

FACULTAD DE PSICOLOGIA
UNIVERSIDAD DE BARCELONA

MICRO-ANALISIS DE LA CONDUCTA INTERACTIVA :

UNA APLICACION A LA INTERACCION
MATERNO-FILIAL EN CHIMPANCES

Vol. II

Tesis Doctoral presentada por:

VICENÇ QUERA JORDANA

Dirigida por:

Dra. D^a. Maria Teresa Anguera Argilaga

Y

Dr. D. Jordi Sabater Pi

MAYO, 1986

5. ESTRUCTURAS SECUENCIALES:

ANALISIS LOGIT DE RETARDO

5. ESTRUCTURAS SECUENCIALES: ANALISIS LOGIT DE RETARDO

5.1. Operador ASR divergente y convergente

El análisis secuencial de retardo, tal como ha sido sistematizado, suministra para cada conducta escogida como criterio, los efectos de ésta sobre cada una de las conductas del subsistema apareado. Los efectos son función del retardo; el indicador utilizado es la zeta de retardo (o la misma probabilidad condicionada de retardo, si las bandas de no significación no sufren grandes variaciones en función del retardo).

Para un retardo k cualquiera, los efectos pueden representarse mediante un "path-diagram" como el de la Gráfica 5.1.¹ Cada conducta se halla representada por un cuadrado y el espaciamiento en sentido horizontal indica retardo o tiempo relativo. En esta gráfica se representa a la vez efectos de dos diseños de análisis, uno con $1S$ como subsistema apareado, y otro con $2S$ como subsistema apareado. Puesto que la conducta criterio es $1s_r \in 1S$, el trazo discontinuo significa efecto no interactivo, y el continuo, efecto interactivo; además, el trazo grueso es el efecto autocontingente de la conducta criterio, y todos los restantes son efectos de contingencia cruzada.

En el primero de los diseños de análisis la expresión del operador ASR en ese retardo es (ver apartado 2.4.6.):

$$V_{r11}^k (1Y) ,$$

donde $1Y$ es la secuencia de datos del subsistema $1S$; y para el segundo de los diseños es:

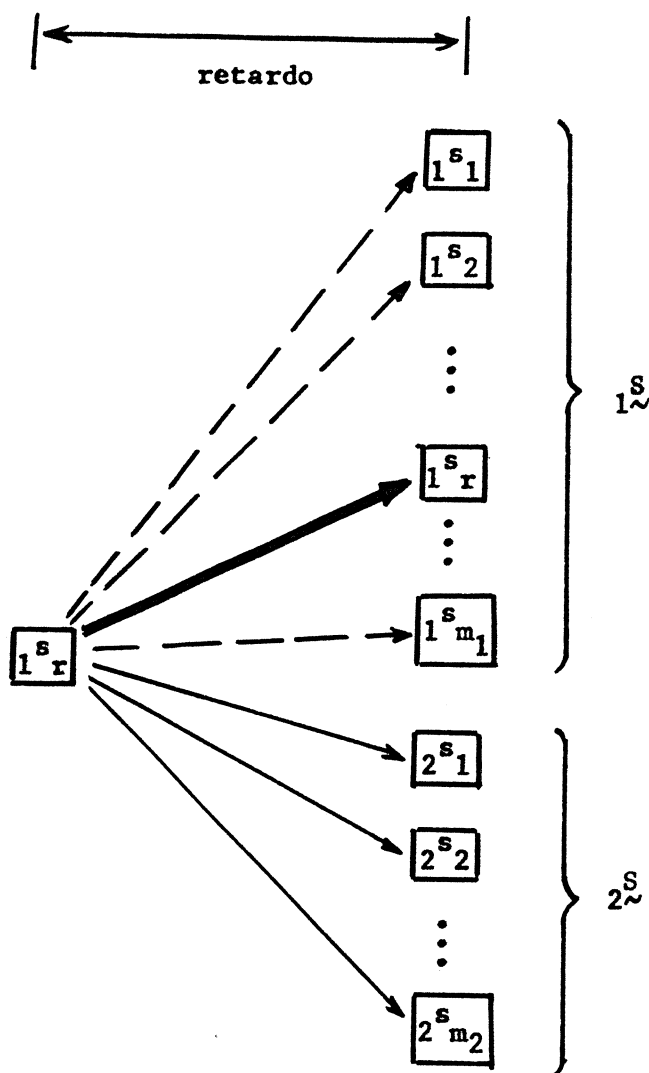
1 Sin pérdida de generalidad nos referiremos a un análisis tipo 1, sub-tipo 1, modo 1.

$$\nabla_{r11}^k ({}_1\tilde{Y}, {}_2\tilde{Y}) ,$$

donde ${}_2\tilde{Y}$ es la secuencia de datos del subsistema ${}_2\tilde{S}$. Un efecto no interactivo se expresa mediante la zeta de retardo Z_{kir} ($i = 1, \dots, m_1$), y un efecto interactivo mediante Z_{kjr} ($j = 1, \dots, m_2$); el efecto autocontingente es Z_{krr} .

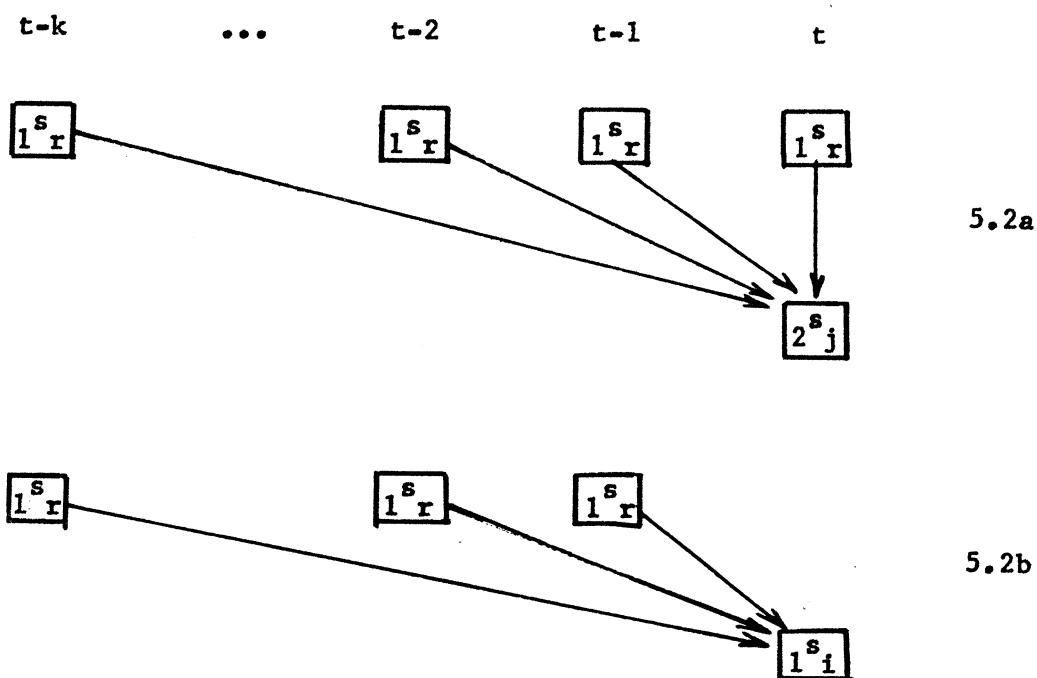
Si hacemos variar el retardo y solamente consideramos los efectos de ${}_1s_r$ sobre una conducta concreta ${}_2s_j$, el "path diagram" es el de la Gráfica 5.2a. En este diagrama se incluye el retardo 0, y por tanto $\{\nabla_{r11}^0 ({}_1\tilde{Y}, {}_2\tilde{Y})\}_j$ es la frecuencia de co-ocurrencia entre ${}_1s_r$ y ${}_2s_j$. Si consideramos ahora solamente los efectos de ${}_1s_r$ sobre una conducta ${}_1s_i$ de su propio subsistema en un conjunto de retardos, el "path-diagram" correspondiente es el de la Gráfica 5.2b. En este diagrama no existe co-ocurrencia porque el análisis que representa no es interactivo. Las zetas de retardo representadas por cada flecha no constituyen efectos parcializados, a pesar de que los "path-diagrams" de las Gráficas 5.2a y 5.2b son semejantes a los utilizados en los modelos de regresión múltiple con variables cuantitativas, donde los efectos sí están parcializados. En dichas Gráficas cada flecha corresponde a una zeta de retardo calculada independientemente; si las representamos como una función del retardo obtenemos los perfiles de zetas.

El operador ASR proporciona los efectos divergentes de la conducta criterio sobre las conductas apareadas, aunque estos efectos sean representados como en las Gráficas 5.2a y 5.2b. En el efecto interactivo Z_{kjr} no han sido controlados los demás efectos interactivos $Z_{kj'r}$ ($j'=1, \dots, m_2$; $j' \neq j$) ni los efectos no interactivos Z_{kir} ($i=1, \dots, m_1$). Tampoco han sido controlados los efectos de la misma conducta criterio en otros retardos, $Z_{k'jr}$, ni de las restantes conductas en ése u otros retardos. En consecuencia, una zeta cualquiera Z_{kjr} solamente expresaría la verdadera contingencia entre la conducta criterio y la conducta apareada si no

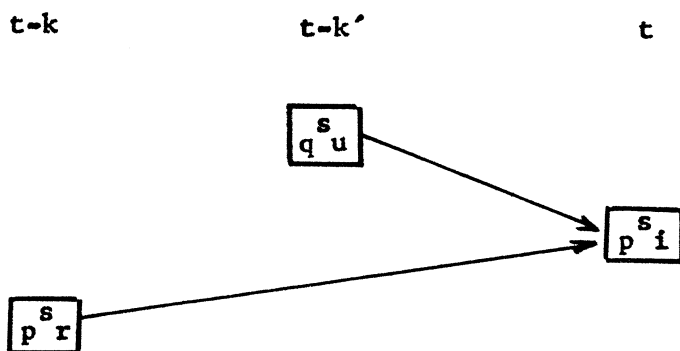


Gráfica 5.1. Efectos de una conducta criterio 1^s_r sobre conductas de su propio subsistema 1^s y sobre conductas de otro subsistema 2^s , para un retardo fijo.

- efecto autocontingente
- → efectos cruzados no interactivos
- efectos cruzados interactivos



Gráfica 5.2. Efectos de 1^s_r (criterio) sobre 2^s_j (apareada) con retardos $1, 2, \dots, k$; y efectos de 1^s_r sobre 1^s_i con los mismos retardos. En 5.2a hay co-ocurrencia, pero no en 5.2b, pues las dos conductas pertenecen al mismo subsistema.



Gráfica 5.3. Efectos de dos conductas: criterio sobre una apareada con retardos distintos k y k' .

existieran más conductas en los subsistemas respectivos y si ambas conductas solamente pudieran ocurrir con un retardo k .

Un método de retardos donde el efecto de la conducta criterio sobre la apareada fuese parcial (esto es, independiente de los efectos de las restantes conductas con el mismo y otros retardos sobre la misma conducta apareada) requeriría utilizar más de una conducta como conducta criterio. Un método así es, por oposición al anterior, un método de análisis secuencial de retardo convergente: se ocupa de obtener las frecuencias de retardo de una conducta apareada respecto a más de una conducta criterio; o bien, convergente-divergente: se ocupa de obtener las frecuencias de retardo de más de una conducta apareada respecto a más de una conducta criterio. En principio, las conductas criterio pueden actuar en retardos distintos o iguales. Por ejemplo, p^s_r y q^s_u son conductas criterio ($p=q$, o bien $p \neq q$) y se desea evaluar el efecto de p^s_r sobre p^s_i con retardo k cuando q^s_u ocurre con retardo k' respecto a p^s_i (o con retardo $k'-k$ respecto a p^s_r), y mantener k' constante en todo el análisis. En la Gráfica 5.3 se expone el "path-diagram" correspondiente a los efectos de un retardo k concreto.

Supongamos que ρ es el conjunto de conductas criterio seleccionadas; pertenecen a su vez a un único o a distintos subsistemas, y el retardo con que se desea que actúe una de ellas es k_r ($r=1, \dots, \rho$; ρ = número de criterios). El conjunto de subsistemas a los que pertenecen las conductas criterio es $\langle {}_r S \rangle$, y el conjunto de secuencias de datos de los subsistemas es $\langle {}_r Y \rangle$. Un análisis secuencial de retardo para todas las conductas del subsistema ${}_2 S$ como apareadas (eventualmente, ${}_2 S \in \langle {}_r S \rangle$) se simboliza mediante el operador ASR convergente-divergente:

$$\nabla_{\rho}^k ({}_r Y, {}_2 Y) = U^T \star \left[\left(\sum_{r=1}^{\rho} \nabla^{k_r} \left(({}_r Y^* N^T) \cdot C_{\sim r} \right) \cdot B_{\sim r}^T + \right. \right. \\ \left. \left. ({}_2 Y^* N^T) \cdot P^T \right) \star D_{11} \right]$$

donde $B_{\sim r}$ es el vector auxiliar de dimensión $(m_2 + \rho)$:

$$B_{\sim r} = \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \leftarrow (\text{fila } \underline{r})$$

$\begin{array}{c} \updownarrow \\ \rho \\ \hline \updownarrow \\ m_2 \end{array}$

que contiene ceros excepto en la fila \underline{r} ($r=1, \dots, \rho$), correspondiente a la conducta criterio r -ésima; y donde P_{\sim} es la matriz auxiliar de dimensiones $(m_2 + \rho, m_2)$:

$$P_{\sim} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

$\begin{array}{c} \updownarrow \\ \rho \\ \hline \updownarrow \\ m_2 \end{array}$

La matriz que operativiza el tipo de análisis (en este caso, tipo 1, subtipo 1, es de dimensiones $(m_2 + \rho, m_2)$: sus ρ primeras filas contienen los parámetros del tipo de análisis, $\lambda_{\alpha} = \lambda_1$; y las restantes, los del subtipo, $\lambda_{\beta} = \lambda_1$:

$$D_{\sim 11} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & \lambda_1 & \lambda_1 & \lambda_1 & \dots & \lambda_1 \\ \lambda_1 & \lambda_1 & \lambda_1 & \lambda_1 & \dots & \lambda_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \lambda_1 & -1 & -1 & -1 & \dots & -1 \\ -1 & \lambda_1 & -1 & -1 & \dots & -1 \\ -1 & -1 & \lambda_1 & -1 & \dots & -1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ -1 & -1 & -1 & -1 & \dots & \lambda_1 \end{pmatrix}$$

$\begin{array}{c} \updownarrow \\ \rho \\ \hline \updownarrow \\ m_2 \end{array}$

El operador proporciona las frecuencias de retardo de todas las conductas apareadas del subsistema $2_{\sim}S$. El valor

$$\left[\begin{array}{c} k \\ \nabla_{\rho_{\nu}}^{\nu} 11 \end{array} \left(\langle r_{\nu}^Y \rangle , z_{\nu}^Y \right) \right]_i$$

es el número de unidades de tiempo en que ocurre la conducta z_{ν}^Y con el conjunto de retardos $k_{\nu} = (k_1, k_2, k_3, \dots, k_{\rho})$ respecto a las p conductas criterio respectivas.

La utilización de más de una conducta criterio implica que la tabla de contingencia correspondiente al retardo (ver apartado 4.6.3.4.1.) es una tabla multivariada. Los estadísticos de retardo que pueden calcularse en dicha tabla se derivan de un modelo log-lineal (Goodman, 1978) aplicado a la misma. El estadístico z_1 de Allison y Liker utilizado en el análisis de retardo divergente no es más que un caso particular ($z_1^2 = \chi^2$) de medida de asociación para una tabla bivariada. Es necesario, pues, utilizar modelos multivariados en el análisis de retardo convergente.

5.2. Betas de retardo y logits

Una medida que puede aplicarse para evaluar la contingencia entre dos variables dicotómicas es el cociente de los productos cruzados de su tabla de contingencia (Bishop, Fienberg y Holland, 1975; Reynolds, 1977a,b; Fienberg, 1980). Si p_s^r es la conducta criterio y q_s^i es la conducta apareada con retardo k , un análisis tipo 1, subtipo 1, proporciona la frecuencia de apareo f_{22} de la tabla de contingencia entre ambas conductas (véase, por ejemplo, el apartado 4.6.3.4.1). Para esa tabla, el cociente de los productos cruzados es:

$$\alpha = \frac{f_{11} \cdot f_{22}}{f_{12} \cdot f_{21}}$$

Cuando no existe relación entre las conductas, $\alpha = 1$. Si la relación es positiva (activación), entonces $\alpha > 1$; y si es negativa (inhibición), $\alpha < 1$ (p.e. Reynolds, 1977b). Los lí-

mites de α son $0 < \alpha < \infty$. Para facilitar su interpretación algunos autores proponen transformar α en $\log_e (\alpha)$, su logaritmo natural. Mientras que α se distribuye asimétricamente en torno a la unidad, su logaritmo lo hace en torno a cero, de $-\infty$ a $+\infty$. Cuando $\log_e (\alpha) = 0$, no existe contingencia entre ambas conductas con retardo \underline{k} .

El logaritmo de los productos cruzados es una medida útil porque no es sensible a cambios proporcionales en los marginales de la tabla de contingencia (Bishop *et al*, 1975), y, además, porque está íntimamente relacionada con los modelos log-lineales a los que recurriremos para llevar a cabo análisis de retardo convergente. Definimos el estadístico β como:²

$$\beta = \frac{1}{2} \log_e (\alpha) = \frac{1}{2} \log_e \frac{f_{11} \cdot f_{22}}{f_{12} \cdot f_{21}}$$

Para un retardo \underline{k} determinado, β es una "beta de retardo" que puede expresarse también así:

$$\beta_{kir} = \frac{1}{2} \log_e \frac{(t_m - \phi'_{ki} - \phi'_{kr} + \phi_{kir}) \cdot \phi_{kir}}{(\phi'_{ki} - \phi_{kir}) \cdot (\phi'_{kr} - \phi_{kir})}$$

donde t_m es la duración total de la sesión de observación;

ϕ_{kir} es la frecuencia de retardo \underline{k} ;

ϕ'_{kr} es la frecuencia total de apareo de $p_s r$ con retardo \underline{k} ; y

ϕ'_{ki} es la frecuencia total de apareo de $q_s i$ con retardo \underline{k} (véase apartado 4.6.3.4.1.).

² Allison y Liker (1982) emplean $\beta = \log_e (\alpha)$; sin embargo, para relacionar β con los parámetros logit debe utilizarse el semilogaritmo.

El logit de una proporción o probabilidad p se define como (Knoke y Burke, 1980):

$$\text{logit } (p) = \log_e \left[\frac{p}{1-p} \right] ,$$

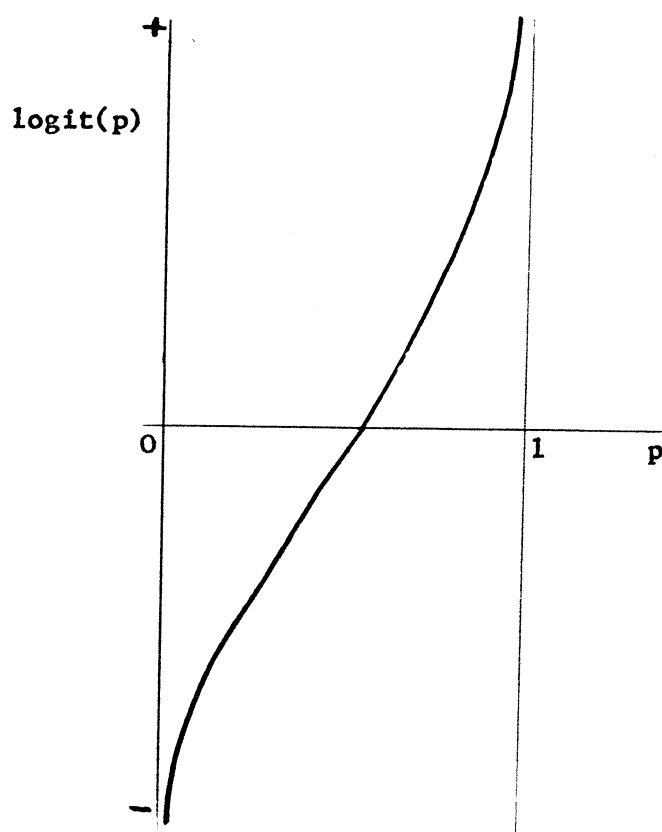
de manera que $\text{logit } (p)$ puede tomar valores entre $-\infty$ y $+\infty$, mientras p solamente puede hacerlo entre 0 y 1. Supongamos que ϕ es la proporción de tiempo que ocurre una conducta, y que se trata de una buena estimación de su probabilidad continua. Si $\phi = 0,50$, entonces $\text{logit } (\phi) = 0$; si la conducta tiene mayor probabilidad de ocurrir que de no ocurrir, $\phi > 0,50$, y $\text{logit } (\phi) > 0$; si tiene mayor probabilidad de no ocurrir que de ocurrir, $\phi < 0,50$, y $\text{logit } (\phi) < 0$. La función logit tiene la forma de la Gráfica 5.4.

