error estándar} = \sqrt{\frac{P_i \cdot (1 - P_i)}{F'_k}}$$

b) Gottman, 1980; Allison y Liker, 1982:

$$\text{Error estándar} = \sqrt{\frac{P_i \cdot (1 - P_i) \cdot (1 - P_r)}{F'_k}}$$

Según Allison y Liker, el error estándar propuesto por Gottman y utilizado por Sackett sólo sería correcto si P_i fuera realmente un parámetro poblacional; sin embargo, puesto que esta probabilidad incondicionada se estima también a partir de los datos, el error estándar debe ser el de una diferencia de proporciones estimadas en muestras independientes; como demuestran dichos autores, la expresión

$$z = \frac{P_{ki} - P_i}{\sqrt{\frac{P_i \cdot (1 - P_i) \cdot (1 - P_r)}{F'_k}}}$$

es asimilable a la tipificación de una diferencia de dos proporciones estimadas, y sí es asintóticamente normal. Allison y Liker denotan con z_s la tipificación de Sackett, y con z_1 la propia, de forma que

$$z_1 = \frac{z_s}{\sqrt{1 - P_r}}$$

y, por lo tanto, z_1 es una prueba menos conservadora que z_s (para un riesgo de error α , z_1 permite rechazar la hipótesis nula con mayor frecuencia que z_s).

El estadístico z_1 de Allison y Liker cumple además la propiedad (Blanco, 1983):

$$z_1^2 = \chi^2$$

donde χ^2 es el estadístico chi-cuadrado calculado, bajo hipótesis de independencia, en la tabla 2 x 2 que representa la contingencia de s_r y s_i con retardo k . De hecho, la igualdad sólo es cierta si el error estándar utilizado en z_1 es el de una diferencia de proporciones estimadas en muestras independientes (Fienberg, 1980).

La relación del estadístico z_s de Sackett con χ^2 es entonces:

$$z_s^2 = (1 - P_r) \cdot \chi^2$$

resultado que concuerda con el de Wampold y Margolin (1982) al aplicar el modelo hipergeométrico.

Si la tipificación indicada por z_s o por z_l se efectúa para cada valor de la matriz P , obtendremos una matriz Z de zetas de retardo, con dimensiones $(\underline{M}, \underline{m})$. Un elemento Z_{ki} de esta matriz es un índice normalizado de la contingencia entre la conducta criterio s_r y la conducta apareada s_i , con retardo \underline{k} . Cuando $\alpha = 0,05$, por ejemplo,

- si $-1.96 < Z_{ki} < 1.96$, no existe contingencia de retardo \underline{k} entre s_r y s_i ;
- si $Z_{ki} \geq 1.96$, s_r "activa" a s_i con retardo \underline{k} ;
- si $Z_{ki} \leq -1.96$, s_r "inhibe" a s_i con retardo \underline{k} .

Estos índices normalizados permiten comparar los efectos de s_r sobre distintas conductas cuyos "niveles basales" o probabilidades incondicionadas son diferentes.

Evidentemente, cada uno de los tipos de análisis propuestos por Sackett dará lugar en una misma secuencia a distintas matrices P y distintas matrices Z . Pero, además, el cálculo de las zetas de retardo deberá tener en cuenta que existen ciertas restricciones sobre el uso de P_i (probabilidad incondicionada de la conducta apareada) como probabilidad esperada de retardo. Las restricciones son las siguientes (Sackett, 1979, 1980):

- 1) Cuando el análisis es de evento-base, $F_{1r} = 0$, como se ha dicho. Por lo tanto, en el cálculo de la zeta de retardo 1 correspondiente a la autocontingencia de cualquier conducta la probabilidad esperada también es nula. Por otra parte, si F_{ki} es la frecuencia de retardo \underline{k} ($\underline{k} > 1$) de una conducta s_i cualquiera y F_i es la frecuencia total de ocurrencia de dicha conducta, la probabilidad esperada de s_i en el retaro

do siguiente es:

$$P'_{k+1,i} = \frac{F_i - F_{ki}}{F''_k}$$

donde el numerador es la frecuencia esperada de retardo $k+1$, y F''_k simboliza la frecuencia total de apareo "ajustada":

$$F''_k = \sum_{i=1}^m (F_i - F_{ki}) ;$$

es decir, al calcular la probabilidad esperada en el retardo $k+1$ (simbolizamos aquí las probabilidades esperadas mediante una matriz P') debe sustraerse a la frecuencia total de ocurrencia de la conducta la frecuencia observada en el retardo anterior, puesto que si s_i ocurre en τ no puede ocurrir en $\tau+1$. Para $k = 1$, $P'_{1i} = P_i$, a excepción del caso $i = r$, comentado antes.

- 2) Cuando el análisis es de tiempo-base, tipo "trailing edge triggered", la frecuencia F_{1r} también es nula y, por lo tanto, $P'_{1r} = 0$.

En los restantes tipos de análisis y retardos se admite que, si la unidad de tiempo empleada es pequeña en comparación con la duración de las conductas, "las conductas siempre se seguirán a sí mismas al menos una unidad de tiempo" (Sackett, 1979, p. 640), ya que, en cualquier caso, bastaría seleccionar la unidad de tiempo adecuadamente para que esta suposición se cumpliera. Asimismo, en estos casos restantes, $F''_k = F'_k$.

Siendo P' la matriz de probabilidades esperadas de retardo, un elemento de la matriz Z toma entonces la forma:

$$Z_{ki} = \frac{P_{ki} - P'_{ki}}{\sqrt{\frac{P'_{ki} \cdot (1 - P'_{ki}) \cdot (1 - P_r)}{F'_k}}}$$

(en caso de utilizar el estadístico z_1).

1.3.6. Perfiles de retardo

De acuerdo con Sackett (1979), el término "perfil de retardo" se aplica a la representación gráfica del conjunto de probabilidades de retardo correspondientes a una conducta s_i concreta, es decir, a la representación gráfica de una columna de la matriz $\underset{\sim}{P}$, o, alternativamente, a la representación gráfica del conjunto de zetas de retardo correspondientes. Hablaremos, por tanto, de perfiles de $\underset{\sim}{P}$ y de perfiles de $\underset{\sim}{Z}$. En la Gráfica 1.2 se muestran perfiles típicos de retardos de evento-base; tanto los perfiles de $\underset{\sim}{P}$ como los perfiles de $\underset{\sim}{Z}$ en retardos de evento-base presentan una forma quebrada y alternante, y podríamos decir que "modulada". En la Gráfica 13 pueden verse perfiles de retardos de tiempo-base ("leve triggered"); la forma del perfil es en este caso más suavizada.