Una beta de retardo puede expresarse también como la semi-diferencia de los logits de dos probabilidades condicionadas de retardo:

$$\beta_{kir} = \frac{1}{2} \text{logit} \left[p (q^{s_{i,t}} = 2 | p^{s_{r,t-k}} = 2) \right] - \frac{1}{2} \text{logit} \left[p (q^{s_{i,t}} = 2 | p^{s_{r,t-k}} = 1) \right] ;$$

el primer miembro es el logit de la probabilidad de que la conducta apareada ocurra (2) en la unidad de tiempo t , condicionada a la ocurrencia (2) de la conducta criterio en $t-k$ (probabilidad de retardo π_{kir}); el segundo término es el logit de la probabilidad de que la conducta apareada ocurra (2) en la unidad de tiempo t , condicionada a la no ocurrencia (1) de la conducta criterio en $t-k$. Los dos logits pueden estimarse con los valores de las frecuencias de la tabla de contingencia:

$$\text{logit} \left[p (q^{s_{i,t}} = 2 | p^{s_{r,t-k}} = 2) \right] = \text{logit} \frac{\phi_{kir}}{\phi'_{kr}} = \log_e \frac{\phi_{kir}}{\phi'_{kr} - \phi_{kir}}$$



Gráfica 5.4. Representación del logit de una proporción o probabilidad, o función logística. Mientras que p sólo toma valores entre 0 y 1, su logit puede tomar cualquier valor positivo o negativo:

$$\text{logit}(p) = \log_e \left[\frac{p}{1 - p} \right]$$

$$\begin{aligned} \text{logit} \left[p(q_{i,t}^s = 2 | p_{r,t-k}^s = 1) \right] &= \text{logit} \frac{\phi'_{ki} - \phi_{kir}}{t_m - \phi'_{kr}} = \\ &= \log_e \frac{\phi'_{ki} - \phi_{kir}}{t_m - \phi'_{kr} - \phi'_{ki} + \phi_{kir}} \end{aligned}$$

la semi-diferencia de los dos logits es, evidentemente, β_{kir} .

Si es más probable que la conducta apareada ocurra cuando ha ocurrido la criterio con retardo k que cuando no ha ocurrido, la diferencia de los logits es positiva ($\beta_{kir} > 0$): si es más probable que ocurra cuando no ha ocurrido la criterio con retardo k , la diferencia es negativa ($\beta_{kir} < 0$). El error tipo de β_{kir} es (Goodman, 1972; Fienberg, 1980):

$$S(\beta_{kir}) = \frac{1}{2} \cdot \left[\frac{1}{\phi_{kir}} + \frac{1}{\phi'_{kr} - \phi_{kir}} + \frac{1}{\phi'_{ki} - \phi_{kir}} + \frac{1}{t_m - \phi'_{ki} - \phi'_{kr} + \phi_{kir}} \right]^{\frac{1}{2}},$$

y el estadístico

$$Z(\beta_{kir}) = \frac{\beta_{kir}}{S(\beta_{kir})}$$

se distribuye según la ley normal unidad. Fijado un riesgo de error bilateral, si $Z(\beta_{kir}) \geq z_\alpha$, entonces decimos que la conducta apareada está activada por la criterio con retardo k ; y si $Z(\beta_{kir}) \leq -z_\alpha$, que está inhibida por la criterio con retardo k .

El cálculo de sucesivas β_{kir} para las distintas tablas de contingencia que obtenemos variando el retardo proporciona un conjunto de betas de retardo que pueden ser representadas en forma de perfil con la banda de no significación $\pm z_\alpha \cdot S(\beta_{kir})$.

Hasta aquí, las betas de retardo no son más que un estadístico alternativo a las zetas de retardo, que indican si existe o no existe contingencia significativa en cada retardo. El interés de las betas reside en que pueden generalizarse a las tablas de contingencia multivariadas propias de un análisis de retardo convergente.

5.3. Modelos log-lineales y modelos logit de retardo

5.3.1. Formulación del modelo log-lineal y ajuste

Supongamos que en nuestro análisis nos interesa obtener los efectos parcializados de tres conductas criterio sobre una conducta apareada q_i^s ; las conductas criterio son:

- p_r^s con retardo k ,
- q_i^s con retardo k ,
- p_r^s con retardo 0.

Para este caso,

$$\rho_{\nu} = \langle q_i^s, p_r^s \rangle \quad (\rho = 2);$$

$$\langle r_{\nu}^S \rangle = \langle q_{\nu}^S, p_{\nu}^S \rangle,$$

y el subsistema apareado es q_{ν}^S . Los retardos k_r son $(k, k, 0)$. El operador ASR proporcionará tantas frecuencias de retardos $(k, k, 0)$ como conductas posea el subsistema q_{ν}^S . Nos interesará particularmente la correspondiente a q_i^s . Como en el caso de una única conducta criterio, la frecuencia de retardos $(k, k, 0)$ es la frecuencia observada en una casilla de una tabla de contingencia de dimensiones 2^{0+1} . Simbolizaremos por f_{IJKL} la frecuencia observada en la casilla correspondiente

al valor I de la primera conducta criterio, al valor J de la segunda, al valor K de la tercera y al valor L de la conducta apareada.³ Cada conducta solamente toma dos valores: 1, no ocurre; 2, ocurre:

| (1) | criterios | | apareada | | |
|-----|-------------------|-------------------|-----------------|--------------|------------|
| | p^S_r en t-k | q^S_i en t-k | p^S_r en t | q^S_i en t | |
| | | | 1 | 2 | |
| 1 | { | 1 | 1 | f_{1111} | f_{1112} |
| | | | 2 | f_{1121} | f_{1122} |
| | | 2 | 1 | f_{1211} | f_{1212} |
| | | | 2 | f_{1221} | f_{1222} |
| 2 | { | 1 | 1 | f_{2111} | f_{2112} |
| | | | 2 | f_{2121} | f_{2122} |
| | | 2 | 1 | f_{2211} | f_{2212} |
| | | | 2 | f_{2221} | f_{2222} |

La frecuencia de retardo suministrada por el operador ASR es f_{2222} , o número de unidades de tiempo en que ocurre la conducta apareada en t, habiendo ocurrido las dos primeras conductas criterio en t-k, y la tercera conducta criterio en t. Si las conductas criterio (1) y (2) pertenecen al mismo subsistema, no pueden co-ocurrir, y entonces los valores f_{22KL} son ceros lógicos (Bishop *et al.*, 1975); si la conducta criterio (3) pertenece al mismo subsistema que la apareada, entonces tampoco pueden co-ocurrir, y los valores f_{IJ22} son también ceros lógicos. En este ejemplo las co-ocurrencias son posibles porque las conductas (1) y (2) son de subsistemas distintos (q^S y p^S), lo mismo que la criterio (3) y la apareada. En cualquier caso, una tabla con ceros lógicos puede ser tratada con procedimientos especiales (p.e., Haberman, 1974).

3 Utilizamos f y F en concordancia con los textos habituales que tratan los modelos log-lineales; ambas frecuencias son continuas en términos del análisis de retardos (tipo 1, subtipo 1) y deberían simbolizarse estrictamente como ϕ y Φ .

Para la tabla anterior, el modelo log-lineal saturado (Fienberg, 1980; Goodman, 1972; Kennedy, 1983) es, en forma multiplicativa:

$$F_{IJKL} = \tau \cdot \tau_I^A \cdot \tau_J^B \cdot \tau_K^C \cdot \tau_L^D \cdot \tau_{IJ}^{AB} \cdot \tau_{IK}^{AC} \cdot \tau_{IL}^{AD} \cdot \tau_{JK}^{BC} \cdot \tau_{JL}^{BD} \cdot \tau_{KL}^{CD} \cdot \tau_{IJK}^{ABC} \cdot \tau_{IJL}^{ABD} \cdot \tau_{IKL}^{ACD} \cdot \tau_{JKL}^{BCD} \cdot \tau_{IJKL}^{ABCD}$$

y, en forma lineal:

$$\log_e F_{IJKL} = \lambda + \lambda_I^A + \lambda_J^B + \lambda_K^C + \lambda_L^D + \lambda_{IJ}^{AB} + \lambda_{IK}^{AC} + \lambda_{IL}^{AD} + \lambda_{JK}^{BC} + \lambda_{JL}^{BD} + \lambda_{KL}^{CD} + \lambda_{IJK}^{ABC} + \lambda_{IJL}^{ABD} + \lambda_{IKL}^{ACD} + \lambda_{JKL}^{BCD} + \lambda_{IJKL}^{ABCD}$$

siendo:

A, B, C, D los distintivos abreviados de las conductas criterio (1), (2), (3), y la conducta apareada;

F_{IJKL} = frecuencia esperada según el modelo;

$\lambda = \log_e \tau$ = efecto general o medio sobre las frecuencias de la tabla (equivalente a la "gran media" de un análisis de la varianza);

$\lambda_I^A = \log_e \tau_I^A$ = efecto simple del valor I de la variable A;

$\lambda_J^B = \log_e \tau_J^B$ = efecto simple del valor J de la variable B;

⋮

$\lambda_{IJ}^{AB} = \log_e \tau_{IJ}^{AB}$ = efecto compuesto (interacción de primer orden) de los valores I y J, de las variables A y B;

⋮

⋮

$\lambda_{IJK}^{ABC} = \log_e \tau_{IJK}^{ABC}$ = efecto compuesto (interacción de segundo orden) de los valores I, J y K, de las variables A, B y C);

⋮

⋮

$\lambda_{IJKL}^{ABCD} = \log_e \tau_{IJKL}^{ABCD}$ = efecto compuesto (interacción de tercer orden) de los valores I, J, K, L.

Cada uno de los efectos presentes en el modelo corresponde a una tabla de contingencia marginal fijada. Por ejemplo, λ_{IJ}^{AB} corresponde a la tabla de contingencia de cuatro casillas formada por las conductas criterio (1) y (2) (una tabla de co-ocurrencia). Puesto que el modelo incluye este parámetro, estamos suponiendo que, sean cuales sean las frecuencias esperadas F_{IJKL} , si las sumamos para obtener la tabla marginal que relaciona A y B, obtendremos frecuencias esperadas igual a las observadas en esa tabla. El modelo es saturado porque incluye el parámetro λ_{IJKL}^{ABCD} , según el cual las frecuencias esperadas en la tabla formada por las variables A, B, C y D (esto es, la tabla completa) son iguales a las observadas. Obviamente, el modelo saturado siempre se ajusta. El interés al trabajar con un modelo log-lineal es encontrar un modelo no saturado (es decir, un modelo en el que algunos parámetros λ sean iguales a cero) que:

- a) Tenga un buen ajuste;
- b) Sea lo más parsimonioso posible, es decir, contenga el menor número de parámetros posible (el menor número de tablas fijadas) y
- c) Sea acorde con las hipótesis de trabajo.

Los esquemas de muestreo bajo los que el modelo log-lineal supone se han observado las frecuencias de la tabla son los muestreos de Poisson, multinomial simple, o multinomial producto, según si en el muestreo se ha dejado libre el número total de observaciones, ha sido fijado, o se han fijado los totales de algunos niveles de las variables (Bishop et al., 1975). Cualquiera de estos esquemas implica que el procedimiento de muestreo es independiente en cada casilla; en nuestro caso ello supone que asignar una unidad de tiempo a una de las casillas es independiente de asignar la siguiente unidad a otra casilla determinada. Sin embargo, existen razones para pensar que en una secuencia de datos tipo III o tipo IV esta independencia no existe. Ello hace que incluso el mo

delo binomial empleado en el análisis secuencial de retardo tienda a producir resultados sesgados (Sackett, 1980). En sus análisis secuenciales Marton, Minde y Ogilvie (1981) muestran las unidades de tiempo a intervalos regulares en toda la secuencia de datos con la finalidad de obtener independencia.

Los parámetros λ y τ de un modelo log-lineal concreto se obtienen calculando primero las frecuencias esperadas al fijar las tablas marginales indicadas por la presencia de estos parámetros. El cálculo es sencillo cuando se dispone de pocas variables y los parámetros deseados son de orden bajo, pero, en general, debemos recurrir al "algoritmo de ajuste proporcional iterativo" (Reynolds, 1977a; Kennedy, 1983) para calcular las frecuencias esperadas. Los parámetros multiplicativos τ son entonces función de las medias geométricas de las frecuencias esperadas en las tablas marginales correspondientes (Kennedy, 1983, p. 113-123). Existen diversos programas de computador, de características parecidas, que hacen posibles esos cálculos y prueban el ajuste de los modelos: MULTIQUAL (Bock y Yates, 1973), ECTA (Fay y Goodman, 1975), GLIM (Baker y Nelder, 1978); FREQ (Haberman, 1979), KLOGIT (Maynard, 1981), BMDP4F (Dixon, 1983), CPLX (Fay, 1984), y la rutina HILOGLINEAR del paquete estadístico SPSSX (SPSS Inc., 1983).

El ajuste de un modelo a unos datos se evalúa mediante el estadístico L^2 , o log-chi-cuadrado de Fisher (Goodman, 1972, 1973a; Knoke y Burke, 1980; Kennedy, 1983):

$$L^2 = 2 \cdot \sum_{I,J,K,L} f_{IJKL} \cdot \log_e \frac{f_{IJKL}}{\bar{f}_{IJKL}},$$

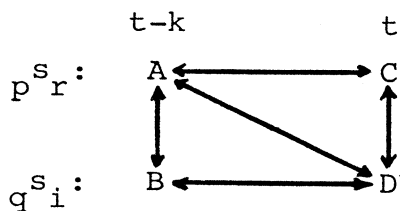
que se distribuye como chi-cuadrado con grados de libertad igual a la diferencia entre el número de casillas de la tabla y el número de parámetros independientes del modelo (si el modelo es saturado $L^2 = 0$; grados de libertad = 0). El

estadístico L^2 tiene la ventaja de que, a diferencia de χ^2 , puede ser descompuesto según cada uno de los efectos o parámetros presentes en el modelo, de manera similar a las sumas de cuadrados de un análisis de varianza. El estadístico L^2 de ajuste obtenido es un " L^2 residual", mientras que a cada uno de los parámetros corresponde un " L^2 componente", que indica si el parámetro es significativo y debe incluirse (Goodman, 1973a; Kennedy, 1983). Se han desarrollado procedimientos alternativos de ajuste basados en el análisis de los residuales, o errores de predicción del modelo respecto a las frecuencias observadas: para este análisis, Constanzo, Halperin, Gale y Richardson (1982) utilizan un algoritmo propio implementado en su programa SUMABSR.

Supongamos que en nuestra tabla de contingencia de cuatro variables (cuatro conductas) especificamos el siguiente modelo log-lineal no saturado:

$$\log_e F_{IJKL} = \lambda + \lambda_I^A + \lambda_J^B + \lambda_K^C + \lambda_L^D + \lambda_{IJ}^{AB} + \lambda_{IK}^{AC} + \lambda_{IL}^{AD} + \lambda_{JL}^{BD} + \lambda_{KL}^{CD}$$

que puede representarse en el siguiente "path-diagram" (Goodman, 1973a,b):



El diagrama indica qué relaciones incorpora el modelo; puesto que incluir un parámetro como λ_{IJ}^{AD} significa que las frecuencias esperadas según el modelo en la tabla (AD) serán iguales a las observadas, la notación del modelo puede abreviarse en:

(AB) (AC) (AD) (BD) (CD)

Los modelos log-lineales corrientes son modelos jerárquicos. Jerarquía significa aquí que si una tabla marginal como (AB) está fijada, entonces también lo están los marginales (A) y (B), tal como se indica en la ecuación, que incluye los parámetros λ_I^A y λ_J^B . Las frecuencias esperadas en los modelos jerárquicos se calculan mediante el "algoritmo de ajuste proporcional iterativo", que no es aplicable si el modelo consta de parámetros no jerárquicos (Fienberg, 1980). Un modelo con el parámetro λ_{IJL}^{ABD} pero sin el parámetro λ_{IJ}^{AB} no es jerárquico. Los procedimientos de ajuste para modelos no jerárquicos se basan en reorganizar la tabla de contingencia añadiendo variables auxiliares, de forma que en la nueva tabla el modelo no jerárquico se traduce en otro equivalente que sí es jerárquico (Bishop *et al.*, 1975; Breen, 1984; Rindskopf, 1984).

El modelo jerárquico planteado para nuestra tabla de contingencia es una ecuación estructural. A diferencia de las ecuaciones estructurales del análisis de la covarianza (p.e., Jöreskog, 1981), la ecuación log-lineal no incorpora, por conveniencia, el término de error (Fienberg, 1980, p. 134); Goodman (1973a) introduce un tal término de error o desviación en las ecuaciones logit (ver más adelante). Si $L_{IJKL} = \log_e F_{IJKL}$, las ecuaciones de todas las casillas IJKL pueden expresarse en forma matricial (Bonett y Bentler, 1983; Budescu, 1984; Rindskopf, 1984):

$$\underset{\sim}{L} = \underset{\sim}{X} \cdot \underset{\sim}{\Lambda}$$

donde $\underset{\sim}{L}$ es la matriz de logaritmos naturales de las frecuencias esperadas, de dimensiones (16,1); $\underset{\sim}{X}$ es la "matriz del diseño", de dimensiones (16,16); y $\underset{\sim}{\Lambda}$ es la matriz de los parámetros log-lineales, de dimensiones (16,1). La expresión matricial se presenta desarrollada para el modelo propuesto en la Tabla 5.1. En general, si tenemos p conductas criterio y una conducta apareada, $\underset{\sim}{L}$ y $\underset{\sim}{\Lambda}$ poseen dimensiones $(2^{p+1}, 1)$, y $\underset{\sim}{X}$ posee dimensiones $(2^{p+1}, 2^{p+1})$. En la matriz $\underset{\sim}{\Lambda}$ sólo apa-

recen términos como λ_1^A , λ_{11}^{AB} , etc., porque, para una tabla marginal dada los diversos parámetros de sus casillas son todos iguales, salvo el signo (solamente aplicable cuando las variables como en este caso, con dicotómicas; Goodman, 1970); los parámetros guardan las siguientes relaciones (Goodman, 1972); en ellas se basan los signos de los elementos de la matriz del diseño:

$$\lambda_1^A = -\lambda_2^A; \lambda_1^B = -\lambda_2^B; \lambda_1^C = -\lambda_2^C; \lambda_1^D = -\lambda_2^D;$$

$$\lambda_{11}^{AB} = \lambda_{22}^{AB} = -\lambda_{12}^{AB} = -\lambda_{21}^{AB} \text{ (idem para } \lambda^{AC}, \lambda^{AD}, \text{ etc.)};$$

$$\lambda_{111}^{ABC} = \lambda_{221}^{ABC} = \lambda_{212}^{ABC} = \lambda_{122}^{ABC} = -\lambda_{112}^{ABC} = -\lambda_{121}^{ABC} = -\lambda_{211}^{ABC} = -\lambda_{222}^{ABC}$$

(idem para $\lambda^{ACD}, \lambda^{BCD}, \text{ etc.}$).

La primera columna de la matriz \tilde{X} corresponde al efecto general o medio; las columnas 2a, 3a, 4a y 5a, a los efectos simples de cada conducta; las columnas 6a a 11a, a los efectos compuestos de primer orden; las columnas 12a a 15a, a los efectos compuestos de segundo orden; y la columna 16a, al efecto compuesto de tercer orden.