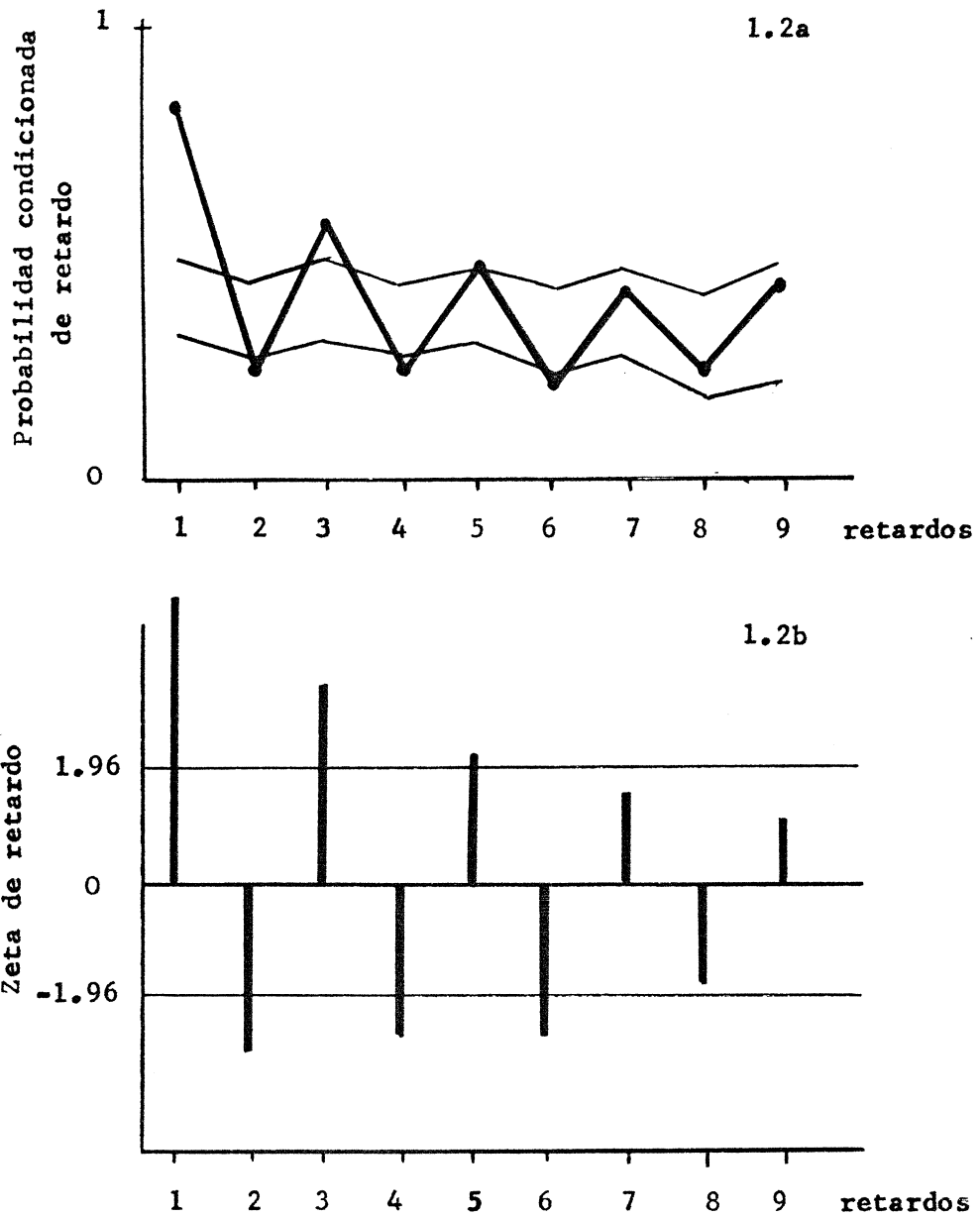
En los perfiles de retardo es conveniente incluir las bandas de no significación estadística, que hacen posible una mejor interpretación de los resultados (similaramente al caso de los autocorrelogramas y los correlogramas cruzados del análisis de series temporales; p.e., Gottman, 1981):

a) Banda de no significación de un perfil de $\underset{\sim}{P}$:

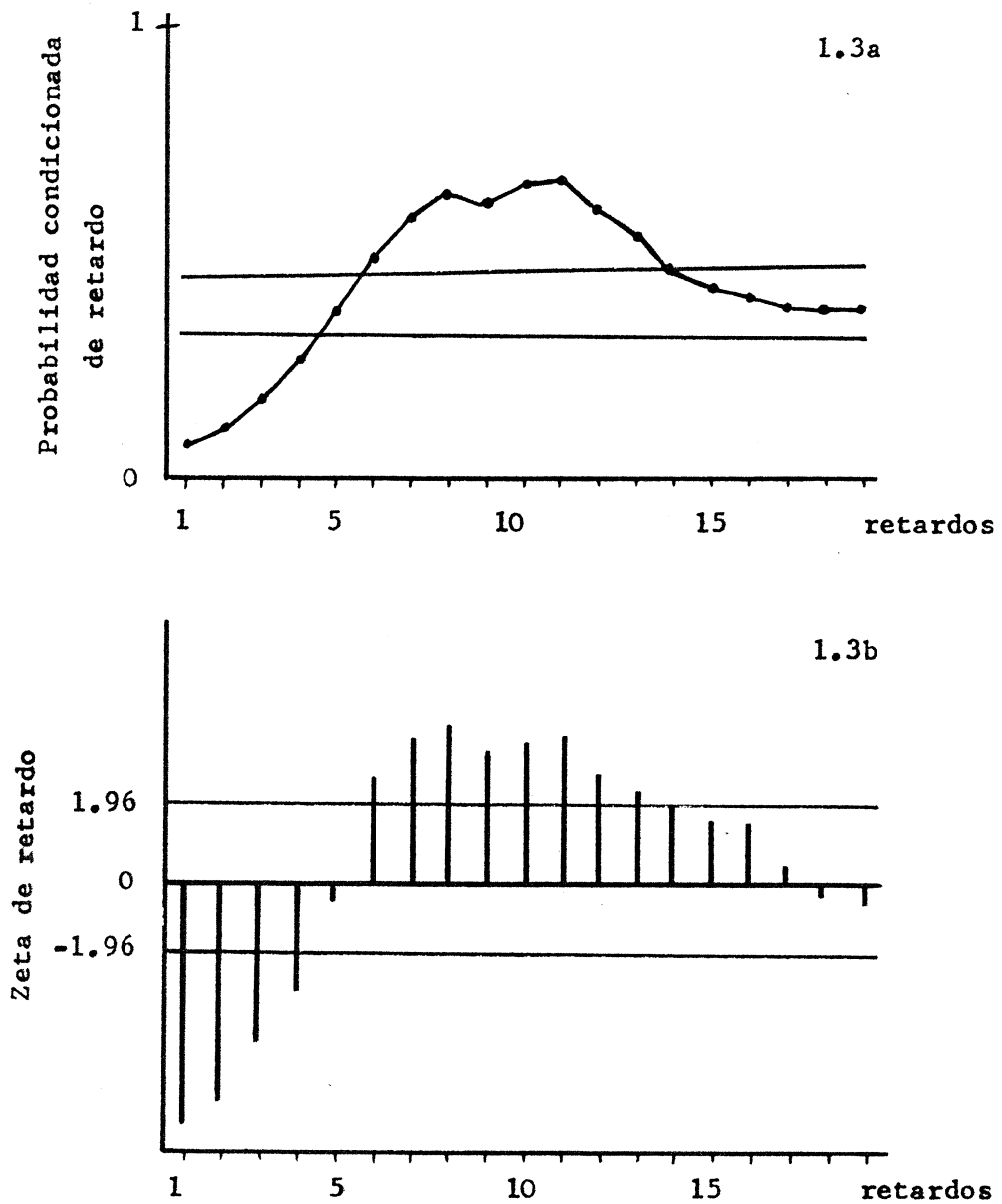
Para cada retardo se calcula el intervalo de probabilidad de la probabilidad esperada P'_{ki} (si el estadístico empleado es z_s , puesto que se basa en considerar P'_{ki} es un parámetro poblacional), o bien el intervalo de confianza de esa misma probabilidad esperada (si el estadístico empleado es z_1 , puesto que se basa en considerarla una probabilidad muestreada). En cualquier caso, se trata de una cuestión conceptual que no afecta en la práctica a la obtención de la banda, que es:

$$P'_{ki} \pm z\alpha. \text{ Error estándar}$$

donde $z \alpha$ dependerá del riesgo de error. Cuando los retardos son de evento-base, la banda presenta oscilaciones debido al ajuste que se lleva a cabo en cada retardo sobre la probabi-



Gráfica 1.2. Perfiles típicos de probabilidades y de zetas de retardo (evento-base)



Gráfica 1.3. Perfiles típicos de probabilidades y de zetas de retardo (tiempo-base)

lidad esperada. En los restantes tipos de análisis las oscilaciones, si las hay, son mucho menos apreciables. En uno y otro caso, al aumentar el retardo disminuye la frecuencia total de apareo (F'_k ó F''_k), lo cual repercute en que aumenta el error estándar y la banda se amplía (Véanse las Gráficas 12 y 13).

b) Banda de no significación de un perfil de Z :

Puesto que las zetas de retardo son índices normalizados, su media es cero y su desviación estándar es la unidad. La banda es:

$$\pm z\alpha$$

donde z depende del riesgo de error.

La banda de un perfil de Z es por lo tanto estable en todos los retardos (no oscila ni se amplía). Ello facilita la comparación visual de dos perfiles de retardo correspondientes a dos conductas con probabilidades esperadas muy distintas.

En cualquiera de los dos tipos de perfil, el espacio superior a la banda es un "área de activación" y el espacio inferior, un "área de inhibición" (de la conducta apareada por la criterio). Los puntos de la gráfica que se encuentran dentro de la banda indican con qué retardos no existe contingencia significativa entre ambas conductas. Otra característica de los perfiles de retardo (compartida con los correlogramas) es la progresiva caída del perfil dentro de la banda de no significación cuando el retardo es grande; esto es lógico, puesto que con un salto o retardo elevado después de la conducta criterio resultará imposible conocer la probabilidad de que ocurra la conducta apareada y, todo lo más que podremos concluir es que ocurre con su probabilidad esperada (es decir, dentro de la banda).

1.3.7. Indicadores globales

Con el procedimiento planteado hasta aquí, el método de retardos genera una masa considerable de resultados, sea en forma de probabilidades o de zetas de retardo. Sackett (1980) desarrolla varios indicadores globales que sintetizan cada uno de los perfiles de retardo. Por tratarse de resultados globales no sustituyen por completo al propio perfil, y representan una reducción de la información aportada por éste. Los indicadores son:

a) Magnitud

La magnitud global de la contingencia entre la conducta apareada y la conducta criterio es el grado en que, a lo largo de todos los retardos, la medida de la contingencia (probabilidad o su zeta correspondiente) excede en sentido positivo o negativo el valor esperado en el caso de independencia entre ambas conductas. Tanto éste como los otros indicadores se definen para cada combinación de conducta criterio -conducta apareada. El cálculo de la magnitud se basa en las zetas de retardo, pues así son también comparables las magnitudes de distintas conductas apareadas respecto a una misma conducta criterio, o, alternativamente, de una misma conducta apareada respecto a distintas conductas criterio. La magnitud se define como:

$$\mu_i = \frac{\sum_{k=1}^M \| z_{ki} \|}{M} ,$$

es decir, es el promedio de las zetas de retardo de la conducta apareada, tomadas en valor absoluto (μ_i es siempre positiva). La activación o inhibición no queda reflejada en este indicador y, por tanto, dos conductas con una magnitud parecida pueden tener en realidad regímenes de activación e inhibición muy diferentes.

b) Ciclicidad

La ciclicidad de la contingencia entre la conducta apareada y la conducta criterio es el grado de alternancia de la medida de la contingencia a lo largo de todos los retardos. El cálculo también se basa en las zetas de retardo:

$$\gamma_i = \frac{\sum_{k=1}^{M-1} \|z_{ki} - z_{k-1,i}\|}{M - 1}$$

es decir, la ciclicidad es el promedio de las diferencias en valor absoluto entre las zetas de retardos consecutivos (γ_i siempre es positiva). La ciclicidad está definida como un indicador útil en retardos de evento-base, donde es usual hallar alternancia en los perfiles de retardo. Sin embargo, en los retardos de tiempo-base la alternancia, si existe, no se produce necesariamente con período fijos del retardo y, por consiguiente, este índice no puede detectarla; en tal caso deberá ser interpretado como el grado promedio de cambio de la contingencia cuando el retardo se incrementa una unidad de tiempo real. Para análisis de la ciclicidad de los perfiles de retardos de tiempo-base deberíamos recurrir a métodos de análisis espectral de series temporales que proporcionen información sobre los períodos y ciclos (p.e., Gottman, 1979a), una confluencia entre el análisis secuencial de retardo y el análisis de series temporales que todavía no ha sido explorada.