El error tipo de cualquiera de los parámetros λ es (Goodman, 1972; Kennedy, 1983):

$$s(\lambda) = \frac{1}{2^{p+1}} \cdot \left[\sum_{I,J,K,L} \frac{1}{f_{IJKL}} \right]^{\frac{1}{2}}$$

En realidad éste es el error tipo de los parámetros del modelo saturado, que es una estimación conservadora del error tipo en modelos no saturados (Kennedy, 1983); programas de computador como el BMDP4F (Dixon, 1983) suministran también errores tipo de modelos no saturados. El cociente $\lambda/S(\lambda)$ se distribuye según la ley normal unidad y permite probar si λ es significativo.

$$\begin{pmatrix} L_{1111} \\ L_{1112} \\ L_{1121} \\ L_{1122} \\ L_{1211} \\ L_{1212} \\ L_{1221} \\ L_{1222} \\ L_{2111} \\ L_{2112} \\ L_{2121} \\ L_{2122} \\ L_{2211} \\ L_{2212} \\ L_{2221} \\ L_{2222} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & 0 & -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & 1 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & 1 & 1 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 1 & 0 & -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 & -1 & -1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 1 & 1 & 1 & -1 & -1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 & 0 & -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & 1 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & 1 & 1 & -1 & 1 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 & -1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \lambda_A \\ \lambda_{11}^A \\ \lambda_{11}^B \\ \lambda_{11}^C \\ \lambda_{11}^D \\ \lambda_{11}^{AB} \\ \lambda_{11}^{AC} \\ \lambda_{11}^{AD} \\ \lambda_{11}^{BC} \\ \lambda_{11}^{BD} \\ \lambda_{11}^{CD} \\ \lambda_{11}^{ABC} \\ \lambda_{11}^{111} \\ \lambda_{11}^{ABD} \\ \lambda_{11}^{111} \\ \lambda_{11}^{ACD} \\ \lambda_{11}^{111} \\ \lambda_{11}^{BCD} \\ \lambda_{11}^{111} \\ \lambda_{11}^{ABCD} \end{pmatrix}$$

Tabla 5.1. Desarrollo de las matrices L , X , Λ que muestra el conjunto de ecuaciones log-lineales que forman parte del modelo

(AB)(AC)(AD)(BD)(CD)

La presencia de ceros en la 9ª columna indica que el modelo no incorpora el término (BC), y los ceros a partir de la columna 12ª, que no incorpora términos de tercero no de cuarto orden.

| | |
|------|-------|
| 1111 | 11723 |
| 1112 | 71 |
| 1121 | 17 |
| 1122 | 0 |
| 1211 | 20 |
| 1212 | 1 |
| 1221 | 257 |
| 1222 | 3 |
| 2111 | 66 |
| 2112 | 479 |
| 2121 | 3 |
| 2122 | 7 |
| 2211 | 1 |
| 2212 | 4 |
| 2221 | 5 |
| 2222 | 37 |

Tabla 5.2. Ejemplo de tabla de contingencia de cuatro dimensiones obtenida en el retardo 1 del bloque 1. Los índices 1111, 1112, etc. corresponden a las conductas 403 (criterio), DS14 (criterio), 403 (apareada), DS14 (apareada); 1 = no ocurre; 2 = sí ocurre.

5.3.2. Modelos Logit

Los modelos log-lineales, son por naturaleza, asimétricos. Sus parámetros indican solamente la relación entre las variables, pero no son efectos unidireccionales de unas variables sobre otras. En el análisis secuencial de retardo consideramos, por el contrario, que las conductas criterio poseen un efecto sobre las apareadas con un retardo determinado. Para esta situación asimétrica el análisis log-lineal puede simplificarse en análisis logit.

Los modelos logit resultan ser paralelos al modelo de análisis de varianza para variables dependientes cuantitativas; son aplicables cuando una o varias de las variables categóricas de una tabla de contingencia son dependientes o endógenas, y las restantes, independientes o exógenas (predictoras)⁴. Goodman (1972) presente el análisis logit como un método de regresión múltiple modificado para variables categóricas; no obstante, el análisis logit es utilizado en la econometría para investigar las relaciones entre variables predictoras cuantitativas y variables de respuesta dicotómicas (Considine y Mount, 1984; Davidson y MacKinnon, 1984); en ese caso estos modelos se conocen como "modelos lineales logísticos de respuesta" (Fienberg, 1980), o de "regresión logística" (Aickin, 1983).

Volviendo al modelo log-lineal propuesto en el apartado 5.3.1., D es la variable endógena (conducta apareada), y A , B , C , las variables exógenas (conducta a criterio). Denotaremos con \bar{D} la variable endógena o "variable logit" (Goodman, 1972, 1973a,b). Particularizando para los valores de \bar{D} , $L = 2$ (la conducta apareada ocurre) y $L = 1$ (la conducta apareada no ocurre), tenemos:

4 Señalemos a este respecto que la aplicación de los modelos logit al análisis de retardo presenta algunos problemas terminológicos. La "conducta criterio" es en realidad una "variable predictora con retardo k " y la "conducta apareada", una "variable criterio".

$$\log_e F_{IJK2} = \lambda + \lambda \frac{A}{I} + \lambda \frac{B}{J} + \lambda \frac{C}{K} + \lambda \frac{\bar{D}}{2} + \lambda \frac{AB}{IJ} + \lambda \frac{AC}{IK} + \lambda \frac{AD}{I2} + \lambda \frac{BD}{J2} + \lambda \frac{CD}{K2}$$

$$\log_e F_{IJK1} = \lambda + \lambda \frac{A}{I} + \lambda \frac{B}{J} + \lambda \frac{C}{K} + \lambda \frac{\bar{D}}{1} + \lambda \frac{AB}{IJ} + \lambda \frac{AC}{IK} + \lambda \frac{AD}{I1} + \lambda \frac{BD}{J1} + \lambda \frac{CD}{K1}$$

restando ambas expresiones,

$$\log_e \frac{F_{IJK2}}{F_{IJK1}} = (\lambda \frac{\bar{D}}{2} - \lambda \frac{\bar{D}}{1}) + (\lambda \frac{AD}{I2} - \lambda \frac{AD}{I1}) + (\lambda \frac{BD}{J2} - \lambda \frac{BD}{J1}) + (\lambda \frac{CD}{K2} - \lambda \frac{CD}{K1})$$

En primer lugar, $\lambda \frac{\bar{D}}{2} = -\lambda \frac{\bar{D}}{1}$, etc., y al miembro de la derecha de la ecuación resultante se simplifica. En segundo lugar, la probabilidad de que la conducta apareada ocurra cuando las conductas criterio toman los valores I, J, K es:

$$p(q^{s_{i,t}=2} \mid p^{s_{r,t-k}=I}; p^{s_t=J}; q^{s_{i,t-k}=K}) = \frac{F_{IJK2}}{F_{IJK2} + F_{IJK1}},$$

luego el logit de esta probabilidad vale:

$$\log_e \left[\frac{F_{IJK2} / (F_{IJK2} + F_{IJK1})}{1 - F_{IJK2} / (F_{IJK2} + F_{IJK1})} \right] = \log_e \frac{F_{IJK2}}{F_{IJK1}}$$

Denotaremos mediante el símbolo $\Gamma_{IJK}^{\bar{D}}$ el logit de la probabilidad de que \bar{D} tenga el valor 2 (ocurra) condicionada a que las variables A, B y C toman los valores I, J y K. Entonces,

$$\Gamma_{IJK}^{\bar{D}} = 2 \cdot \lambda \frac{\bar{D}}{2} + 2 \cdot \lambda \frac{AD}{I2} + 2 \cdot \lambda \frac{BD}{J2} + 2 \cdot \lambda \frac{CD}{K2}$$

Siguiendo a Goodman (1972, 1973a), sustituimos los parámetros λ por parámetros β :

$$\beta^{\bar{D}} = 2 \cdot \lambda \frac{\bar{D}}{2}; \quad \beta_I^{AD} = 2 \cdot \lambda \frac{AD}{I2};$$

$$\beta_J^{BD} = 2 \cdot \lambda \frac{BD}{J2}; \quad \beta_K^{CD} = 2 \cdot \lambda \frac{CD}{K2}.$$

La ecuación queda:

$$\Gamma \bar{D}_{IJK} = \beta^{\bar{D}} + \beta^{\overline{AD}}_I + \beta^{\overline{BD}}_J + \beta^{\overline{CD}}_K .$$

Los parámetros β se interpretan como medidas de relación propias de cada tabla (\overline{AD}), (\overline{BD}) y (\overline{CD}), cuando los demás efectos sobre esa relación se controlan o mantienen constantes; los parámetros β se interpretan pues en los mismos términos que los coeficientes de regresión múltiple (Pedhazur, 1982). El parámetro $\beta^{\bar{D}}$ es propio solamente de \bar{D} , y depende de la probabilidad continua total de la conducta apareada.

Para destacar la equivalencia entre los modelos logit y los modelos de regresión múltiple Goodman (1973a) propone emplear "variables ficticias" ("dummy variables"). En nuestro caso las variables ficticias son A, B y C, y sus valores posibles son 1 (no ocurre) y 2 (ocurre). La ecuación de "regresión" es:

$$Y_{IJK}^{\bar{D}} = \beta + \beta^A \cdot A + \beta^B \cdot B + \beta^C \cdot C + \epsilon ,$$

donde $Y_{IJK}^{\bar{D}}$ es el logit observado,

$$\beta = \beta^{\bar{D}} - 3\beta^{\overline{AD}} - 3\beta^{\overline{BD}} - 3\beta^{\overline{CD}} ,$$

$$\beta^A = 2\beta^{\overline{AD}}_I ,$$

$$\beta^B = 2\beta^{\overline{BD}}_J ,$$

$$\beta^C = 2\beta^{\overline{CD}}_K ,$$

$$\epsilon = Y_{IJK}^{\bar{D}} - \Gamma \bar{D}_{IJK} ;$$

ϵ es el error, el cual no es aleatorio sino que depende del logit esperado (Goodman, 1973a).

Kennedy (1983) llama "modelos logit legítimos" a aquellos modelos log-lineales que contienen "todos los parámetros que reflejen diferencias potenciales no relevantes respecto a la respuesta proporcional en la variable logit"; para ser legítimo, el modelo "ha de contener dichos parámetros para que puedan ser controlados de forma parecida a como se hace en el análisis de la covarianza" (p. 124). Ello significa que, aunque en la ecuación de Γ_{IJK}^D no aparecen términos log-lineales relativos a las tablas (AB), (AC), (BC) ni (ABC), para que el modelo logit sea legítimo (esto es, para que las β sean auténticos parámetros que expresen efectos parcializados), debe basarse en un modelo log-lineal que incluya todas esas tablas como fijadas; puesto que el modelo log-lineal debe ser jerárquico, si incluye (ABC) también habrá de incluir (AB), (AC) y (BC). Resulta evidente que el modelo logit al que hemos llegado no es legítimo en este caso, porque el modelo log-lineal de partida no incluye el efecto λ_{IJK}^{ABC} (ver matriz del diseño, Tabla 5.1).

En resumen, para probar el ajuste del modelo logit anterior hemos de probar el ajuste del modelo log-lineal:

$$(ABC) \quad (AD) \quad (BD) \quad (CD)$$

Los parámetros logit β se obtendrán entonces directamente a partir de los parámetros log-lineales λ . El error tipo de un parámetro β es igual entonces a dos veces el error tipo de un parámetro λ :

$$S(\beta) = 2 \cdot S(\lambda) = \frac{1}{2^{\rho}} \left[\sum_{I, J, K, L} \frac{1}{f_{IJKL}} \right]^{\frac{1}{2}}$$

y el estadístico

$$z(\beta) = \frac{\beta}{S(\beta)}$$

se distribuye según la ley normal unidad si el modelo log-lineal de base es saturado.

En un análisis secuencial de retardo divergente, (una sola conducta criterio) la beta de retardo obtenida en la tabla de contingencia formada por las conductas criterio y apareada es en realidad igual al parámetro $\beta_I^{A\bar{B}}$ que corresponde al modelo logit:

$$\Gamma_I^{A\bar{B}} = \beta^{\bar{B}} + \beta_I^{A\bar{B}}$$

donde A es la conducta criterio y \bar{B} es la conducta apareada. El modelo log-lineal es en este caso:

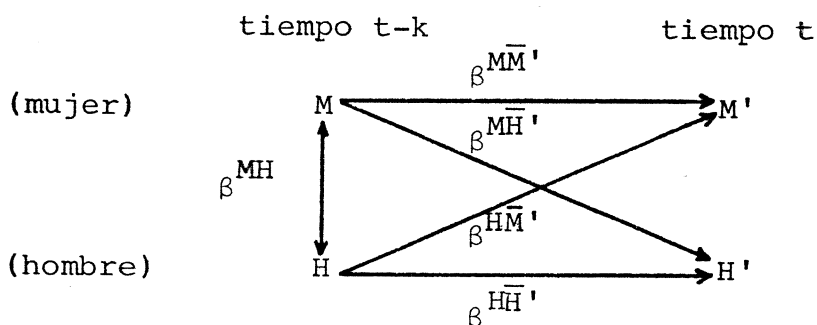
$$\log_e F_{IJ} = \lambda + \lambda_I^A + \lambda_J^{\bar{B}} + \lambda_{IJ}^{A\bar{B}} .$$

que puede representarse por (AB), o modelo saturado en la tabla de contingencia bivariada. Si la beta de retardo es significativa, entonces el mejor modelo para esa tabla es el saturado. En un análisis de retardo convergente el modelo saturado no tiene por qué ser siempre el que posea un mayor ajuste; téngase en cuenta que, cuanto mayor sea el número de conductas criterio que se incluyan mayor número de parámetros λ con interacciones de segundo, tercer orden, etc., son posibles, lo cual dificulta la interpretación. Con todo, los parámetros β de un modelo logit correspondiente a un retardo determinado solamente son verdaderos efectos parciales si no existe relación entre la conducta apareada y los criterios en cualquier otro retardo, y no es probable. El ajuste de modelos logit particularizados para cada retardo por separado no resuelve todo el problema, pero es una primera vía de solución.

5.3.3. Estructuras de panel

Un tipo de modelo logit de retardo que ha recibido especial atención es el constituido por dos conductas observadas en dos momentos temporales. Estos momentos distan un tiempo relativo o retardo, y las dos conductas son consideradas como criterios en el primer momento y como apareadas en el segundo (que es el caso del ejemplo en que se basa la tabla de contingencia del apartado 5.3.1.).

Allison y Liker (1982) emplean este modelo Logit para evaluar el efecto de la autocontingencia de la conducta de un individuo sobre su contingencia cruzada con la conducta de otro, así como la dominancia de las contingencias cruzadas entre ambos. La situación analizada es la interacción matrimonial, y en ella se considera solamente una conducta de cada miembro de la pareja. El "path-diagram" del modelo logit es:



Cada flecha del diagrama corresponde a un efecto logit, o parámetro β . En $t-k$ no hay efecto unidireccional entre las conductas, y la doble flecha indica la magnitud de la asociación o co-ocurrencia.

El "path-diagram" representa en este caso una estructura de panel. En esta estructura suelen incluirse dos variables medidas ambas como mínimo en dos momentos del tiempo. La forma típica es el diseño llamado de "dos variables, dos momentos", y el análisis se conoce entonces como "análisis de panel de retardos cruzados" (Shingles, 1985). Los métodos em

pleados para analizar las estructuras de panel varían según la naturaleza de las variables estudiadas. Clásicamente, son variables cuantitativas, y el método de análisis se basa en la regresión lineal y en el coeficiente de correlación. Las estructuras de panel pueden considerarse un caso particular del "path-analysis", desarrollado por Wright (Pedhazur, 1982) para estudiar la causalidad entre variables con la ayuda de las correlaciones. Goodman (1973a) aplica los modelos log-lineales y logit al análisis de estructura de panel en los que las variables son categóricas.

Los datos analizados por Allison y Liker difieren de los estudios de panel habituales en que el tiempo que separa a las variables antecedentes o exógenas de las consecuentes o endógenas es un retardo k dentro de una secuencia de datos, mientras que en los estudios de panel suele ser un tiempo transcurrido entre dos momentos de recogida de datos. El "path-diagram", muestra, por lo tanto, los efectos de retardo k propios de un análisis convergente-divergente: convergente porque M' (o H') como apareada recibe en el diagrama flechas de dos conductas criterio (M y H), y divergente porque cada conducta criterio tiene efectos sobre dos conductas apareadas. Estos autores no especifican efectos de segundo orden (interacción estadística) entre las variables, esto es, parámetros como $\beta^{MHH'}$, ni incluyen efecto de co-ocurrencia, entre M' y H' , lo cual no parece coherente con la inclusión del efecto entre M y H : si las conductas del hombre y de la mujer son co-ocurrentes, lo serán tanto con retardo k respecto a un "momento actual" como en el mismo "momento actual".

5.3.3.1. Autocontingencia serial

Cuando se analiza la dependencia secuencial de una conducta respecto a sí misma se obtienen valores altos en los indicadores de contingencia (Gardner, Hartmann y Mitchell, 1982); la magnitud de éstos es muy grande cuando los retar-

dos son en tiempo-base, como se demuestra en algunos perfiles de retardo del capítulo 4 (ver Gráficas 4.12a - 4.12d). Para retardos bajos la autocontingencia de una conducta es mayor que la contingencia cruzada con otras conductas de su sistema cuando el análisis es tipo 1, subtipo 1. Si el análisis es interactivo, y cada individuo es un subsistema distinto, la conducta de cada uno de ellos depende posiblemente más de sí misma que de la del otro en retardos bajos, y si esto no es tenido en cuenta, ciertas pautas de dependencia secuencial intraindividuales pueden ser interpretadas erróneamente como influencias entre individuos. Sackett (1980) señala que ciertas contingencias entre conductas pueden ser totalmente un artefacto de sus respectivas autocontingencias. Budescu (1985) propone la utilización de modelos markovianos aplicados a los estados diádicos de la pareja, que incorporan pruebas de autodependencia. Asimismo, diversos modelos de interacción materno-filial generan indicadores de la auto-responsividad o auto-regulación conductual independientes de la conducta del otro miembro de la pareja (Thomas y Martin, 1976; Thomas y Malone, 1979; Martin, 1981).

Allison y Liker (1982) emplean los coeficientes de los modelos logit para demostrar que, si se controlan los efectos de autocontingencia de las conductas, pueden ponerse de manifiesto efectos cruzados totalmente distintos de los calculados sin controlarla. En el modelo de panel anterior los efectos de contingencia cruzada sin control de autocontingencia son $\beta^{MH'}$ y $\beta^{HM'}$, calculados en dos tablas de contingencia distintas, (MH') y (HM'), con los modelos logit⁵:

$$(1) \quad \begin{cases} \Gamma_{\bar{H}'} = \beta^{\bar{H}'} + \beta^{MH'} \\ \Gamma_{\bar{M}'} = \beta^{\bar{M}'} + \beta^{HM'} \end{cases}$$

5 De momento, prescindimos de los subíndices para abreviar.

donde los coeficientes $\beta^{\overline{MH}}$ y $\beta^{\overline{HM}}$ equivalen a betas de retardo de un análisis no convergente. Los efectos cruzados con control de las autocontingencias son los parámetros $\beta^{\overline{MH}}$ y $\beta^{\overline{HM}}$, calculados en dos tablas distintas, (MHM') y (HMH'), con los modelos logit:

$$(2) \quad \begin{cases} \Gamma^{\overline{H'}} = \beta^{\overline{H'}} + \beta^{\overline{MH'}} + \beta^{\overline{HH'}} \\ \Gamma^{\overline{M'}} = \beta^{\overline{M'}} + \beta^{\overline{HM'}} + \beta^{\overline{MM'}} \end{cases} \quad \begin{array}{l} \swarrow \\ \searrow \end{array} \text{(autocontingencias)}$$

Comparando los pares de modelos (1) y (2), la presencia de efectos autocontingentes (positivos) hará disminuir los efectos cruzados en el segundo par de modelos:

$$\beta^{\overline{MH'}} (2) < \beta^{\overline{MH'}} (1)$$

$$\beta^{\overline{HM'}} (2) < \beta^{\overline{HM'}} (1)$$

o, incluso puede ocurrir que (según sea la magnitud de las autocontingencias) se muestre mayor $\beta^{\overline{HM'}} (2)$ que $\beta^{\overline{MH'}} (2)$, cuando antes $\beta^{\overline{HM'}} (1)$, por ejemplo, era menor que $\beta^{\overline{MH'}} (1)$. Es decir, el control de la autocontingencia puede invertir la dominancia de las conductas.