Los índices de magnitud y de ciclicidad carecen de una distribución conocida de referencia y por ello no podemos efectuar pruebas de comparación entre dos magnitudes o entre dos ciclicidades. Todo lo más, estos índices proporcionan una "visión general" del perfil de retardo en un contexto descriptivo.

c) Z-suma

Un tercer indicador utilizado por Sackett es el de la suma de zetas o, para abreviar, z-suma. La intención es contar con un índice de la homogeneidad o de la tendencia general del perfil de retardo.

La z-suma de la contingencia de una conducta apareada respecto a una conducta criterio se define como:

$$\zeta_i = \frac{\sum_{k=1}^M z_{ki}}{\sqrt{M}}$$

esto es, la suma de sus zetas de retardo dividida por la raíz cuadrada del retardo máximo; contrariamente a los dos indicadores anteriores, ζ_i puede ser positiva o negativa, pues en el cálculo sí se tiene en cuenta el signo de las zetas de retardo.

El estadístico z-suma fue descrito por Cochran (1954) como "una prueba de significación combinada de la diferencia de tasas de ocurrencia en dos muestras". Si en distintas tablas de contingencia 2 x 2 obtenidas en experimentos independientes (relativos al mismo problema) calculamos los estadísticos χ^2 respectivos bajo hipótesis de independencia, un estadístico resumen de todos los experimentos es la suma de los χ^2 , con grados de libertad iguales al número de tablas. Este estadístico ha sido utilizado, por ejemplo, para resumir las contingencias secuenciales en la interacción materno-filial, de un grupo de parejas (Bobbitt, Gourevitch, Miller y Jensen, 1969). Sin embargo, χ^2 no aporta información sobre el sentido de la dependencia (siempre es positivo, sea cual sea ese sentido), y es preferible utilizar la z resultante de tipificar la diferencia entre proporciones en muestras independientes (en nuestro caso, el estadístico z_1 de Allison y Liker, que guarda la relación $z_1^2 = \chi^2$). Según Cochran, la suma de dichas zetas se distribuirá aproximadamente según una

ley normal de media 0 y varianza igual al número de tablas. Tipificando la suma, esto es, dividiéndola por la raíz cuadrada del número de tablas, obtendremos un nuevo estadístico (la z-suma) con distribución normal de media 0 y desviación estándar 1. Sin embargo, la referencia a la ley normal unidad sólo es válida si las zetas que sumamos son independientes entre sí.

La z-suma se conoce también como "método de Stouffer", y ha sido utilizada en meta-análisis como estadístico resumen de un conjunto de estudios o experimentos concernientes a un mismo tema, o con una hipótesis común (Rosenthal, 1984; Harris y Rosenthal, 1985). Uno de los procedimientos meta-analíticos usuales es sumar los estadísticos obtenidos en varios estudios para obtener un indicador del "resultado general". Rosenthal (1984) presenta una diversidad de procedimientos similares al de sumar zetas (suma de probabilidades, suma de t de Student, suma de zetas ponderadas, etc.), que en muchos casos aportan resultados parecidos, y que serían también aplicables como resumen de perfiles de retardo con la misma justificación que una z-suma. La diferencia esencial es que la z-suma empleada por Sackett:

- a) Es el resumen de un conjunto de zetas calculadas en tablas de contingencia 2 x 2, mientras que en meta-análisis las zetas que se suman pueden provenir de cualquier tipificación; y
- b) Es el resumen de un conjunto de tablas de contingencia 2 x 2 obtenidas en una única secuencia de datos pero con distintos retardos, lo cual hace que unas tablas estén estrechamente relacionadas con otras, mientras que en meta-análisis las zetas que se suman provienen de experimentos independientes.

Puesto que en un análisis de retardos de evento-base la contingencia es generalmente alternante (véase la Gráfica 1.2), Sackett emplea, además de la z-suma global, otras dos z-sumas,

una para retardos pares y otra para retardos impares; éstas resultan más informativas en dicho tipo de análisis que la z-suma global, ya que en ζ_i tienden a anularse los efectos positivos con los efectos negativos. Por otra parte, en un análisis de retardos de tiempo-base, las z-sumas de retardos pares e impares no aportan más información que la z-suma global.

Simbolizamos la z-suma de retardos impares como:

$$\zeta_i^{(1)} = \frac{\sum_{k \neq \dot{2}} z_{ki}}{\sqrt{M_1}}$$

y la z-suma de retardos pares como:

$$\zeta_i^{(2)} = \frac{\sum_{k=\dot{2}} z_{ki}}{\sqrt{M_2}}$$

donde $\dot{2}$ significa "múltiplo de 2", M_1 es el número de retardos impares, y M_2 el número de retardos pares ($M = M_1 + M_2$); si $M = \dot{2}$, entonces $M_1 = M_2 = M/2$.

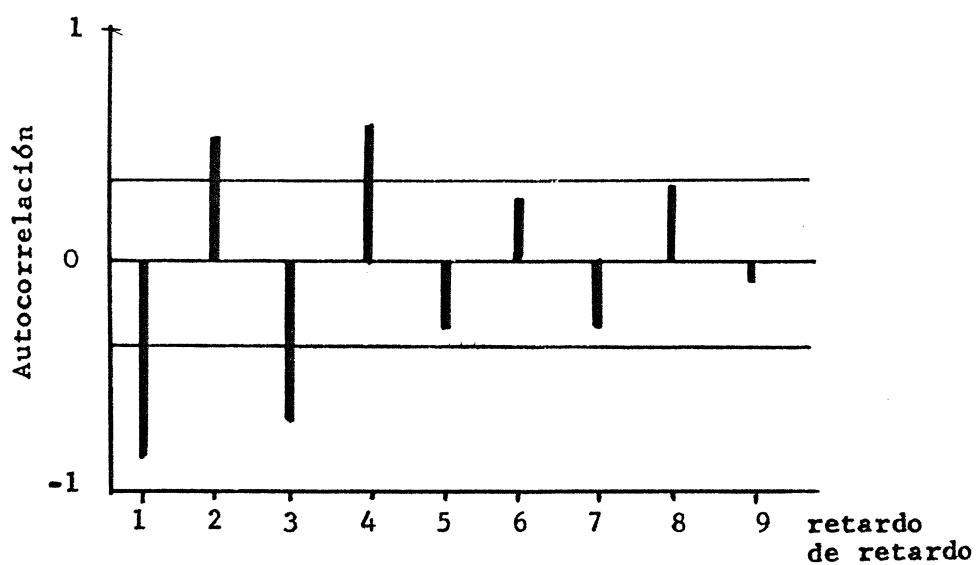
Quando $\zeta_i^{(1)} > 0$ y $\zeta_i^{(2)} < 0$, la conducta apareada tiende a estar activada en los retardos números 1,3,5,7 ..., y a estar inhibida en los retardos 2,4,6,8,...; ello es un indicio de que se produce alternancia entre ocurrencias de la conducta criterio y de la conducta apareada. Por el contrario, cuando $\zeta_i^{(1)} < 0$ y $\zeta_i^{(2)} > 0$, la activación se encuentra en los retardos pares y la inhibición en los impares, lo que constituye un indicio de que la conducta apareada se alterna con otra conducta que, a su vez, tiene alternancia con la conducta criterio; esta pauta también es típica de la autocontingencia.