5.3.3.2. Dominancia y bidireccionalidad

En el capítulo anterior se expusieron los resultados de análisis de retardo divergentes entre conductas de la madre y de la cría. Los perfiles pre-post utilizados tanto en las probabilidades como en las z-sumas de retardo, aportaban indicios sobre la direccionalidad de la contingencia entre las conductas. El objetivo de los perfiles de diferencias de zetas era precisamente distinguir en qué retardos existían una direccionalidad significativa. Todo ello se basaba en la propiedad simétrica de las zetas de retardo y cuasi-simétrica (sal-

vo una transformación en la escala) de las probabilidades de retardo. Los perfiles de las diferencias de zetas fueron aplicados a análisis tipo 1, subtipo 3, donde las probabilidades condicionadas poseen perfiles más oscilantes y con tendencias más erráticas (y niveles de significación mucho menores) que en los análisis tipo 1, subtipo 1. Las diferencias de zetas no detectaron direccionalidades más que en algunos retardos concretos.

Se comentó en el capítulo anterior que, a la vista de los resultados, la direccionalidad de la contingencia depende en muchos casos del retardo, de modo que una conducta A puede tener mayor efecto sobre B que ésta sobre A en algunos retardos, y en otros ser B la que tiene mayor efecto sobre A que al contrario. De acuerdo con Gottman y Ringland (1981), en el estudio de la conducta interactiva existe el problema básico de distinguir entre la dominancia y la bidireccionalidad de la interacción. Dominancia significa en este contexto asimetría o unidireccionalidad; estos autores operacionalizan el concepto de dominancia definiéndolo como "asimetría en la predictabilidad; es decir, si la conducta de B es más predecible a partir del pasado de A que al contrario, entonces decimos que A es dominante" (p. 395). Se refieren, claro está, a dominancia entre dos individuos, cada uno de los cuales emite una conducta; no obstante, A y B pueden ser dos conductas de cualesquiera subsistemas, incluso del mismo.

Por otra parte, bidireccionalidad significa que existen efectos de magnitudes parecidas entre las conductas de los dos individuos y que la conducta de cada individuo es igualmente predecible a partir de la del otro. En el contexto de la interacción materno-filial estudiar la bidireccionalidad supone considerar al hijo como un elemento activo que influye en la conducta de la madre, tanto como ésta influye sobre la del hijo. Además, la dominancia, si existe, no tiene por qué ser solamente siempre de uno de los individuos sobre el otro; pueden existir conductas del hijo que "controlen" o hagan pre

decibles conductas de la madre, y conductas de la madre que hagan predecibles conductas del hijo (por ejemplo, la sonrisa en el niño como antecedente de una respuesta en la madre; Stern, 1977).

La bidireccionalidad en la interacción, así como la sin cronía, han sido objeto de análisis en los estudios de Tronick, Als y Brazelton (1977) y Als, Tronick y Brazelton (1979). Estos autores correlacionaron las "intensidades interactivas" de madre e hijo (medidas en unas "micro-escalas" de rangos), pero sin controlar los efectos de autodependencia de cada in dividuo. Gottman y Ringland (1981) argumentan que ese procedimiento no permite inferir la bidireccionalidad (ni la dominancia) a menos que se controlen dichos efectos, y planteando dos modelos de regresión en series de tiempo bivariadas (autorregresivos y regresivos cruzados) para las conductas de la madre y de la cría, y otros dos modelos en series de tiem po univariadas para cada conducta por separado (autorregresivos). En los primeros la conducta de la madre se hace depender de su propia conducta anterior hasta un cierto número de retardos y de la conducta anterior del hijo hasta otro cierto número de retardos (y similarmente para la conducta del hijo); en los segundos modelos la conducta de cada individuo se hace depender sólo de su propia conducta anterior hasta un cierto número de retardos.

Ajustando los cuatro modelos a los datos, dichos autores prueban si el modelo bivariado para la conducta de la madre posee mejor ajuste que el univariado; si es así, deducen que existe direccionalidad de madre a hijo; si, por el contrario, se ajusta mejor el modelo univariado, no existe tal direccionalidad. De la misma manera, si el modelo bivariado para la conducta del hijo se ajusta mejor que el univariado, existe direccionalidad de hijo a madre. Combinando los resul tados, existen cuatro posibilidades: bidireccionalidad, domi nancia madre-hijo, dominancia hijo-madre, y no influencia. El procedimiento está fundamentado en Gottman (1979a,c, 1981).

Podemos adaptar aproximadamente el procedimiento a un conjunto de cuatro modelos logit para un retardo concreto:

$$(1) \Gamma^{\bar{M}'} = \beta^{\bar{M}'} + \beta^{M\bar{M}'} \quad (\text{"univariado" para M})$$

$$(2) \Gamma^{\bar{H}'} = \beta^{\bar{H}'} + \beta^{H\bar{H}'} \quad (\text{"univariado" para H})$$

$$(3) \Gamma^{\bar{M}'} = \beta^{\bar{M}'} + \beta^{H\bar{M}'} + \beta^{M\bar{M}'} \quad (\text{"bivariado" para M})$$

$$(4) \Gamma^{\bar{H}'} = \beta^{\bar{H}'} + \beta^{M\bar{H}'} + \beta^{H\bar{H}'} \quad (\text{"bivariado" para H})$$

Los términos "univariado" y "bivariado" están escritos entre comillas porque en realidad (1) y (2) son modelos logit bivariados (variables M y \bar{M}' ; H y \bar{H}') y los (3) y (4) son modelos logit trivariados (variables M, H y \bar{M}' ; M, H y \bar{H}'). Si el modelo (3) se ajusta mejor que el modelo (1), entonces existe direccionalidad de H a \bar{M}' ; si el modelo (4) se ajusta mejor que el modelo (2), entonces existe direccionalidad de M a \bar{H}' . En términos de los modelos log-lineales la direccionalidad puede probarse analizando si la inclusión del parámetro λ correspondiente a $\beta^{H\bar{M}'}$ produce una mejoría significativa en el ajuste de (3), respecto a (1); y si la inclusión del parámetro λ correspondiente a $\beta^{M\bar{H}'}$ produce una mejoría significativa en el ajuste de (4) respecto a (2). Más adelante se detallará esta prueba, basada en Goodman (1972, 1973a) y Kennedy (1983).

La tabla presentada por Gottman y Ringland (1981, p. 401) y por Gottman (1981, p. 325), que resume el procedimiento, es adaptable a este caso (solamente para un retardo concreto):

| | |
|--|--|
| <p>DOMINANCIA O ASIMETRIA</p> <p>$M \rightarrow \bar{H}'$ $H \not\rightarrow \bar{M}'$</p> <p>MODELOS (1), (4)</p> | <p>BIDIRECCIONALIDAD</p> <p>$M \rightarrow \bar{H}'$ $H \rightarrow \bar{M}'$</p> <p>MODELOS (3), (4)</p> |
| <p>NO INFLUENCIA</p> <p>$M \not\rightarrow \bar{H}'$ $H \not\rightarrow \bar{M}'$</p> <p>MODELOS (1), (2)</p> | <p>DOMINANCIA O ASIMETRIA</p> <p>$M \not\rightarrow \bar{H}'$ $H \rightarrow \bar{M}'$</p> <p>MODELOS (2), (3)</p> |

Sin embargo, aunque los modelos (3) y (4) tengan ambos un buen ajuste, puede ocurrir que los parámetros $\beta^{\overline{MH}'}$ y $\beta^{\overline{HM}'}$ difieran entre sí de forma significativa. Allison y Liker (1982) prueban la diferencia entre dos parámetros β mediante el contraste:

$$S(\beta_1 - \beta_2) = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\sqrt{S^2(\beta_1) + S^2(\beta_2)}}$$

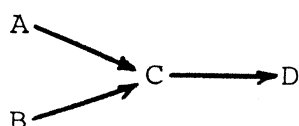
y argumentan que el valor tipificado es conservador cuando β_1 y β_2 no son independientes (véase Goodman, 1973a), como es el caso de los dos parámetros correspondientes a los retardos cruzados del panel. Budescu (1984) y Wampold (1984) proponen métodos generales para el análisis de la dominancia que solventan el problema del sesgo en el contraste de los parámetros. Si se tiene en cuenta la significación de la diferencia de los parámetros correspondientes a los efectos cruzados, la tabla anterior se transforma en esta obra:

| | |
|--|--|
| <p style="text-align: center;">DOMINANCIA O ASIMETRIA</p> <p style="text-align: center;">$M \rightarrow \bar{H}'$ $H \not\rightarrow \bar{M}'$</p> <p>a) MODELOS (1), (4) b) MODELOS (3), (4)</p> <p>CON:</p> <p style="text-align: center;">$\beta^{M\bar{H}'} > \beta^{H\bar{M}'}$</p> | <p style="text-align: center;">BIDIRECCIONALIDAD</p> <p style="text-align: center;">$M \rightarrow \bar{H}'$ $H \rightarrow \bar{M}'$</p> <p style="text-align: center;">MODELOS (3), (4)</p> <p>CON:</p> <p style="text-align: center;">$\beta^{M\bar{H}'} = \beta^{H\bar{M}'}$</p> |
| <p style="text-align: center;">NO INFLUENCIA</p> <p style="text-align: center;">$M \not\rightarrow \bar{H}'$ $H \not\rightarrow \bar{M}'$</p> <p style="text-align: center;">MODELOS (1), (2)</p> | <p style="text-align: center;">DOMINANCIA O ASIMETRIA</p> <p style="text-align: center;">$M \not\rightarrow \bar{H}'$ $H \rightarrow \bar{M}'$</p> <p>a) MODELOS (2), (3) b) MODELOS (3), (4)</p> <p>CON:</p> <p style="text-align: center;">$\beta^{M\bar{H}'} < \beta^{H\bar{M}'}$</p> |

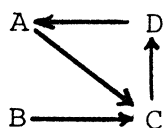
En esta tabla la igualdad se interpreta como "diferencia no significativa" y las desigualdades como "diferencias significativas".

5.3.3.3. Recursividad

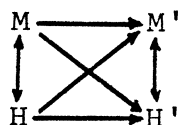
Los modelos representados mediante "path-diagrams" se dicen recursivos (Strotz y Wold, 1960), cuando "todos los efectos fluyen en el mismo sentido" (Kennedy, 1983, p. 212); por ejemplo, el modelo representado por este diagrama es recursivo:



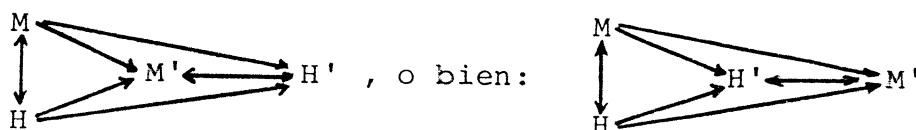
éste otro no es recursivo:



En relación con las estructuras de panel anteriores la no recursividad aparece en el momento en que especificamos un efecto de co-ocurrencia también entre las conductas apareadas:



El modelo no es recursivo porque M' tiene efecto sobre H' y ésta a su vez sobre M', y ambas son variables endógenas. El efecto de co-ocurrencia entre las variables exógenas M y H no caracteriza el modelo como no recursivo, pues han de ser las variables endógenas las que presenten "efectos hacia atrás", para que el modelo carezca de recursividad; "Hacia atrás" no significa necesariamente "hacia atrás en el tiempo" sino solamente en el orden de sucesión de los efectos. En términos de los modelos log-lineales, la relación entre las conductas criterio debe entenderse solamente como la magnitud de la asociación marginal entre dos variables cuya tabla de contingencia está fijada a fin de que los efectos de cada una de ellas sobre las variables endógenas estén libres de dicha asociación (Goodman, 1973a). Por el contrario, la relación de co-ocurrencia entre las conductas apareadas (que es un efecto mutuo instantáneo) corresponde al efecto de M' sobre H' (o al revés), una vez se han controlado los efectos existentes entre todas las variables exógenas a esta relación. El modelo de panel admite dos diagramas equivalentes:



Goodman (1973b) desarrolla un procedimiento para el ajuste de modelos logit a estructuras de panel no recursivas, basado en el ajuste de modelos anidados: uno para el primer bloque de variables sin efectos "hacia atrás" (M, H, M' o, alternativamente, M, H, H'), y otro para todo el conjunto de variables. El primer submodelo contiene, por ejemplo, la variable logit \bar{M}' , y las variables exógenas M y H , estando fijada la tabla (MH); el segundo submodelo contiene la variable logit \bar{H}' y las variables exógenas M, H y M' , estando fijada la tabla (MHM'). El ajuste del modelo no recursivo global se prueba entonces mediante el estadístico L^2 obtenido sumando los estadísticos L^2 de cada submodelo, con grados de libertad la suma de los grados de libertad de los submodelos. Según Fienberg (1980), un modelo para la tabla formada por las cuatro variables siendo \bar{H}' variable logit no proporciona exactamente los mismos valores en los parámetros que otro con los mismo efectos para la tabla formada por las cuatro variables con \bar{M}' como variable logit; con este argumento rechaza que una estructura de panel con efectos no recursivos pueda ser representada por un modelo log-lineal único; sin embargo Goodman (1973b) obtiene valores únicos para los parámetros aplicando el procedimiento descrito.

Una desventaja del procedimiento de Goodman es que los programas de computador existentes no proporcionan ajustes de modelos log-lineales anidados. Una primera aproximación consistirá entonces en considerar que las conductas apareadas no tienen efecto de co-ocurrencia, como hacen Allison y Liker (1982). El panel se desglosa entonces en dos submodelos no anidados:



a los cuales se ajustan dos modelos logit independientes. De hecho, los modelos de series de tiempo empleados por Gottman

y Ringland (1981) también son modelos independientes que no incluyen la co-ocurrencia. Según Budescu (1984), ajuste de modelos independientes para cada conducta apareada del panel implica dejar de considerar a la díada o pareja como la "unidad de análisis" y, por tanto, los resultados serán aproximados. La utilización del procedimiento GSK (Grizzle, Starmer y Koch, 1969), hace posible, como demuestra dicho autor, analizar los datos de interacción diádica como un "todo"; en este procedimiento, que puede ser considerado una generalización de los modelos log-lineales, todos los efectos pueden obtenerse de forma conjunta sin necesidad de trabajar, como en el panel anterior, con dos submodelos distintos.

5.4. Análisis logit de retardo de la mirada de la madre y de la cría

Llevamos a cabo análisis de retardo convergentes con dos conductas sociales de la madre y de la cría. El propósito es estudiar la dominancia y la bidireccionalidad de la conducta de mirar al compañero, variando el retardo, y mostrar el procedimiento de ajuste de modelos logit a las estructuras de panel. Se escogieron las conductas 403 (mira a la cría) y DS14 (mira a la madre) por estar categorizadas idénticamente en ambos sujetos. Otras conductas con una categorización paralela en la madre y en la cría son 410 (toca a la cría, o contacto simple) y D06 (toca a la madre con la mano) o D10 (toca a la madre con la boca). Tanto el par 403-DS14 como el par 410-D06 presentaban perfiles de retardo (tipo 1, subtipo 1) significativos y formaban patrones concurrentes. Se analizó el par 403-DS14 porque son conductas especialmente interesantes para comprender el proceso interactivo maternofamiliar (p.e., en humanos, Brazelton, Koslowski y Main, 1974; Stern, 1974; Fogel, 1977).

5.4.1. Diseño de análisis y procedimiento informático

El diseño de análisis de retardo utilizado es:

| Criterios | Apareadas | Clase | Tipo | Subtipo | Modo | Retardos |
|------------|------------|-------|------|---------|------|-------------------------------|
| 403 y DS14 | 403 y DS14 | 1 y 2 | 1 | 1 | 1 | 1,2,3,4,5, 10,15,20,...,60 |

Las sesiones de observación fueron agrupadas en tres bloques, que se analizaron por separado:

| | | |
|---------------------------------|------------------|----------------|
| Bloque 1: Sesiones 1,2,3,4 | (días 1,2,3) | 12698 segundos |
| Bloque 2: Sesiones 5,6,7,8,9,10 | (días 4,5,6,7,8) | 13151 " |
| Bloque 3: Sesiones 11,12,13,14 | (días 8,9,10,11) | 10352 " |
| | | 36201 segundos |

Debido a que la versión actual del programa ASR solamente lleva a cabo análisis divergentes, el procedimiento formalizado por el operador ASR convergente se operativizó mediante un conjunto de programas. En primer lugar, los datos obtenidos al re-categorizar fueron transformados en una matriz de tiempo por conductas para cada sesión por separado:

| | Madre | | | | Cría | | | | | |
|--------------|-------|-----|-----|-----|------|-----|-----|-----|------|-----|
| | 100 | 101 | ... | 403 | ... | A00 | A02 | ... | DS14 | ... |
| 1 | | | | | | | | | | |
| 2 | | | | | | | | | | |
| 3 | | | | | | | | | | |
| Tiempo total | | | | | | | | | | |
| de observa- | | | | | | | | | | |
| ción en la | | | | | | | | | | |
| sesión | | | | | | | | | | |

Para esta transformación fue necesario elaborar el programa pre-procesador TRANS, que suministra la matriz R (ver apartado 2.4.6) cuyas columnas corresponden a las conductas de todos los subsistemas; en el Apéndice 15 se muestran las primeras líneas de la matriz que corresponde a la primera sesión

de observación. A continuación se empleó el programa BMDP4F para seleccionar y retardar las conductas criterio 403 y DS14 con los retardos especificados y para calcular las tablas de contingencia (para cada sesión de observación) entre 403 y DS14 con retardo k respecto a 403 y DS14 como apareadas⁶. Mediante otro programa pre-procesador (PPREPLOG) se sumaron las tablas de contingencia de las sesiones de cada uno de los bloques, obteniendo un conjunto de tablas como la 5.2 (una tabla por retardo y por bloque). Sobre estas tablas, finalmente, se probaron los modelos log-lineales mediante el programa BMDP4F.

5.4.2. Ajuste de los modelos logit

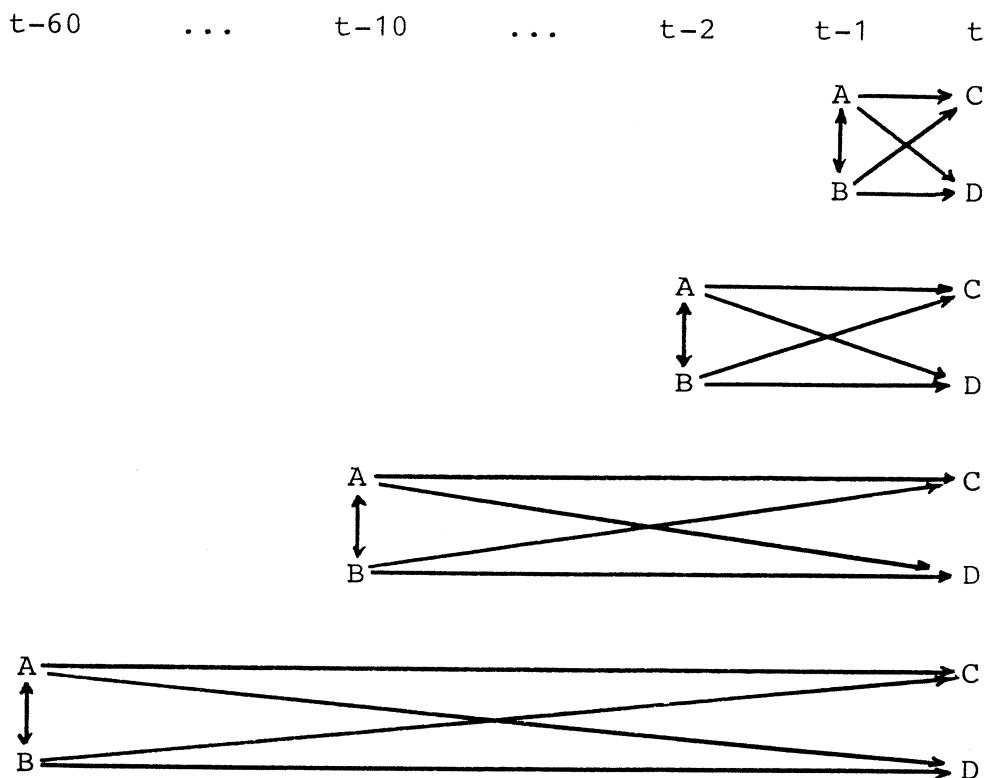
Las contingencias en los retardos analizados se representan mediante los siguientes "path-diagrams" (para abreviar, utilizaremos las letras A = 403 criterio; B = DS14 criterio; C = 403 apareada; D = DS14 apareada); (Ver esquema en la página siguiente).