No obstante, la utilización de las z-sumas como resúmenes de los perfiles de retardos presenta el problema de la no independencia de las zetas de retardo. Sackett (1980) supone que las zetas de retardo son independientes entre sí y distribuidas aleatoriamente alrededor del valor 0. En el caso del análisis

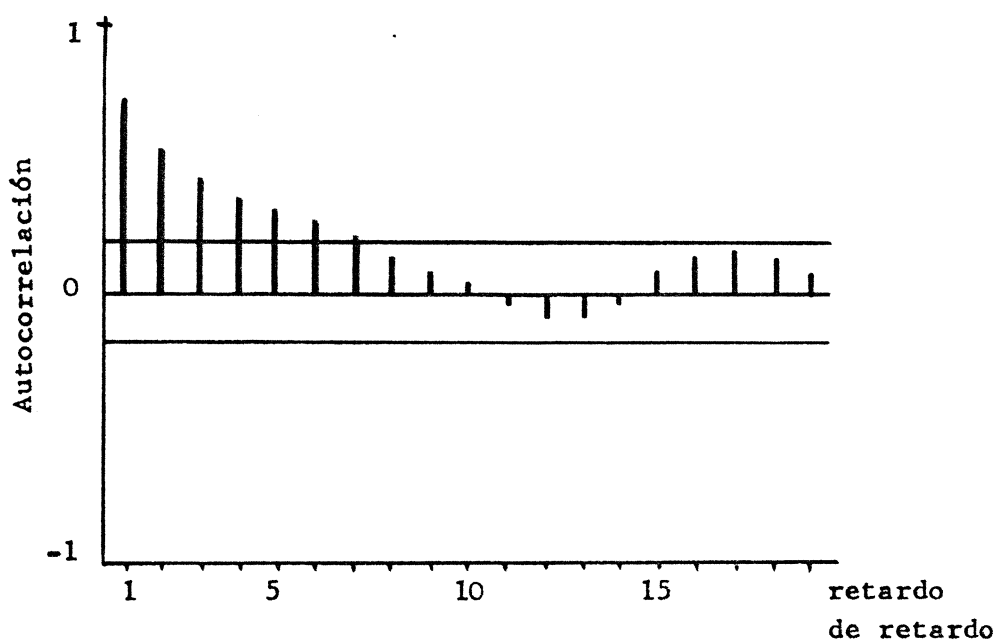
de retardos de evento-base, la segunda suposición parecería plausible, ya que las zetas de retardo tienden a distribuirse de forma alternante alrededor del valor $z=0$; sin embargo, la alternancia no es aleatoria sino que sigue una pauta que es, general, predecible y modulada, como hemos visto (pauta que, por otra parte, es la que trata de poner de manifiesto el método de retardos). Tampoco podemos aceptar que las zetas de retardo sean independientes entre sí; antes bien, se encuentran correlacionadas. En efecto, si en un perfil como el de la Gráfica 1.2b suponemos que z es una variable que toma valores en un tiempo absoluto (no relativo a la ocurrencia de la conducta criterio), es decir, la consideramos una serie temporal, las correlaciones de retardo ("retardo de retardo") se representan mediante el correlograma de la Gráfica 1.4. (p.e., Gottman, 1981). Como puede comprobarse, las correlaciones son positivas para "retardos de retardo" pares, esto es, la z de retardo 1 correlaciona positivamente con las de retardos 3, 5, 7, ... ("retardos de retardo" 2,4,6,... en el correlograma); y las correlaciones son negativas para "retardos de retardo" impares, es decir, la z de retardo 1 correlaciona negativamente con las de retardos 2,4,6,... ("retardos de retardo" 1,3,5,... en el correlograma). En consecuencia, la referencia de ζ a la ley normal unidad sólo puede considerarse aproximada.

Sackett (1980) emplea las z -sumas en el contexto de retardos de evento-base, pero, en principio, su uso es extensible a retardos de tiempo-base. En este otro contexto ninguna de las suposiciones anteriores puede mantenerse. Las zetas de retardo están correlacionadas y no tienden a alternarse (luego no oscilan alrededor de $z = 0$). En la Gráfica 1.5 puede verse el correlograma de "retardos de retardo" correspondiente al perfil de la Gráfica 1.3b. Al no haber alternancia de zetas, las correlaciones son en general positivas. Por lo tanto, en retardos de tiempo-base, ζ no puede interpretarse por referencia a la ley normal unidad. A este respecto sería necesario:

- a) Obtener la distribución de ζ , calculadas en zetas de retardo correlacionadas (por ejemplo, mediante simulación), con



Gráfica 1.4. Auto-correlograma de un perfil de zetas de retardo (evento-base)



Gráfica 1.5. Auto-correlograma de un perfil de zetas de retardo (tiempo-base)

la finalidad de poder disponer de parámetros de referencia para interpretarlas.

- b) Estudiar en cada caso el valor de ζ variando M (el retardo máximo), lo cual permitiría, sobre todo en retardos de tiempo-base, un seguimiento de la "homogeneidad" y "tendencia general" del perfil (Sackett, 1980). De este modo, un perfil no quedaría resumido en una ζ , sino en un conjunto de ζ expresadas en función de M que pondrían de manifiesto la evolución de la contingencia (acumulada) a lo largo de todos los retardos estudiados. Este segundo punto será objeto de un desarrollo posterior en el presente trabajo.

1.3.8. Análisis secuencial completo: Z-sumas y gráficas polares

Entendemos por análisis secuencial completo (Quera y Estany, 1984) la realización de un conjunto de análisis de retardo en una misma secuencia de datos, con el siguiente diseño:

todas las conductas criterio X todas las apareadas X

X todos los retardos (a á M) X un único tipo de análisis.