Para cada retardo se probaron dos modelos logit independientemente, uno para la tabla $(ABC\bar{D})$ y otro para la tabla $(AB\bar{D})$. En el Apéndice 16 se exponen los resultados de los ajustes de todos los modelos log-lineales posibles para cada tabla, junto con los parámetros λ estimados.

6 Este paso corresponde, aproximadamente, a la obtención de la matriz \tilde{Q} (R ampliada) y su operación:

$$\tilde{U}^T * (\tilde{Q} * \tilde{D}_{ii}) ;$$

el resultado es la frecuencia de apareo de 403 y DS14 con todas las demás conductas categorizadas; sin embargo, el programa BMDP4F sólo proporciona las frecuencias de interés (de 403 y DS14 como apareadas) y además el resto de frecuencias de la tabla de contingencia de cuatro dimensiones 403 (criterio) x DS14 (criterio) x 403 (apareada) x DS14 (apareada).



El procedimiento seguido para la selección del mejor modelo en cada tabla consta de dos fases o estadios: ajuste de un modelo a la tabla (AB) formada por las conductas criterio, y ajuste de sendos modelos a las tablas $(AB\bar{C})$ y $(AB\bar{D})$, en las cuales la tabla (AB) está fijada para que los modelos logit que se derivarán a partir de ellos sean legítimos (Goodman, 1973a; Knoke y Burke, 1980; Kennedy, 1983). En la Tabla 5.3 se exponen los modelos probados. En las tablas $(AB\bar{C})$ y $(AB\bar{D})$ el modelo log-lineal seleccionado es aquél que:

- a) Posee un L^2 residual más cercano a cero, y
- b) Posee los parámetros cuyo L^2 componente es significativo ($\alpha = 0,05$).

Para la tabla $(AB\bar{C})$ se consideran tres efectos sobre la variable logit: efecto de A controlando B (efecto de autocontingencia parcializado); efecto de B controlando A (efecto de contingencia cruzada parcializado); y efecto de A y B, o "interacción". La significación de cada efecto se obtiene res

| | Modelo | Parámetros | Grados de libertad |
|-----------------------|---|---|--------------------|
| Tabla (AB) | 1. Independencia (A) (B) | $\lambda \lambda_I^A \lambda_J^B$ | 1 |
| | 2. Co-ocurrencia (AB) | $\lambda \lambda_I^A \lambda_J^B \lambda_{IJ}^{AB}$ | 0 (saturado) |
| Tabla (AB \bar{D}) | 0. Independencia (AB) (\bar{D}) | λ_L^D | 3 |
| | 1. Contingencia cruzada (AB) (\overline{AD}) | $\lambda_L^D \lambda_{IL}^{\overline{AD}}$ | 2 |
| | 2. Auto-contingencia (AB) (\overline{BD}) | $\lambda_L^{\overline{D}} \lambda_{JL}^{\overline{BD}}$ | 2 |
| | 3. Ambas contingencias (AB) (\overline{AD}) (\overline{BD}) | $\lambda_L^{\overline{D}} \lambda_{IL}^{\overline{AD}} \lambda_{IL}^{\overline{BD}}$ | 1 |
| | 4. Ambas contingencias e "interacción" (AB \bar{D}) | $\lambda_L^{\overline{D}} \lambda_{IL}^{\overline{AD}} \lambda_{JL}^{\overline{BD}} \lambda_{IJL}^{\overline{ABD}}$ | 0 (saturado) |
| Tabla (ABC) | 0. Independencia (AB) (\bar{C}) | $\lambda_K^{\bar{C}}$ | 3 |
| | 1. Auto-contingencia (AB) (\overline{AC}) | $\lambda_K^{\bar{C}} \lambda_{IK}^{\overline{AC}}$ | 2 |
| | 2. Contingencia cruzada (AB) (\overline{BC}) | $\lambda_K^{\bar{C}} \lambda_{JK}^{\overline{BC}}$ | 2 |
| | 3. Ambas contingencias (AB) (\overline{AC}) (\overline{BC}) | $\lambda_K^{\bar{C}} \lambda_{IK}^{\overline{AC}} \lambda_{JK}^{\overline{BC}}$ | 1 |
| | 4. Ambas contingencias e "interacción" (ABC \bar{C}) | $\lambda_K^{\bar{C}} \lambda_{IK}^{\overline{AC}} \lambda_{JK}^{\overline{BC}} \lambda_{IJK}^{\overline{ABC}}$ | 0 (saturado) |

Tabla 5.3. Modelos log-lineales probados para las tablas (AB), (AB \bar{D}) y (ABC \bar{C}). En todos los modelos de estas últimas se incluyen (aunque aquí no aparecen) los parámetros del modelo saturado para la tabla (AB).

| | | B | |
|---|---|-------|-----|
| | | 1 | 2 |
| A | 1 | 11769 | 267 |
| | 2 | 555 | 47 |

| A | B | \bar{D} | |
|---|-----|-----------|-----|
| | | 1 | 2 |
| 1 | { 1 | 11562 | 207 |
| | { 2 | 202 | 65 |
| 2 | { 1 | 520 | 35 |
| | { 2 | 25 | 22 |

| A | B | \bar{C} | |
|---|-----|-----------|-----|
| | | 1 | 2 |
| 1 | { 1 | 11273 | 496 |
| | { 2 | 243 | 24 |
| 2 | { 1 | 481 | 74 |
| | { 2 | 39 | 8 |

Tabla 5.4. Frecuencias observadas en las tablas de contingencia (AB) , $(AB\bar{D})$ y $(AB\bar{C})$ del retardo 15, bloque 1.

Tabla (AB \bar{D})

| Modelo | L ² residual | Grados de libertad | |
|---|---------------------------|--------------------|---|
| 0. (AB) (\bar{D}) | 344,36 | 3 | |
| 1. (AB) (\overline{AD}) | 270,98 | 2 | |
| 2. (AB) (\overline{BD}) | 46,49 | 2 | |
| 3. (AB) (\overline{AD}) (\overline{BD}) | 0,71 | 1 | ← |
| 4. (\overline{ABD}) | 0 | 0 | |
| Efectos | L ² componente | Grados de libertad | |
| A/B | 45,77 | 1 | ← |
| B/A | 270,27 | 1 | ← |
| AB/A,B | 0,71 | 1 | |

Tabla (AB \bar{C})

| Modelo | L ² residual | Grados de libertad | |
|---|---------------------------|--------------------|---|
| 0. (AB) (\bar{C}) | 87,80 | 3 | |
| 1. (AB) (\overline{AC}) | 11,65 | 2 | |
| 2. (AB) (\overline{BC}) | 71,69 | 2 | |
| 3. (AB) (\overline{AC}) (\overline{BC}) | 1,32 | 1 | ← |
| 4. (\overline{ABC}) | 0 | 0 | |
| Efectos | L ² componente | Grados de libertad | |
| A/B | 70,37 | 1 | ← |
| B/A | 10,32 | 1 | ← |
| AB/A,B | 1,32 | 1 | |

Tabla 5.5. Residuales y componentes de los modelos log-lineales probados en las tablas (AB \bar{D}) y (AB \bar{C}) del retardo 15, bloque 1. Las flechas indican los mejores ajustes y los efectos significativos.

| | | | | | | | | |
|---|---|-----------|----------|--------|---|---|-----------|--------|
| A | B | \bar{D} | | | A | B | \bar{C} | |
| | | 1 | 2 | | | | 1 | 2 |
| 1 | { | 1 | 11559,76 | 209,24 | | 1 | 11270,41 | 498,59 |
| | { | 2 | 204,24 | 67,76 | | 2 | 245,59 | 21,41 |
| 2 | { | 1 | 522,24 | 32,76 | | 1 | 483,59 | 71,41 |
| | { | 2 | 22,76 | 24,24 | | 2 | 36,41 | 10,59 |

| Tabla | Modelo | | | | S (λ) |
|-----------------|------------------------------------|-----------------------|---------------------------|---------------------------|-----------------|
| (AB) | (AB) | λ_1^A | λ_1^B | λ_{11}^{AB} | |
| | | 1,19 (29,2) | 1,56 (38,1) | 0,33 (8,0) | 0,041 |
| (AB \bar{D}) | (AB) (A \bar{D}) (B \bar{D}) | $\lambda_1^{\bar{D}}$ | $\lambda_{11}^{A\bar{D}}$ | $\lambda_{11}^{B\bar{D}}$ | |
| | | 0,99 (21,0) | 0,31 (6,6) | 0,71 (15,1) | 0,047 |
| (AB \bar{C}) | (AB) (A \bar{C}) (B \bar{C}) | $\lambda_1^{\bar{C}}$ | $\lambda_{11}^{A\bar{C}}$ | $\lambda_{11}^{B\bar{C}}$ | |
| | | 1,09 (18,8) | 0,30 (5,2) | 0,17 (2,9) | 0,058 |

Tabla 5.6. Frecuencias esperadas en las tablas (AB \bar{D}) y (AB \bar{C}) bajo los modelos de mejor ajuste, y parámetros de interés según los modelos de mejor ajuste en las tablas (AB), (AB \bar{D}) y (AB \bar{C}). Entre paréntesis se indica el valor tipificado de cada parámetro.

tando los L^2 residuales del modelo que incluye todos los parámetros del mismo orden que el probado, y del modelo que incluye esos mismos parámetros excepto el probado. Por ejemplo, para probar si el efecto de A sobre \bar{C} controlando B es significativo, se calculan los L^2 residuales de los modelos (AB) ($\bar{A}\bar{C}$) ($\bar{B}\bar{C}$) y (AB) ($\bar{B}\bar{C}$) (modelos 3 y 2 en la Tabla 5.3). El L^2 componente es entonces L^2 (modelo 2) - L^2 (modelo 3) y sus grados de libertad son iguales a la diferencia entre los grados de libertad de ambos L^2 residuales; en este ejemplo, $2-1=1$. En la tabla (AB \bar{C}) los L^2 componentes de los efectos sobre \bar{C} son:

| Efecto sobre \bar{C} | Parámetro | Componente | Grados de libertad |
|------------------------|---|-------------------|--------------------|
| A/B | $\lambda_{IK}^{\bar{A}\bar{C}}$ | $L^2(2) - L^2(3)$ | 1 |
| B/A | $\lambda_{JK}^{\bar{B}\bar{C}}$ | $L^2(1) - L^2(3)$ | 1 |
| AB/A,B | $\lambda_{IJK}^{\bar{A}\bar{B}\bar{C}}$ | $L^2(3) - L^2(4)$ | 1 |

y, en la tabla (AB \bar{D}), los de los efectos sobre \bar{D} son:

| Efecto sobre \bar{D} | Parámetro | Componente | Grados de libertad |
|------------------------|---|-------------------|--------------------|
| A/B | $\lambda_{IL}^{\bar{A}\bar{D}}$ | $L^2(2) - L^2(3)$ | 1 |
| B/A | $\lambda_{JL}^{\bar{B}\bar{D}}$ | $L^2(1) - L^2(3)$ | 1 |
| AB/A,B | $\lambda_{IJL}^{\bar{A}\bar{B}\bar{D}}$ | $L^2(3) - L^2(4)$ | 1 |

Consideremos, por ejemplo, los modelos probados para el retardo 15 en el bloque 1. Las tablas (AB), (AB \bar{D}) y (AB \bar{C}), se exponen en la Tabla 5.4. Los modelos que mejor se ajustan son:

- a) Tabla (AB): el modelo de independencia posee $L^2 = 48,97$ con 1 grado de libertad, aceptándose el modelo co-ocurrencia o saturado.

- b) Tabla (AB \bar{D}): A excepción del modelo saturado, el que posee un residual más bajo es (AB) (A \bar{D}) (B \bar{D}), con $L^2 = 0,71$ y 1 grado de libertad (no significativo). Los L^2 residuales y componentes aparecen en la Tabla 5.5. Como se ve, los efectos A/B y B/A deben incluirse en el modelo ($\lambda_{IL}^{A\bar{D}}$, $\lambda_{JL}^{B\bar{D}}$), por poseer L^2 componentes significativos, pero no el efecto de "interacción" AB/A,B. El modelo que más se ajusta es entonces:

$$(AB) (A\bar{D}) (B\bar{D})$$

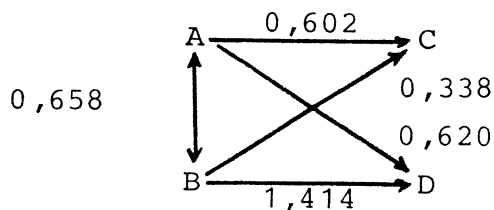
Sus frecuencias esperadas y sus parámetros λ se exponen en la Tabla 5.6.

- c) Tabla ABC \bar{C} : También a excepción del modelo saturado, el modelo (AB) (A \bar{C}) (B \bar{C}) es el que posee un residual más bajo, con $L^2 = 1,32$ y 1 grado de libertad (no significativo). Los L^2 residuales y componentes se muestran en la Tabla 5,5. Deben incluirse en el modelo los efectos A/B y B/A (con parámetros $\lambda_{IK}^{A\bar{C}}$ y $\lambda_{JK}^{B\bar{C}}$), pero no el efecto AB/A,B. El mejor modelo es:

$$(AB) (A\bar{C}) (B\bar{C})$$

cuyas frecuencias esperadas y parámetros λ se exponen también en la Tabla 5.6.

El "path-diagram" que representa a los tres modelos es:



que debe ser interpretado teniendo en cuenta que el modelo para \bar{C} ha sido probado independientemente del modelo para \bar{D} . Siguiendo a Goodman (1973a), los coeficientes expresados en

las flechas son β de los modelos logits (obtenidos multiplicando por 2 los parámetros λ correspondientes):

$$\left\{ \begin{array}{l} \Gamma_{IJ}^{\bar{C}} = \beta^{\bar{C}} + \beta_{I}^{\bar{A}\bar{C}} + \beta_{J}^{\bar{B}\bar{C}} \\ \Gamma_{IJ}^{\bar{D}} = \beta^{\bar{D}} + \beta_{I}^{\bar{A}\bar{D}} + \beta_{J}^{\bar{B}\bar{D}} \\ \Gamma_{J}^{\bar{A}} = \beta^{\bar{A}} + \beta_{J}^{\bar{B}\bar{A}} \\ \Gamma_{I}^{\bar{B}} = \beta^{\bar{B}} + \beta_{I}^{\bar{A}\bar{B}} \end{array} \right.$$

Este sistema de cuatro ecuaciones describe el modelo de panel para el retardo 15, bloque 1; A y B figuran como variables logit en el primer estadio de la prueba del modelo, donde se expresan una en función de la otra. Sustituyendo los parámetros λ de la Tabla 5.6, en las ecuaciones para $\Gamma_{IJ}^{\bar{C}}$ y $\Gamma_{IJ}^{\bar{D}}$, y particularizando para I,J:

$$\Gamma_{IJ}^{\bar{C}} = 2 \cdot \lambda_{2}^{\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{I2}^{\bar{A}\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{J2}^{\bar{B}\bar{C}}$$

$$\begin{aligned} \Gamma_{11}^{\bar{C}} &= 2 \cdot \lambda_{2}^{\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{12}^{\bar{A}\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{12}^{\bar{B}\bar{C}} = \\ &= -2 \cdot \lambda_{1}^{\bar{C}} - 2 \cdot \lambda_{12}^{\bar{A}\bar{C}} - 2 \cdot \lambda_{12}^{\bar{B}\bar{C}} = \end{aligned}$$

$$= -2 \times 1,09 - 2 \times 0,30 - 2 \times 0,17 = -3,12$$

$$\begin{aligned} \Gamma_{12}^{\bar{C}} &= 2 \cdot \lambda_{2}^{\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{12}^{\bar{A}\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{22}^{\bar{B}\bar{C}} = \\ &= -2 \cdot \lambda_{1}^{\bar{C}} - 2 \cdot \lambda_{11}^{\bar{A}\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{11}^{\bar{B}\bar{C}} = \end{aligned}$$

$$= -2 \times 1,09 - 2 \times 0,30 + 2 \times 0,17 = -2,44$$

$$\begin{aligned} \Gamma_{21}^{\bar{C}} &= 2 \cdot \lambda_{2}^{\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{22}^{\bar{A}\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{12}^{\bar{B}\bar{C}} = \\ &= 2 \cdot \lambda_{1}^{\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{11}^{\bar{A}\bar{C}} - 2 \cdot \lambda_{11}^{\bar{B}\bar{C}} = \end{aligned}$$

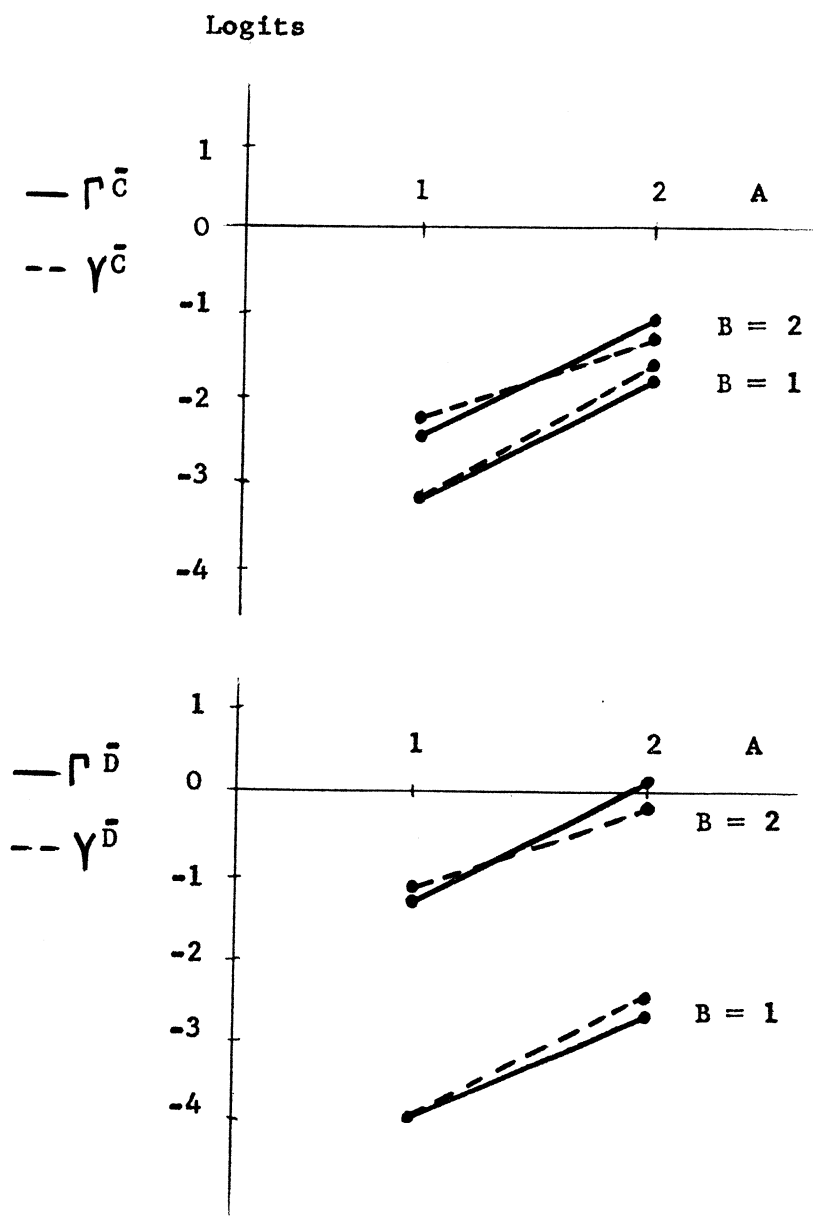
$$= -2 \times 1,09 + 2 \times 0,30 - 2 \times 0,17 = -1,91$$

$$\begin{aligned}
 \Gamma_{22}^{\bar{C}} &= 2 \cdot \lambda_2^{\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{22}^{\overline{AC}} + 2 \cdot \lambda_{22}^{\overline{BC}} = \\
 &= -2 \cdot \lambda_1^{\bar{C}} + 2 \cdot \lambda_{11}^{\overline{AC}} + 2 \cdot \lambda_{11}^{\overline{BC}} = \\
 &= -2 \times 1,09 + 2 \times 0,30 + 2 \times 0,17 = -1,24
 \end{aligned}$$

Análogamente para $\Gamma_{IJ}^{\bar{D}}$, se obtiene: $\Gamma_{11}^{\bar{D}} = -4,00$; $\Gamma_{12}^{\bar{D}} = -1,18$; $\Gamma_{21}^{\bar{D}} = -2,77$; $\Gamma_{22}^{\bar{D}} = 0,06$. En la Gráfica 5.5, están representados estos logits esperados según cada modelo en las conductas apareadas, así como los logits observados (que se han calculado como $Y_{IJ}^{\bar{C}} = \log_e (f_{IJ2} / f_{IJ1})$ y $Y_{IJ}^{\bar{D}} = \log_e (f_{IJ2} / f_{IJ1})$ en las tablas 5.4 de frecuencias observadas). Para este retardo concreto el efecto de A sobre \bar{D} (403 criterio sobre DS14 apareado) es mayor que el efecto de B sobre \bar{C} (DS14 criterios sobre 403 apareada), pero el efecto de A sobre \bar{C} (autocontingencia de 403) es menor que el efecto de B sobre \bar{D} (autocontingencia de DS14); la conducta Mirar a la madre se encuentra controlada con mayor intensidad por ella misma que por la conducta Mirar a la cría, y además, en la cría hay una mayor autodependencia.