El resultado de un análisis secuencial completo puede sintetizarse a través de los indicadores globales z-suma, supuesto que para cada combinación de conducta criterio X conducta apareada se utiliza el mismo retardo máximo M. Las z-sumas se disponen entonces en una matriz \sum_{\sim} de dimensiones $(\underline{m}, \underline{m})$, donde \underline{m} es el número de conductas del repertorio:

conductas apareadas

		s_1	s_2	s_3	...	s_m
conductas criterio	s_1					
	s_2					
	s_3					
	⋮					
	s_m					

Una fila de esta matriz contiene las z-sumas obtenidas para cada conducta apareada cuando actúa como criterio la conducta correspondiente a la fila. Es una matriz asimétrica, pues no se espera que la z-suma de s_i cuando s_r es criterio sea igual a la z-suma de s_r cuando s_i es criterio; esto es, salvo casos particulares, son de esperar contingencias globales unidireccionales.

Si el tipo de análisis efectuado es de retardos de evento-base, entonces resultarán más informativas las z-sumas de retardos pares, por una parte, y las z-sumas de retardos impares, por otra (que constituirán, respectivamente, dos nuevas matrices de zetas de retardo \sum de dimensiones $(\underline{m}, \underline{m})$). En cualquier caso, la matriz o matrices de z-sumas utilizadas pueden reducirse a un conjunto de coordenadas polares (Sackett, 1980; Anguera, 1985b). Veamos cuáles son los pasos a seguir:

a) Diagramas de dispersión

Cada una de las \underline{m} conductas del repertorio ha sido considerada como criterio y como apareada en el análisis secuencial completo. Ello significa que, por ejemplo, existe el par de z-sumas

$$\left(\zeta_{s_2 \text{ criterio}, s_3} , \zeta_{s_3 \text{ criterio}, s_2} \right)$$

y, generalizando, para una conducta s_i existen $m-1$ pares de z-sumas

$$\left(\zeta_{s_i \text{ criterio}, s_j} , \zeta_{s_j \text{ criterio}, s_i} \right)$$

($j=1, \dots, m$, pero $j \neq i$)

si excluimos las z-sumas de autocontingencia. Dicho pares se encuentran localizados en la fila de s_i y en la columna de s_i , en la matriz de z-sumas:

conductas apareadas

	s_1	s_2	\dots	s_i	\dots	s_m
s_1						
s_2						
\vdots						
s_i						
\vdots						
s_m						

conductas
criterio

Los pares de z-sumas son representables como puntos en un plano cuyos ejes de coordenadas son:

X: ζ cuando s_i actúa como criterio,

Y: ζ cuando s_i actúa como apareada.

Supongamos que en el repertorio S con las conductas $\{A, B, C, D\}$ llevamos a cabo un análisis secuencial completo con retardos de evento-base, y la matriz de z-sumas que se obtiene es la siguiente:

conductas apareadas

		A	B	C	D
conductas criterio	A	7.34	-0.11	2.67	-4.87
	B	1.87	5.34	4.22	3.12
	C	3.06	2.88	10.75	-3.13
	D	-2.03	0.12	-0.54	7.67

En las Gráficas 1.6a á 1.6d se muestran los diagramas de dispersión correspondientes a cada conducta del repertorio. Cada punto del diagrama representa una conducta. La conducta de referencia del diagrama (la que es criterio y apareada al mismo tiempo) no se representa (Sackett, 1980). Suponiendo que las zetas de retardo a partir de las que se han calculado las z-sumas, son independientes entre sí, las bandas de dichas figuras contienen las áreas en las cuales las z-sumas no son estadísticamente significativas (en este ejemplo, con un riesgo de error $\alpha = 0.05$).

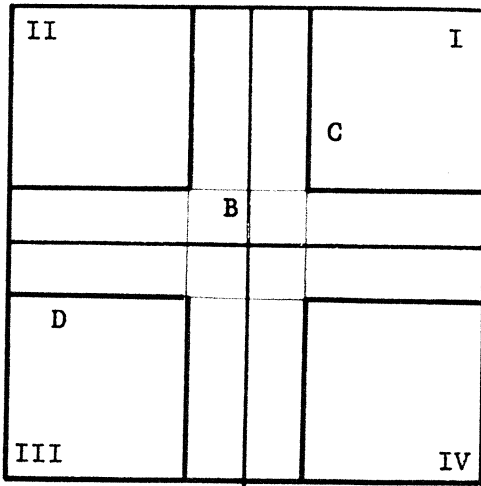
Los cuadrantes definidos en cada plano por los ejes de coordenadas reciben los nombres siguientes:

Cuadrante I: $X > 0, Y > 0$, es decir, s_i como criterio activa a s_j , y s_i como apareada es activada por s_j . Se trata pues del cuadrante de activación mutua.

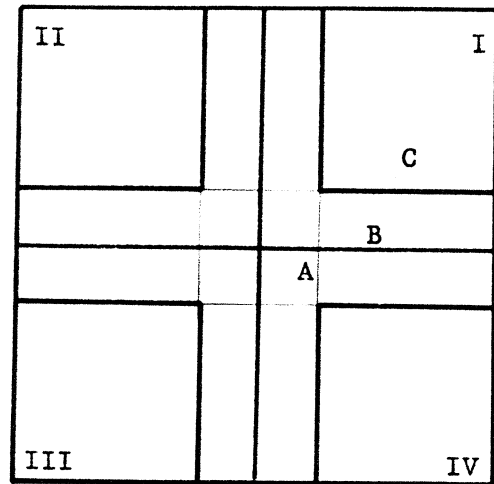
Cuadrante II: $X < 0, Y > 0$; es decir, s_i como criterio inhibe a s_j , y s_i como apareada es activada por s_j . Se trata pues del cuadrante de inhibición-activación.

Cuadrante III: $X < 0, Y < 0$; es decir, s_i como criterio inhibe a s_j , y s_i como apareada es inhibida por s_j . Se trata pues del cuadrante de inhibición mutua.

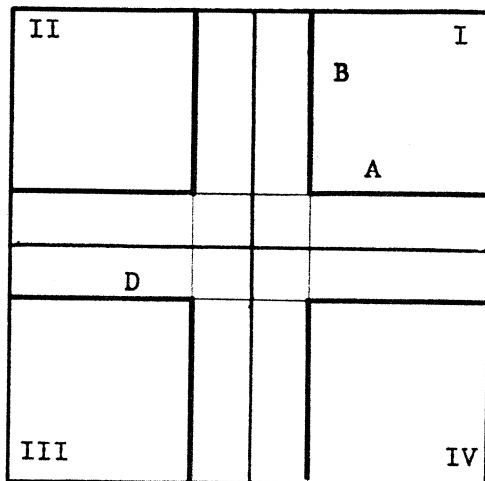
Cuadrante IV: $X > 0, Y < 0$; es decir, s_i como criterio activa a s_j , y s_i como apareada es inhibida por s_j . Se trata, pues del cuadrante de activación-inhibición.