5.4.3. Perfiles de betas de retardo

En las Tablas 5.7 a 5.9 se exponen las betas de retardo obtenidas en cada uno de los bloques. Con fines comparativos en la Tabla 5.7 se incluyen las betas no parcializadas que corresponden a análisis no convergentes, de A (403) sobre \bar{D} (DS14), y de B (DS14) sobre \bar{C} (403); la ausencia de una beta indica que no es significativa. Junto a las betas se muestra el límite superior de la banda de no significación, calculado como $z_\alpha \cdot S(\beta)$, con $\alpha = 0,05$ ($z_\alpha \cong 2$). Las betas de las Tablas 5.8 y 5.9 sí están parcializadas; en la primera Tabla pueden verse las correspondientes a las contingencias cruzadas en cada retardo, calculadas en las tablas de contingencia (\overline{ABC}) y (\overline{ABD}). En la Tabla 5.9 se muestran las betas correspondientes a las autocontingencias y también a los efectos



Gráfica 5.5. Logits observados ($\gamma^{\bar{C}}, \gamma^{\bar{D}}$) y esperados ($\Gamma^{\bar{C}}, \Gamma^{\bar{D}}$) para cada combinación de valores de las conductas criterio (1 = no ocurre; 2 = sí ocurre). Retardo 15, bloque 1.

| ret. | β_{AD} | BNS1 | β_{BC} | BNS2 | β_{AD} | BNS1 | β_{BC} | BNS2 | β_{AD} | BNS1 | β_{BC} | BNS2 | β_{AD} | BNS1 | β_{BC} | BNS2 |
|------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|-------|
| 1 | 0.697 | 0.157 | 0.608 | 0.166 | 0.367 | 0.136 | 0.338 | 0.139 | 0.814 | 0.142 | 0.763 | 0.145 | 0.814 | 0.142 | 0.763 | 0.145 |
| 2 | 0.745 | 0.153 | 0.581 | 0.169 | 0.358 | 0.137 | 0.347 | 0.138 | 0.844 | 0.140 | 0.730 | 0.148 | 0.844 | 0.140 | 0.730 | 0.148 |
| 3 | 0.802 | 0.148 | 0.553 | 0.172 | 0.359 | 0.137 | 0.366 | 0.136 | 0.814 | 0.142 | 0.697 | 0.150 | 0.814 | 0.142 | 0.697 | 0.150 |
| 4 | 0.876 | 0.143 | 0.525 | 0.176 | 0.369 | 0.136 | 0.393 | 0.134 | 0.740 | 0.147 | 0.650 | 0.154 | 0.740 | 0.147 | 0.650 | 0.154 |
| 5 | 0.945 | 0.139 | 0.526 | 0.176 | 0.369 | 0.136 | 0.428 | 0.132 | 0.662 | 0.153 | 0.602 | 0.158 | 0.662 | 0.153 | 0.602 | 0.158 |
| 10 | 0.944 | 0.139 | 0.452 | 0.186 | 0.208 | 0.150 | 0.496 | 0.128 | 0.355 | 0.184 | 0.320 | 0.189 | 0.355 | 0.184 | 0.320 | 0.189 |
| 15 | 0.755 | 0.152 | 0.425 | 0.191 | 0.208 | 0.166 | 0.625 | 0.123 | 0.223 | 0.203 | 0.244 | 0.199 | 0.223 | 0.203 | 0.244 | 0.199 |
| 20 | 0.560 | 0.171 | 0.451 | 0.189 | | 0.157 | 0.675 | 0.121 | | 0.213 | | 0.213 | | 0.213 | | 0.213 |
| 25 | 0.646 | 0.162 | 0.604 | 0.172 | 0.289 | 0.143 | 0.703 | 0.121 | 0.491 | 0.168 | 0.221 | 0.203 | 0.491 | 0.168 | 0.221 | 0.203 |
| 30 | 0.595 | 0.168 | 0.751 | 0.157 | 0.407 | 0.135 | 0.717 | 0.122 | 0.621 | 0.155 | 0.351 | 0.184 | 0.621 | 0.155 | 0.351 | 0.184 |
| 35 | 0.403 | 0.191 | 0.659 | 0.166 | 0.334 | 0.141 | 0.722 | 0.123 | 0.460 | 0.171 | | 0.235 | 0.460 | 0.171 | | 0.235 |
| 40 | 0.402 | 0.191 | 0.339 | 0.206 | 0.366 | 0.139 | 0.650 | 0.126 | | 0.213 | | 0.253 | | 0.213 | | 0.253 |
| 45 | 0.471 | 0.181 | | 0.225 | 0.451 | 0.133 | 0.490 | 0.134 | | 0.268 | | 0.260 | | 0.268 | | 0.260 |
| 50 | 0.551 | 0.172 | 0.337 | 0.206 | 0.399 | 0.137 | 0.515 | 0.132 | | 0.260 | | 0.340 | | 0.260 | | 0.340 |
| 55 | 0.472 | 0.182 | 0.453 | 0.189 | 0.389 | 0.138 | 0.413 | 0.139 | -0.168 | 0.277 | | 0.297 | -0.168 | 0.277 | | 0.297 |
| 60 | 0.383 | 0.194 | 0.452 | 0.189 | 0.342 | 0.143 | 0.382 | 0.141 | | 0.209 | | 0.384 | | 0.209 | | 0.384 |

Tabla 5.7. Betas de retardo para las tablas de contingencia (AD) y (BC). BNS1 y BNS2 son los límites superiores de las bandas de no significación.

BLOQUE 1

| ret. | BLOQUE 1 | | BLOQUE 2 | | BLOQUE 3 | |
|------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | β^{AD} | β^{BC} | β^{AD} | β^{BC} | β^{AD} | β^{BC} |
| | BNS1 | BNS2 | BNS1 | BNS2 | BNS1 | BNS2 |
| 1 | 0.538 | 0.330 | 0.356 | 0.345 | 0.580 | 0.316 |
| 2 | 0.530 | 0.250 | 0.249 | 0.266 | 0.620 | 0.232 |
| 3 | 0.580 | 0.223 | 0.213 | 0.230 | 0.532 | 0.207 |
| 4 | 0.640 | 0.205 | 0.193 | 0.208 | 0.404 | 0.197 |
| 5 | 0.686 | 0.194 | 0.181 | 0.199 | 0.304 | 0.188 |
| 10 | 0.642 | 0.180 | 0.177 | 0.211 | 0.200 | 0.199 |
| 15 | 0.620 | 0.188 | 0.186 | 0.231 | 0.235 | 0.210 |
| 20 | 0.420 | 0.203 | 0.196 | 0.242 | 0.725 | 0.241 |
| 25 | 0.576 | 0.230 | 0.260 | 0.214 | 0.730 | 0.212 |
| 30 | 0.316 | 0.337 | 0.322 | 0.198 | 0.620 | 0.215 |
| 35 | 0.360 | 0.337 | 0.385 | 0.191 | 0.460 | 0.252 |
| 40 | 0.348 | 0.282 | 0.724 | 0.254 | 0.548 | 0.264 |
| 45 | 0.424 | 0.254 | 0.732 | 0.327 | 0.369 | 0.268 |
| 50 | 0.518 | 0.262 | 0.771 | 0.325 | 0.412 | 0.411 |
| 55 | 0.436 | 0.262 | 0.798 | 0.510 | 0.745 | 0.727 |
| 60 | 0.382 | 0.320 | 0.744 | 0.266 | 0.730 | 0.428 |

BLOQUE 2

| ret. | BLOQUE 2 | | BLOQUE 3 | |
|------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | β^{AD} | β^{BC} | β^{AD} | β^{BC} |
| | BNS1 | BNS2 | BNS1 | BNS2 |
| 1 | 0.336 | 0.732 | 3.240 | 3.528 |
| 2 | 2.366 | 0.664 | 2.244 | 2.836 |
| 3 | 1.952 | 0.582 | 1.806 | 2.508 |
| 4 | 1.640 | 0.554 | 1.510 | 2.244 |
| 5 | 1.406 | 0.554 | 1.276 | 2.038 |
| 10 | 0.960 | 0.376 | 1.030 | 1.328 |
| 15 | 0.822 | 1.414 | 0.740 | 0.974 |
| 20 | 0.772 | 1.222 | 0.474 | -0.078 |
| 25 | 0.624 | 0.750 | 0.729 | 0.322 |
| 30 | 0.602 | 0.484 | 0.438 | 0.298 |
| 35 | 0.468 | 0.358 | 0.640 | 0.322 |
| 40 | 0.292 | -0.034 | 0.678 | -0.916 |
| 45 | 0.310 | 0.436 | 0.754 | -0.678 |
| 50 | 0.174 | 0.502 | 0.384 | 0.378 |
| 55 | 0.194 | -0.303 | -0.100 | 0.882 |
| 60 | 0.276 | 0.288 | 0.720 | 0.732 |

BLOQUE 3

| ret. | BLOQUE 3 | | BLOQUE 4 | |
|------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | β^{AD} | β^{BC} | β^{AD} | β^{BC} |
| | BNS1 | BNS2 | BNS1 | BNS2 |
| 1 | 3.336 | 4.086 | 3.240 | 3.528 |
| 2 | 2.366 | 3.332 | 2.244 | 2.836 |
| 3 | 1.952 | 2.990 | 1.806 | 2.508 |
| 4 | 1.640 | 2.730 | 1.510 | 2.244 |
| 5 | 1.406 | 2.524 | 1.276 | 2.038 |
| 10 | 0.960 | 1.978 | 1.030 | 1.328 |
| 15 | 0.822 | 1.634 | 0.740 | 0.974 |
| 20 | 0.772 | 1.320 | 0.474 | -0.078 |
| 25 | 0.624 | 0.790 | 0.729 | 0.322 |
| 30 | 0.602 | 0.484 | 0.438 | 0.298 |
| 35 | 0.468 | 0.358 | 0.640 | 0.322 |
| 40 | 0.292 | -0.034 | 0.678 | -0.916 |
| 45 | 0.310 | 0.436 | 0.754 | -0.678 |
| 50 | 0.174 | 0.502 | 0.384 | 0.378 |
| 55 | 0.194 | -0.303 | -0.100 | 0.882 |
| 60 | 0.276 | 0.288 | 0.720 | 0.732 |

Tabla 5.8.

Tabla 5.9.

Tablas 5.8 y 5.9. Betas de retardo para las tablas de contingencia (ABC) y (ABD). BNS1 y BNS2 son los límites superiores de las bandas de no significación para las betas cuyas variables logit son D y C, respectivamente (sólo se muestran en la Tabla 5.8).

| retardos | BLOQUE 1 | | | BLOQUE 2 | | | BLOQUE 3 | | |
|----------|----------------|----------------|------|----------------|----------------|------|----------------|----------------|------|
| | Modelos | L ² | g.l. | Modelos | L ² | g.l. | Modelos | L ² | g.l. |
| 1 | (AB) (AC) | 2,22 | 2 | (AB) (AC) | 3,80 | 2 | (AB) (AC) | 5,04 | 2 |
| | (ABD) | 0 | 0 | (AB) (BD) | 3,08 | 2 | (AB) (AD) (BD) | 0,27 | 1 |
| 2 | (AB) (AC) | 2,99 | 2 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 |
| | (ABD) | 0 | 0 | (AB) (BD) | 3,18 | 2 | (AB) (AD) (BD) | 0,95 | 1 |
| 3 | (AB) (AC) | 4,29 | 2 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 |
| | (ABD) | 0 | 0 | (AB) (AD) (BD) | 0,31 | 0 | (AB) (AD) (BD) | 0,99 | 1 |
| 4 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 |
| | (ABD) | 0 | 0 | (AB) (AD) (BD) | 0,70 | 1 | (AB) (AD) (BD) | 0,44 | 1 |
| 5 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 |
| | (ABD) | 0 | 0 | (AB) (AD) (BD) | 1,06 | 1 | (AB) (AD) (BD) | 1,43 | 1 |
| 10 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (AB) (AC) | 1,29 | 2 |
| | (ABD) | 0 | 0 | (AB) (BD) | 0,57 | 2 | (ABD) | 0 | 0 |
| 15 | (AB) (AC) (BC) | 1,32 | 1 | (ABC) | 0 | 0 | (AB) (AC) | 0,95 | 2 |
| | (AB) (AD) (BD) | 0,71 | 1 | (AB) (BD) | 0,43 | 2 | (ABD) | 0 | 0 |
| 20 | (AB) (AC) (BC) | 0,33 | 1 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 |
| | (AB) (AD) (BD) | 1,76 | 1 | (AB) (BD) | 1,51 | 2 | (ABD) | 0 | 0 |

Tabla 5.10a. Modelos con mejor ajuste

| retardos | BLOQUE 1 | | | BLOQUE 2 | | | BLOQUE 3 | | |
|----------|----------------|----------------|------|----------------|----------------|------|----------------|----------------|------|
| | Modelos | L ² | g.l. | Modelos | L ² | g.l. | Modelos | L ² | g.l. |
| 25 | (AB) (AC) (BC) | 1,12 | 1 | (ABC) | 0 | 0 | (AB) (AC) | 0,71 | 2 |
| | (AB) (AD) (BD) | 1,14 | 1 | (ABD) | 0 | 0 | (ABD) | 0 | 0 |
| 30 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 |
| | (ABD) | 0 | 0 | (ABD) | 0 | 0 | (AB) (AD) | 1,89 | 2 |
| 35 | (AB) (AC) (BC) | 0,10 | 1 | (ABC) | 0 | 0 | (AB) (AC) | 2,78 | 2 |
| | (AB) (AD) (BD) | 2,52 | 1 | (ABD) | 0 | 0 | (AB) (AD) | 4,34 | 2 |
| 40 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (AB) (AC) | 4,09 | 2 |
| | (AB) (AD) (BD) | 0,73 | 1 | (ABD) | 0 | 0 | (ABD) | 0 | 0 |
| 45 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (AB) (AC) (BC) | 0,70 | 1 |
| | (AB) (AD) (BD) | 0,42 | 1 | (ABD) | 0 | 0 | (ABD) | 0 | 0 |
| 50 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 |
| | (AB) (AD) (BD) | 0,74 | 1 | (AB) (AD) | 3,72 | 2 | (AB) (D) | 3,16 | 3 |
| 55 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 |
| | (AB) (AD) (BD) | 3,05 | 1 | (AB) (AD) (BD) | 0,05 | 1 | (AB) (D) | 2,50 | 3 |
| 60 | (ABC) | 0 | 0 | (ABC) | 0 | 0 | (AB) (AC) (BC) | 1,86 | 1 |
| | (AB) (AD) | 3,70 | 2 | (AB) (AD) | 1,52 | 2 | (ABD) | 0 | 0 |

Tabla 5.10b. Modelos con mejor ajuste

de interacción estadística de las variables exógenas sobre cada variable endógena. En estas Tablas todas las betas corresponden a los modelos de mejor ajuste en cada retardo, (ver tabla 5.10). Los límites superiores de las bandas de no significación que corresponden a las betas de la Tabla 5.9 son los mismos que los de la Tabla 5.8.

Las betas de las Tablas 5.7 a 5.9 se han obtenido haciendo (tablas $(ABC\bar{C})$ y $(AB\bar{D})$):

$$\beta^{AC\bar{C}} = \beta_2^{AC\bar{C}} = 2 \cdot \lambda_{22}^{AC\bar{C}} = 2 \cdot \lambda_{11}^{AC\bar{C}}$$

$$\beta^{AD\bar{D}} = \beta_2^{AD\bar{D}} = 2 \cdot \lambda_{22}^{AD\bar{D}} = 2 \cdot \lambda_{11}^{AD\bar{D}}$$

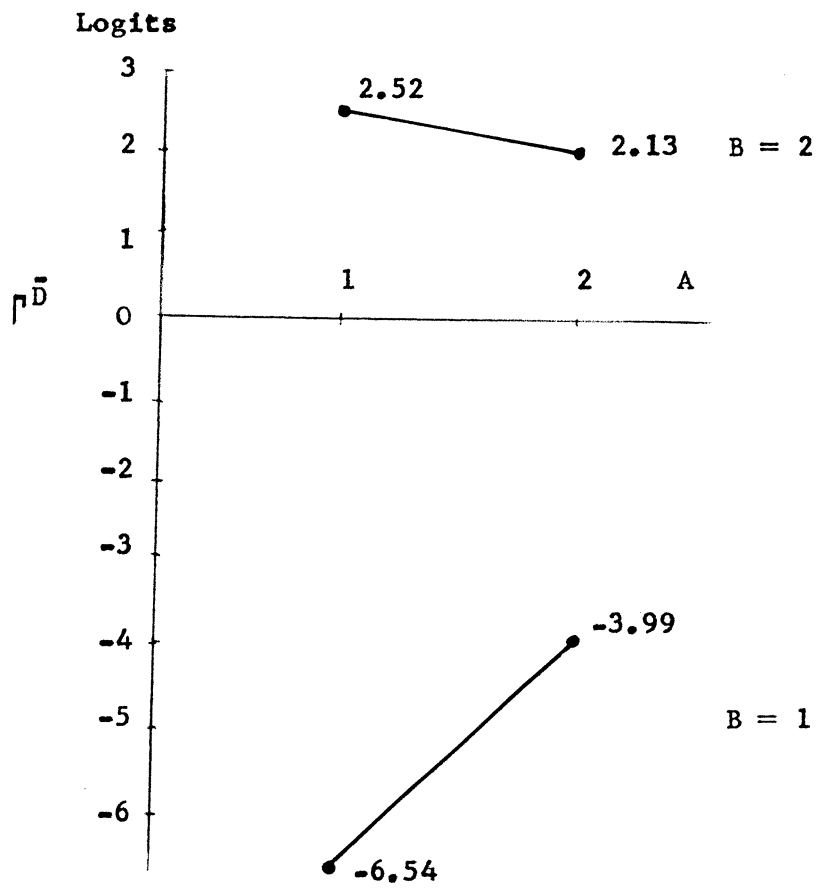
$$\beta^{BC\bar{C}} = \beta_2^{BC\bar{C}} = 2 \cdot \lambda_{22}^{BC\bar{C}} = 2 \cdot \lambda_{11}^{BC\bar{C}}$$

$$\beta^{BD\bar{D}} = \beta_2^{BD\bar{D}} = 2 \cdot \lambda_{22}^{BD\bar{D}} = 2 \cdot \lambda_{11}^{BD\bar{D}}$$

$$\beta^{ABC\bar{C}} = \beta_{22}^{ABC\bar{C}} = 2 \cdot \lambda_{222}^{ABC\bar{C}} = -2 \cdot \lambda_{111}^{ABC\bar{C}}$$

$$\beta^{AB\bar{D}} = \beta_{22}^{AB\bar{D}} = 2 \cdot \lambda_{222}^{AB\bar{D}} = -2 \cdot \lambda_{111}^{AB\bar{D}}$$

Los valores de los parámetros que aparecen en el Apéndice 16 corresponden siempre a $\lambda_{11}^{\bar{C}}$, $\lambda_{11}^{AC\bar{C}}$, $\lambda_{111}^{ABC\bar{C}}$, etc. En los "path-diagrams" del mismo Apéndice los efectos compuestos o "interacción estadística" de las conductas criterio sobre una conducta apareada, aparecen con el signo cambiado respecto al parámetro λ correspondiente; la razón es que $\lambda_{111}^{ABC\bar{C}}$, por ejemplo, es el efecto que tienen sobre la no ocurrencia (1) de la conducta C las no ocurrencias (1) de las conductas criterio A y B con el retardo en cuestión, mientras que $\lambda_{222}^{ABC\bar{C}}$ es de más fácil interpretación: es el efecto que tiene sobre la ocurrencia (2) de C la co-ocurrencia de A y B con ese retardo.



Gráfica 5.6. Efecto compuesto ($AB\bar{D}$) o "interacción estadística" de A y B sobre \bar{D} : A afecta a la relación entre B y \bar{D} , o bien B afecta a la relación entre A y \bar{D} . Retardo 1, bloque 1.

En la Gráfica 5.6 se expone un caso concreto de efecto compuesto; corresponde a la tabla ($AB\bar{D}$) en el retardo 1 del bloque 1. Se observa cómo el efecto de la ocurrencia de A sobre la ocurrencia de D con retardo 1 es distinto según si B ha co-ocurrido o no con A.⁷ Cuando la cría no mira a la madre ($B=1$), la mirada de la madre a la cría ($A=2$), afecta a la subsiguiente mirada de la cría a la madre con retardo 1 (hay un fuerte aumento en el logit de esta conducta si comparamos $A=1$ con $A=2$, manteniendo constante $B=1$); por el contrario, si la cría mira a la madre ($B=2$), la mirada de la madre a la cría ($A=2$) no afecta a la subsiguiente mirada de la cría a la madre con retardo 1 (no hay apenas variación en el logit de esta conducta si comparamos $A=1$ con $A=2$, manteniendo constante $B=2$).

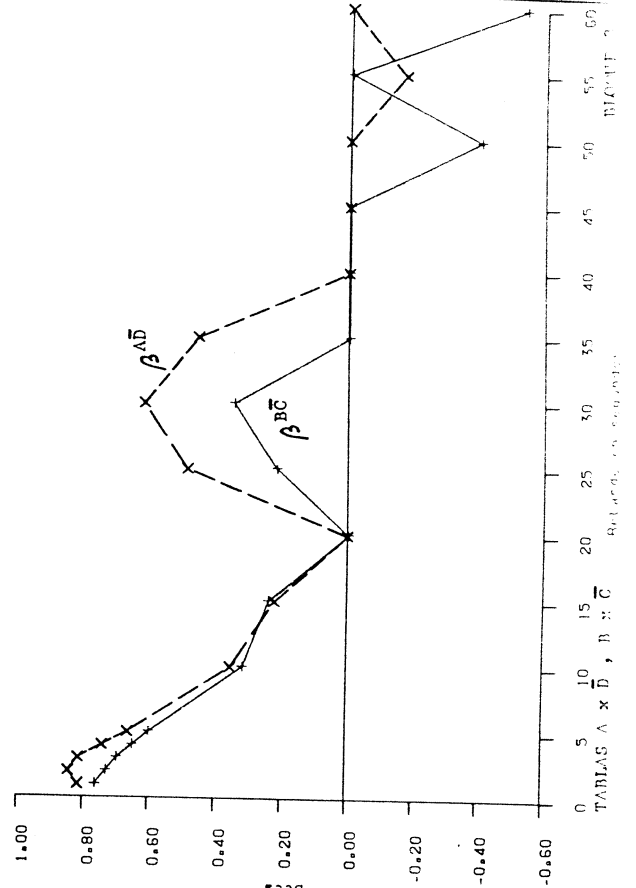
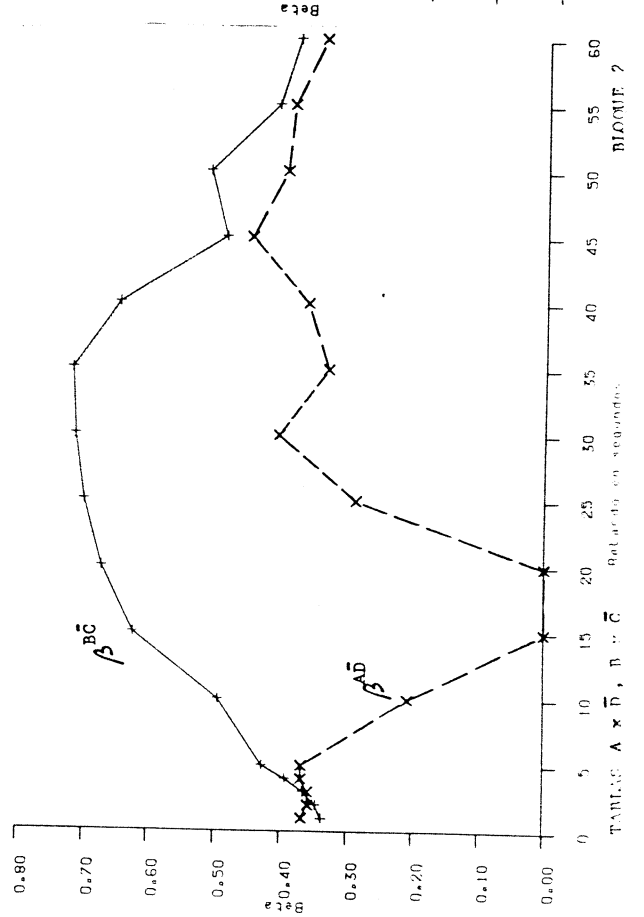
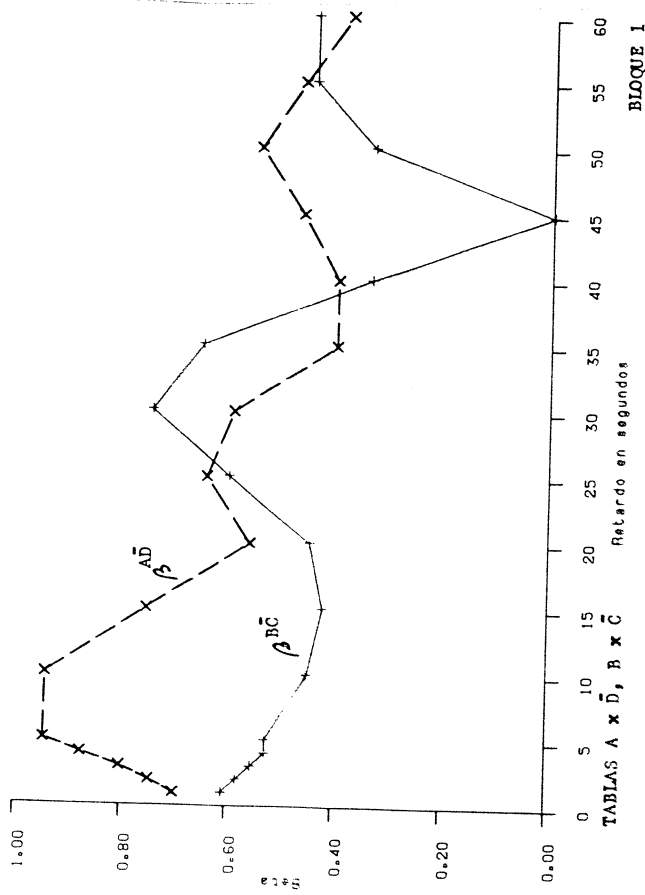
El signo menos de $\beta^{AB\bar{D}}$ indica que la co-ocurrencia de las conductas criterio tiende a poseer un efecto comparativamente menor sobre la conducta apareada que la ocurrencia de una sola de ellas. Como puede apreciarse en la Tabla 5.9, la mayoría de los efectos compuestos tienen signo negativo. En los "path-diagrams" del Apéndice 16, el efecto compuesto de A y B sobre \bar{D} , por ejemplo, se representa como una flecha que va de A hasta la flecha que representa el efecto de B sobre \bar{D} , para indicar que la contingencia entre B y \bar{D} depende de la co-ocurrencia de A y B (o que la contingencia entre A y \bar{D} depende de la co-ocurrencia de A y B).

Las Gráficas 5.7 a 5.14 contienen los perfiles de betas de retardo. En ellos no se muestran las bandas de no significación porque todas las β representadas son significativas. Las no significativas corresponden a un efecto no presente en el modelo probado para aquel retardo, y valen 0.

7 El efecto compuesto pone de manifiesto la "organización" de la mirada entre madre y cría (Raush, 1965).

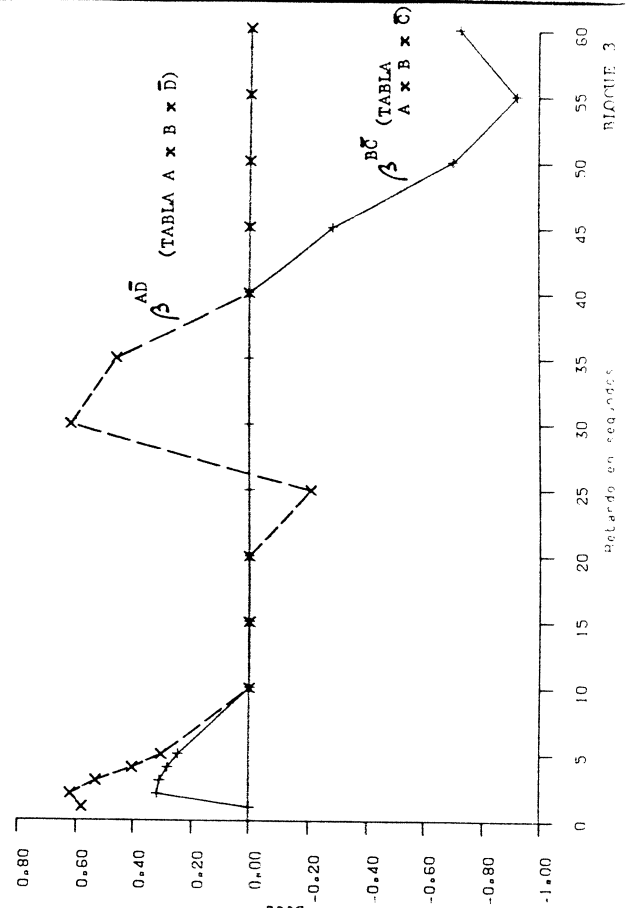
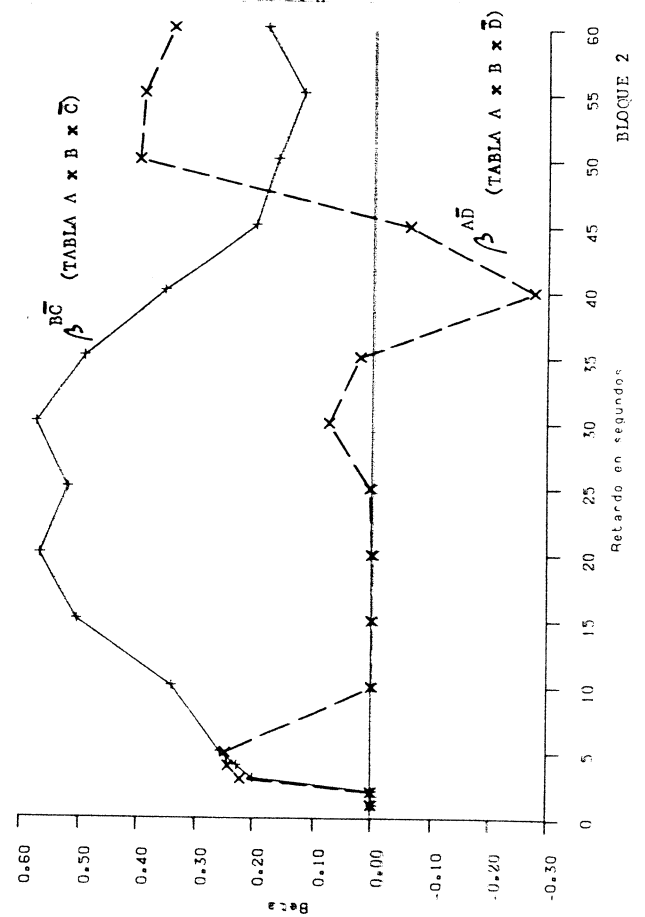
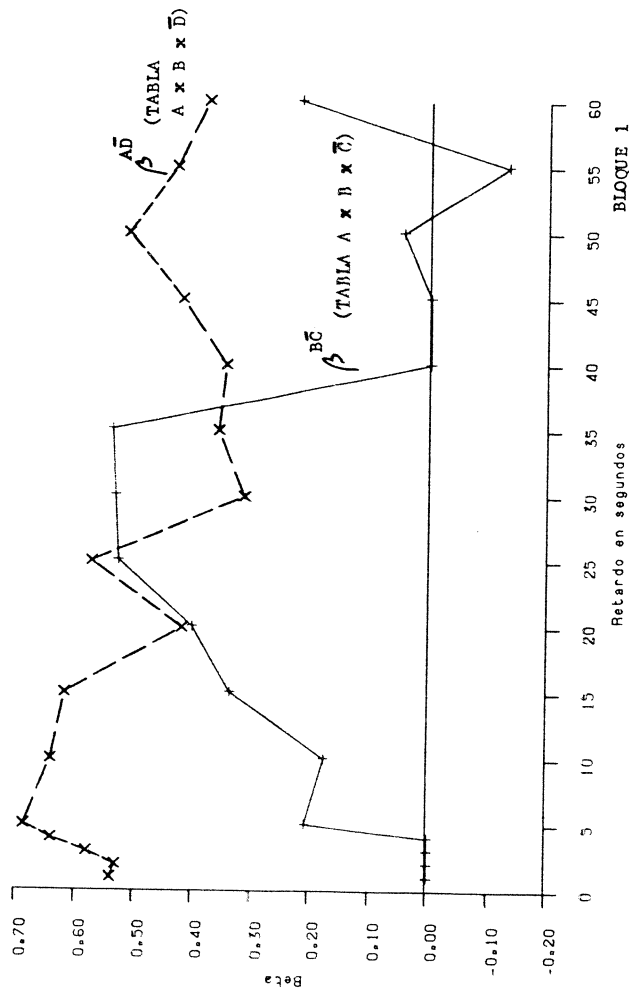
Gráfica 5.7. Betas de retardo no parcializadas para las contingencias cruzadas AD y BC, calculadas en los modelos de mejor ajuste de las tablas (AD) y (BC).

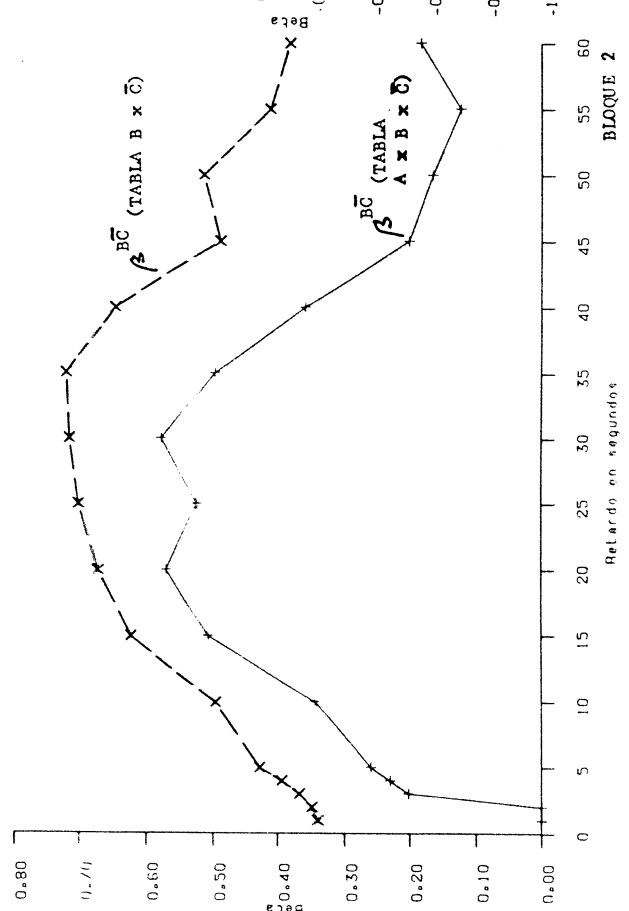
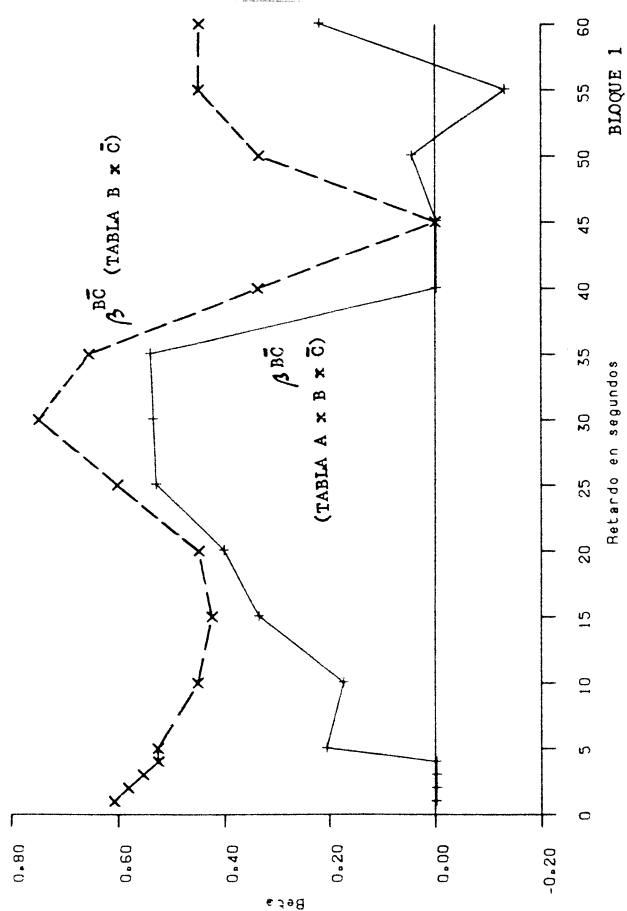
- A = conducta 403 criterio;
- B = conducta DS14 criterio;
- C = conducta 403 apareada;
- D = conducta DS14 apareada.



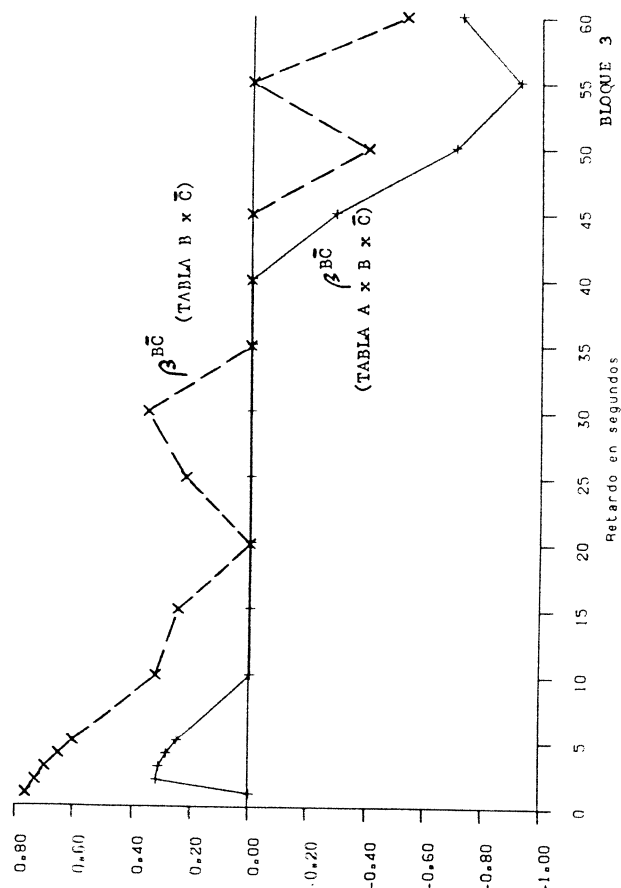
Gráfica 5.8. Betas de retardo parcializadas para las contingencias cruzadas AD y BC, calculadas en los modelos de mejor ajuste de las tablas (ABC) y (ABD).