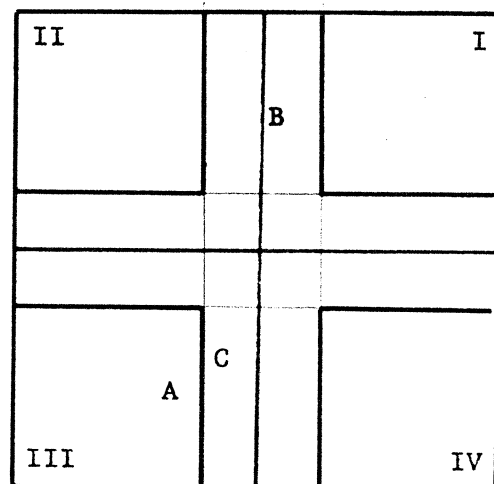
1.6a



1.6b



1.6c



1.6d

Gráfica 1.6. Diagramas de dispersión en planos de z-sumas;

1.6a: Conducta A criterio; 1.6b: Conducta B criterio;

1.6c: Conducta C criterio; 1.6d: Conducta D criterio.

b) Gráficas polares

Las coordenadas de los puntos en un diagrama de dispersión pueden expresarse de forma cartesiana (las z-sumas) o, alternativamente, de forma polar. Las coordenadas polares de un punto del plano son:

$$(\rho_{ij}, \alpha_{ij})$$

siendo i el índice de la conducta a la que corresponde el diagrama y j el índice de la conducta representada por el punto. ρ_{ij} es el módulo del vector de coordenadas (ζ_{ij}, ζ_{ji}) (z-suma de s_j con s_i como criterio, z-suma de s_i con s_j como criterio):

$$\rho_{ij} = \sqrt{\zeta_{ij}^2 + \zeta_{ji}^2}$$

Y α_{ij} es el ángulo que forma el vector con el eje de abscisas ($0 \leq \alpha_{ij} < 2\pi$, ó, en grados: $0 \leq \alpha_{ij} < 360$):

$$\alpha_{ij} = a_q + b_q \cdot \text{Arcsen} \frac{\zeta_{ji}}{\sqrt{\zeta_{ij}^2 + \zeta_{ji}^2}}$$

donde a_q y b_q dependen del cuadrante donde se encuentra el punto:

<u>Cuadrante</u>	<u>a_q</u>		<u>b_q</u>
	<u>radianes</u>	<u>grados</u>	
I	0	0	1
II	π	180	-1
III	π	180	1
IV	2π	360	-1

En coordenadas polares el ángulo de una conducta indica entonces su régimen global de activación e inhibición recíprocas con la conducta criterio:

<u>Angulo</u>	<u>Cuadrante</u>
0° - 90°	Activación mutua
90° - 180°	Inhibición-activación
180° - 270°	Inhibición mutua
270° - 360°	Activación-inhibición

Las coordenadas polares de las conductas A, B, C, D del ejemplo anterior son:

		Conductas apareadas							
		A		B		C		D	
		ρ	α	ρ	α	ρ	α	ρ	α
conductas criterio	A	-	-	1.87	93.4	4.06	48.9	5.28	202.6
	B	1.87	356.6	-	-	5.11	34.3	3.12	2.2
	C	4.06	41.1	5.11	55.7	-	-	3.18	189.8
	D	5.28	247.4	3.12	87.8	3.18	260.2	-	-

y, mediante ellas, las conductas se representan en las Gráficas 1.7a a 1.7d (cada gráfica corresponde a una fila de la tabla anterior).

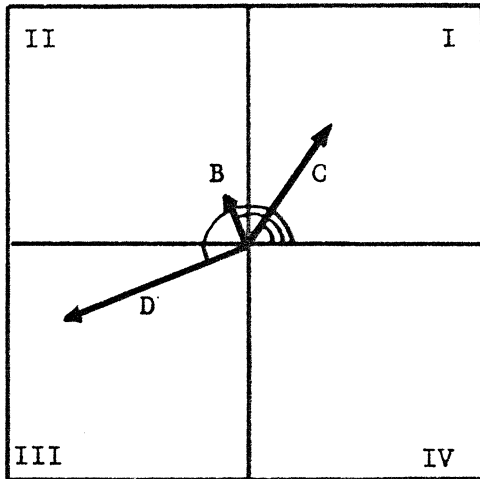
El objetivo de representar las conductas en coordenadas polares es obtener 4 estadísticos globales para cada cuadrante: la media y la desviación tipo de ρ , y la media y la desviación tipo de α (Sackett, 1980). Con ellos es posible sintetizar definitivamente los resultados. Esta síntesis final enmascara por una parte las fluctuaciones que ocurren en los perfiles de retardo y, por tanto, de ella no puede deducirse la "trayectoria" temporal de las contingencias de retardo; pero, por otra parte, permite efectuar comparaciones entre los efectos globales de dos conductas criterio distintas, o de una misma conducta criterio analizada en secuencias que han sido registradas bajo distintas condiciones experimentales. Los estadísticos ρ_j , $s_{\rho j}$, α_j , $s_{\alpha j}$ (siendo j el cuadrante) de una gráfica polar con s_i como criterio pueden compararse estadísticamente con los estadísticos

correspondientes de otra gráfica polar en la que s_k es criterio. En nuestro ejemplo, debido al poco número de conductas, estos estadísticos no resultan de utilidad; sin embargo, con un número de conductas grande en el repertorio, la representación gráfica de $\bar{\rho}_j \pm s_{\rho j}$ y de $\bar{\alpha}_j \pm s_{\alpha j}$ en cada cuadrante hace posible detectar visualmente qué conductas tiene fuertes activaciones mutuas con el resto de conductas del repertorio, qué conductas son fuertemente inhibitoras, etc. (véase Anguera 1985b).

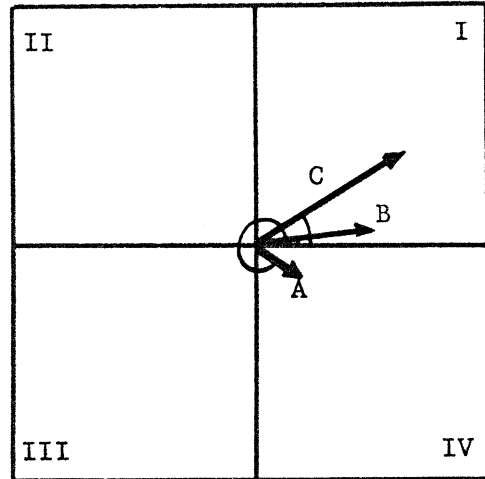
En la Gráfica 1.8 se muestra un ejemplo hipotético de esa clase de reducción secuencial de los datos, en un repertorio con 20 conductas, siendo A la conducta a la que corresponde la gráfica. El círculo central indica el área de no significación, es decir, el área en la que el vector $\bar{\rho}_j$ no es significativo. Como puede verse, A se activa y es activada por un buen número de conductas (número de conductas del cuadrante I); esta activación mutua es fuerte (longitud del vector $\bar{\rho}_1$); y además, la activación mutua tiende a ser simétrica (el vector $\bar{\rho}_1$ es aproximadamente la bisectriz del cuadrante), es decir, A activa globalmente a las conductas del cuadrante en la misma medida en que es activada por ellas. Por otra parte, A tiene regímenes de inhibición mutua con algunas conductas, pero la inhibición promedio no es tan fuerte (longitud del vector $\bar{\rho}_3$), aunque sí simétrica (el vector $\bar{\rho}_3$ es aproximadamente la bisectriz del cuadrante). En cuanto a los cuadrantes II y IV, los regímenes de activación e inhibición son poco pronunciados; en el cuadrante IV puede verse que A activa a algunas conductas que, a su vez inhiben a A, pero los efectos no son simétricos, en promedio: el efecto activador de A es mayor que el efecto inhibitor de las restantes conductas del cuadrante sobre A. Una prueba de la simetría o asimetría de los efectos promedio en cada cuadrante consiste en comparar el ángulo $\bar{\alpha}_j$ con $\bar{\alpha}_{0j}$ (Sackett, 1980):

<u>Cuadrante</u>	<u>Angulo bajo hipótesis nula (simetría)</u>
I	$\bar{\alpha}_{01} = 45^\circ$
II	$\bar{\alpha}_{02} = 135^\circ$
III	$\bar{\alpha}_{03} = 225^\circ$
IV	$\bar{\alpha}_{04} = 315^\circ$

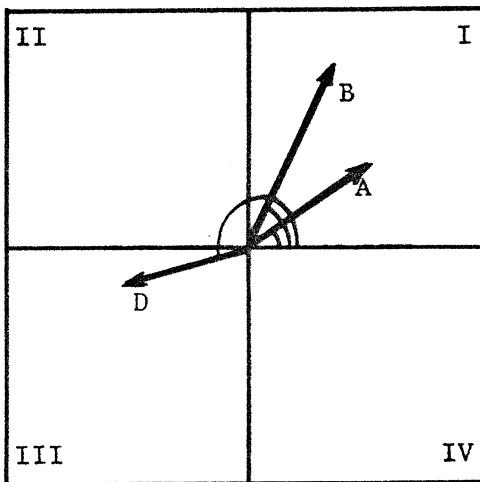
La representación de los vectores y ángulos promedio de cada cuadrante es aplicable sea cual sea el tipo de retardos utilizados, aunque, claro está, la gráfica que se obtenga ha de interpretarse en base al tipo de retardos. Si los retardos son de evento-base, es útil efectuar dos representaciones gráficas para cada conducta, una para retardos pares y otra para retardos impares.



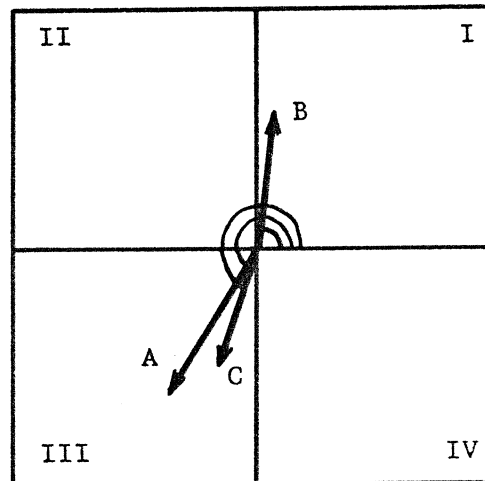
1.7a



1.7b



1.7c

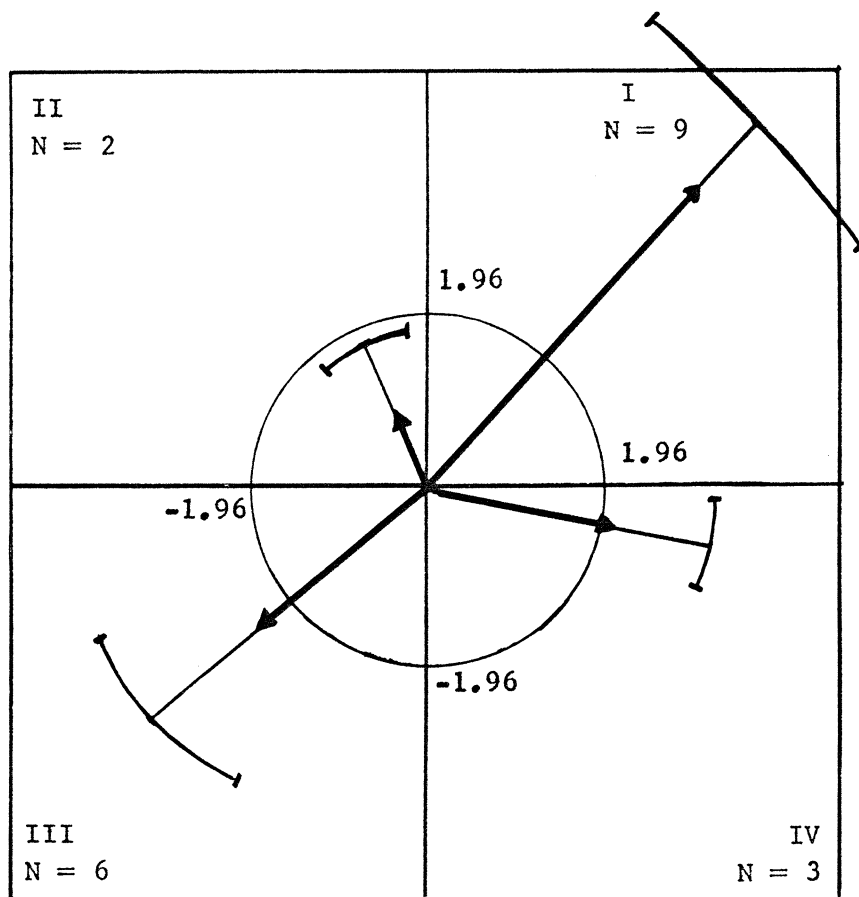


1.7d

Gráfica 1.7. Gráficas polares en planos de z-sumas;

1.7a: Conducta A criterio; 1.7b: Conducta B criterio;

1.7c: Conducta C criterio; 1.7d: Conducta D criterio.



Gráfica 1.8. Gráfica polar con tendencias centrales y desviaciones en cada cuadrante, para una conducta criterio A.