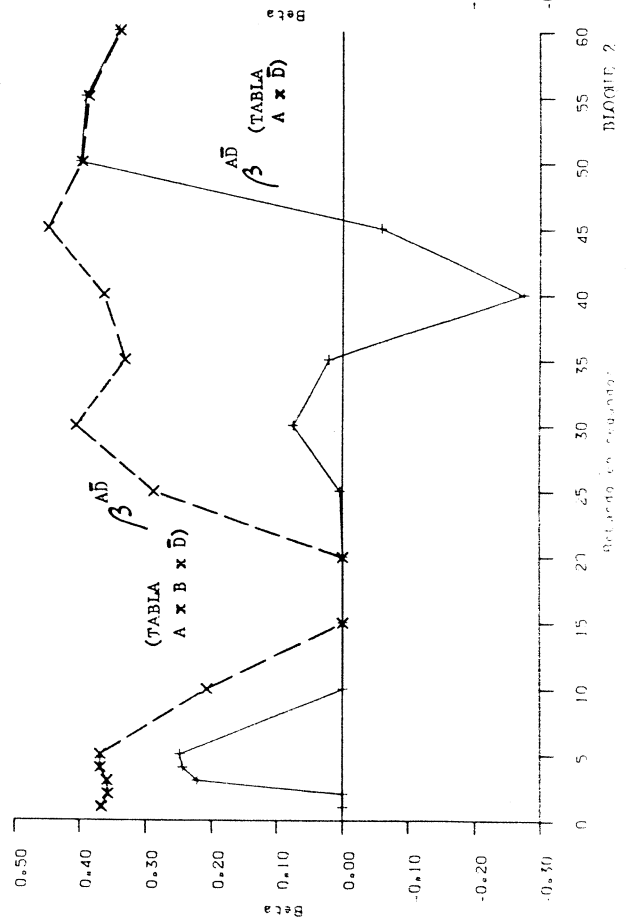
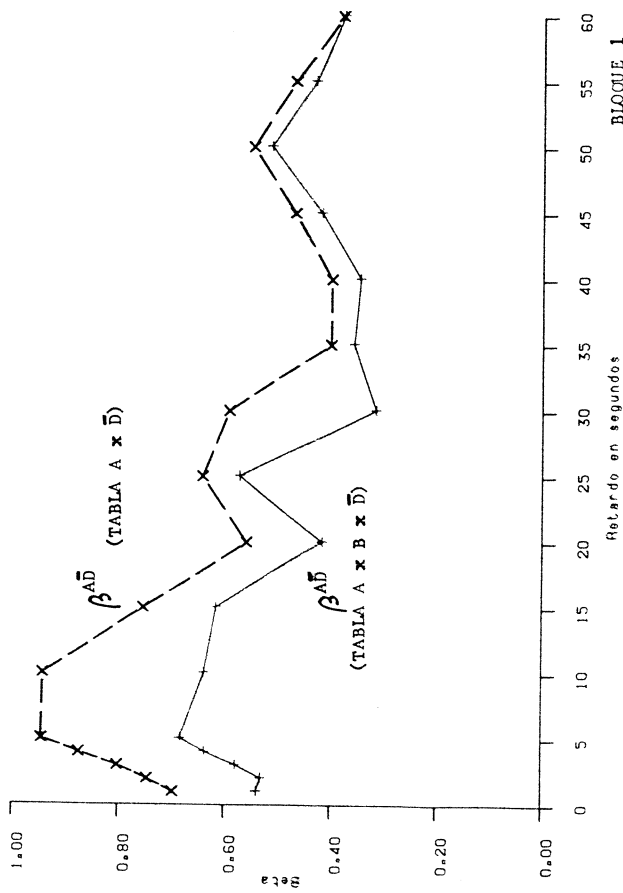
A = conducta 403 criterio;
 B = conducta DS14 criterio;
 C = conducta 403 apareada;
 D = conducta DS14 apareada.



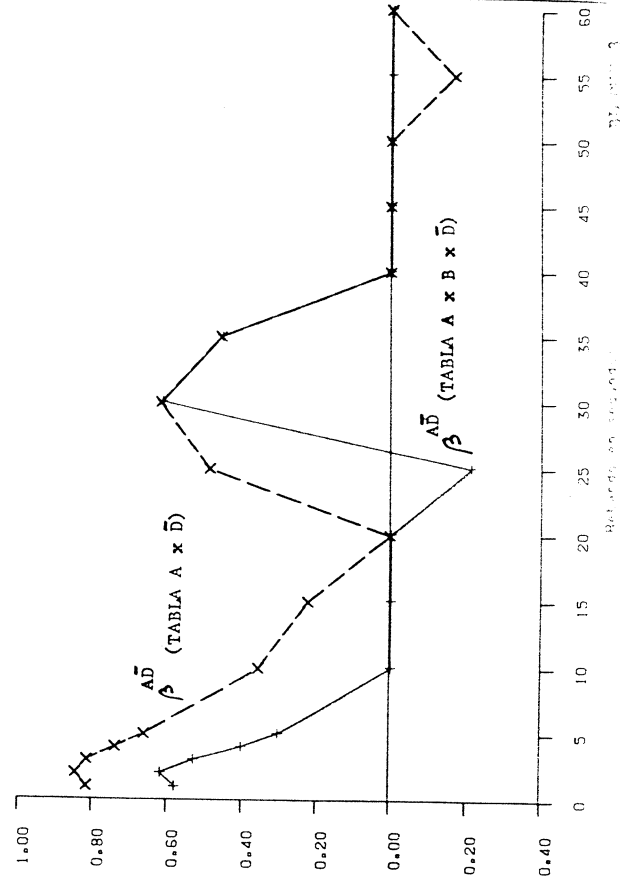


Gráfica 5.9. Betas de retardo para la contingencia cruzada BC, parcializadas y no parcializadas, calculadas en los modelos de mejor ajuste de las tablas (ABC) y (BC), respectivamente.
 A = 403 criterio;
 B = DS14 criterio;
 C = 403 apareada.



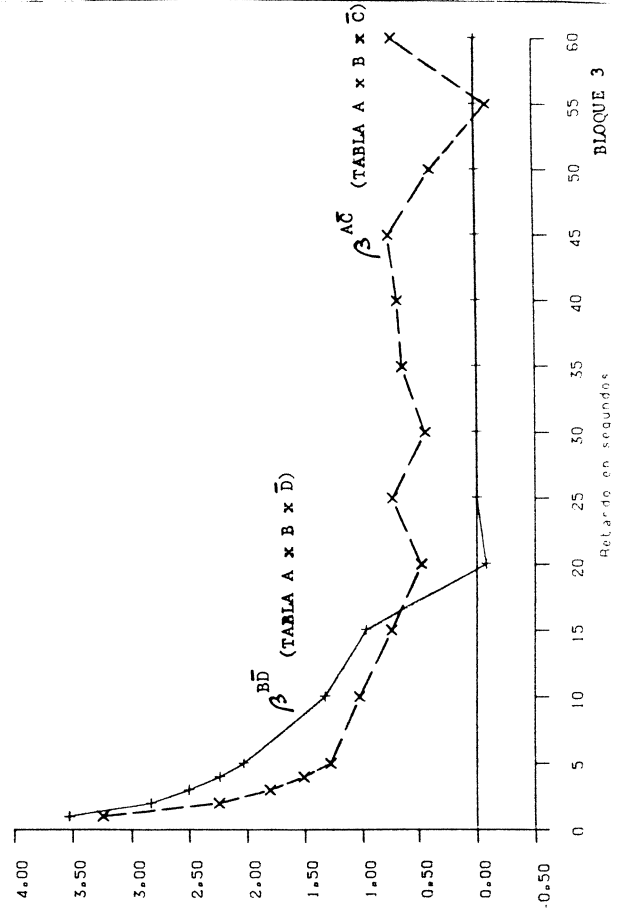
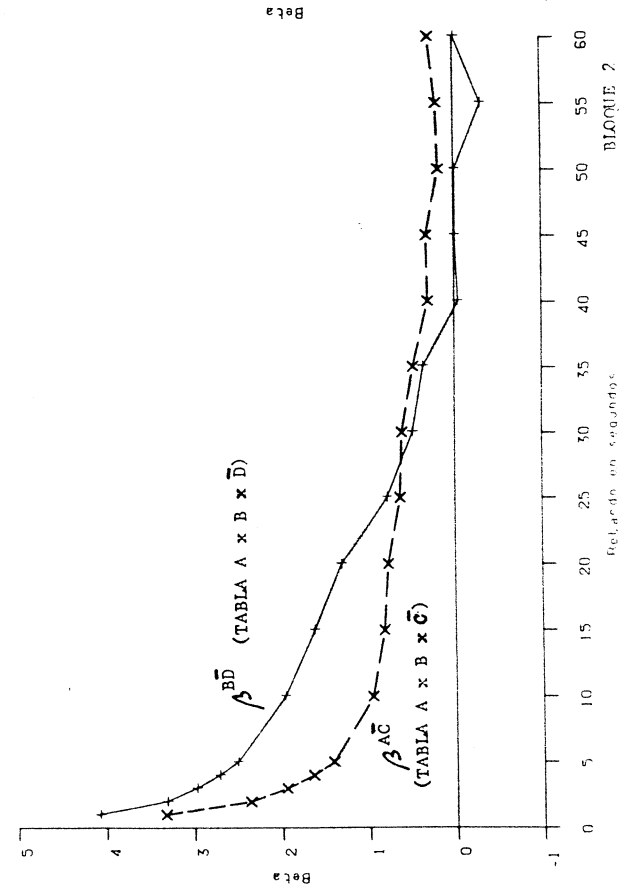
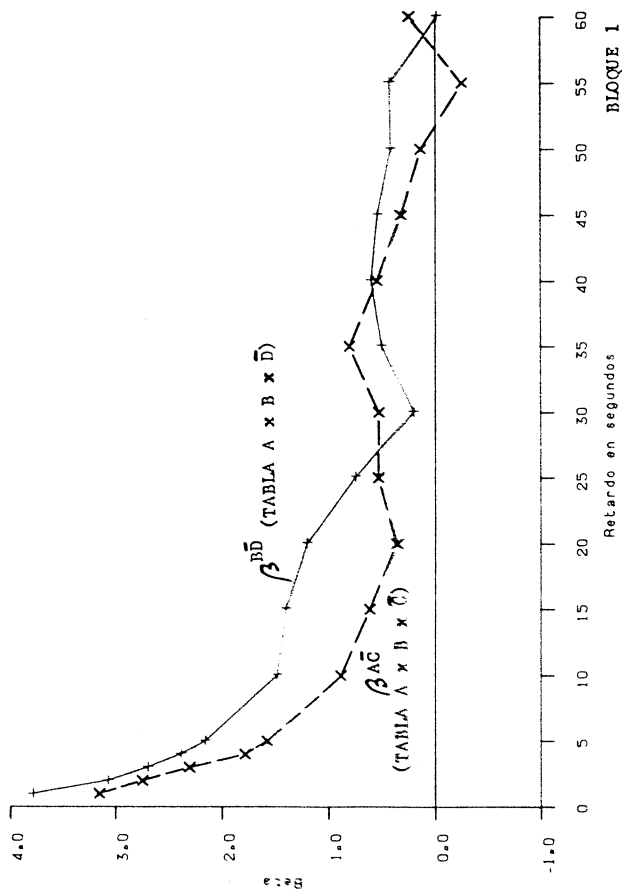


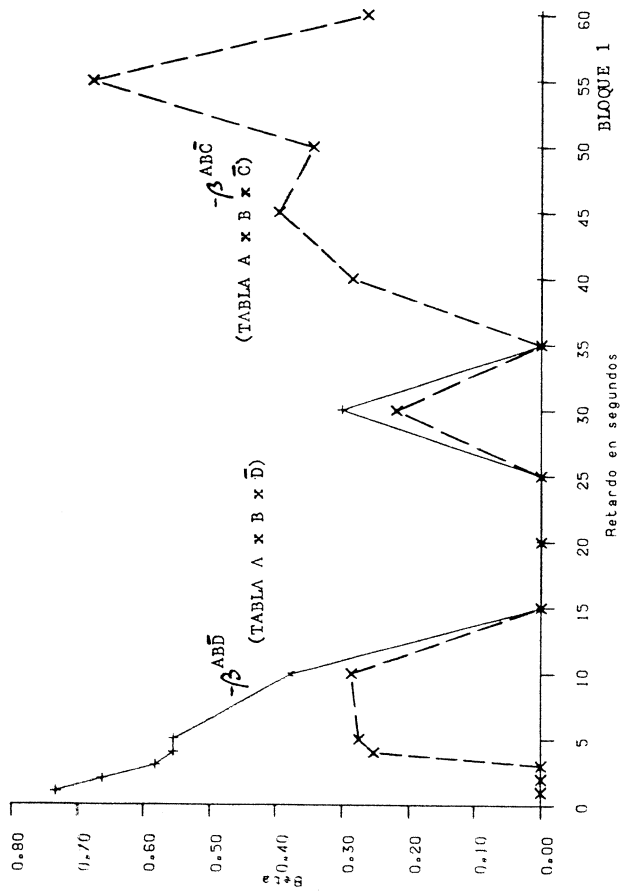
Gráfica 5.10. Betas de retardo para la contingencia cruzada AD, parcializadas y no parcializadas, calculadas en los modelos de mejor ajuste de las tablas (AB \bar{D}) y (B \bar{D}), respectivamente.
 A = 403 criterio;
 B = DS14 apareada;
 \bar{D} = DS14 criterio.



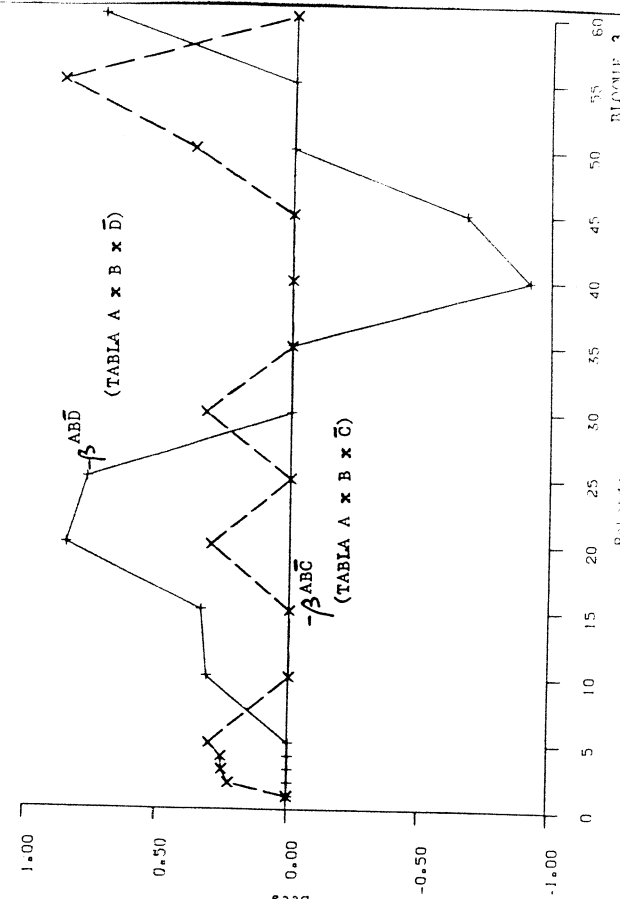
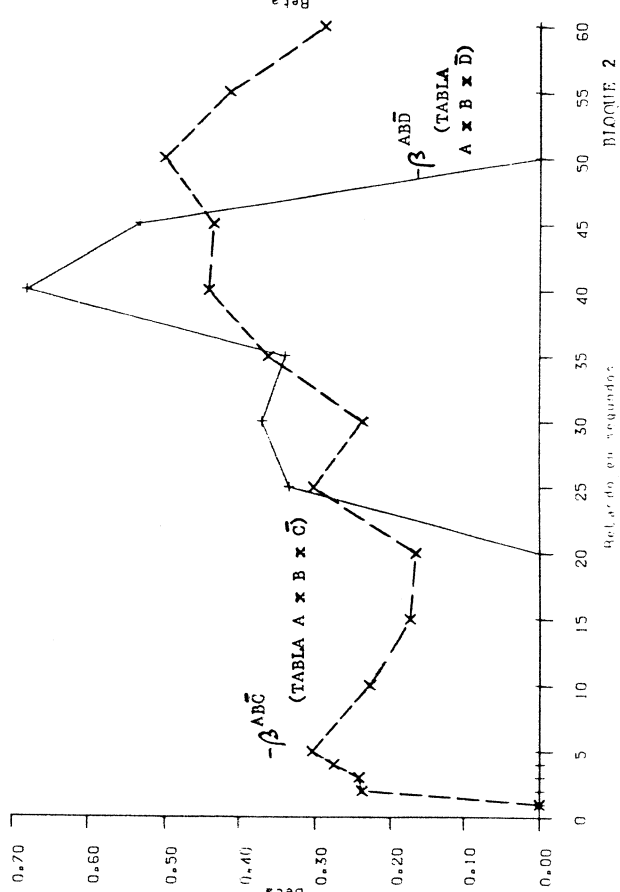
Gráfica 5.11. Betas de retardo parcializadas para las autocorrelencias AC y BD, calculadas en los modelos de mejor ajuste de las tablas (ABC) y (ABD).

A = 403 criterio;
 B = DS14 criterio;
 C = 403 apareada;
 D = DS14 apareada.





Gráfica 5.12. Betas de retardo parcializadas para los efectos compuestos ABC y ABD (con signo negativo), calculadas en los modelos de mejor ajuste de las tablas (ABC) y (ABD).
 A = 403 criterio;
 B = DS14 criterio;
 C = 403 apareada;
 D = DS14 apareada.



Gráfica 5.13. Betas de retardo parcializadas para la autocontingencia AC, la contingencia cruzada BC y el efecto compuesto ABC, calculadas en los modelos de mejor ajuste de la tabla (ABC).
 A = 403 criterio;
 B = DS14 criterio;
 C = 403 apareada.

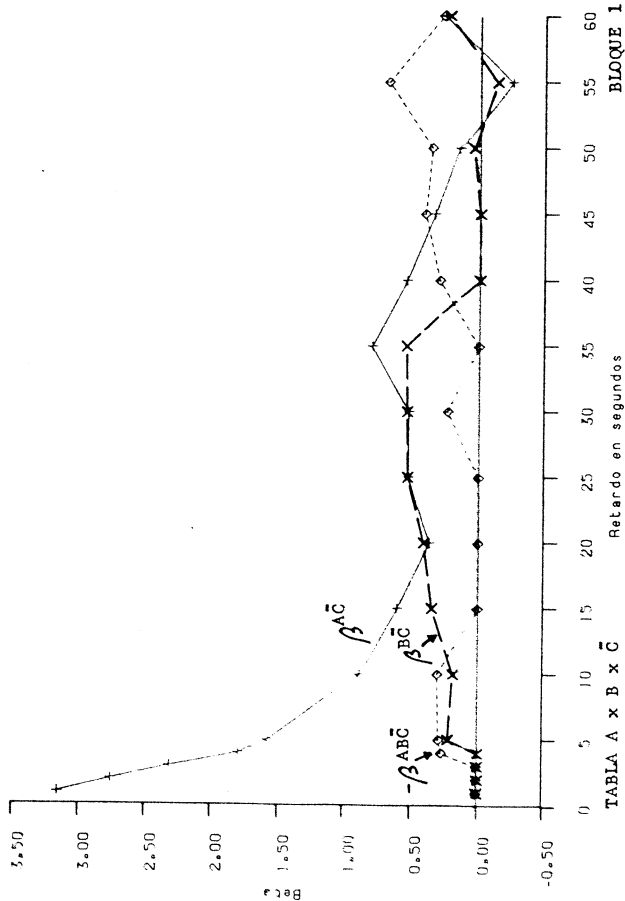


TABLA A x B x C BLOQUE 1

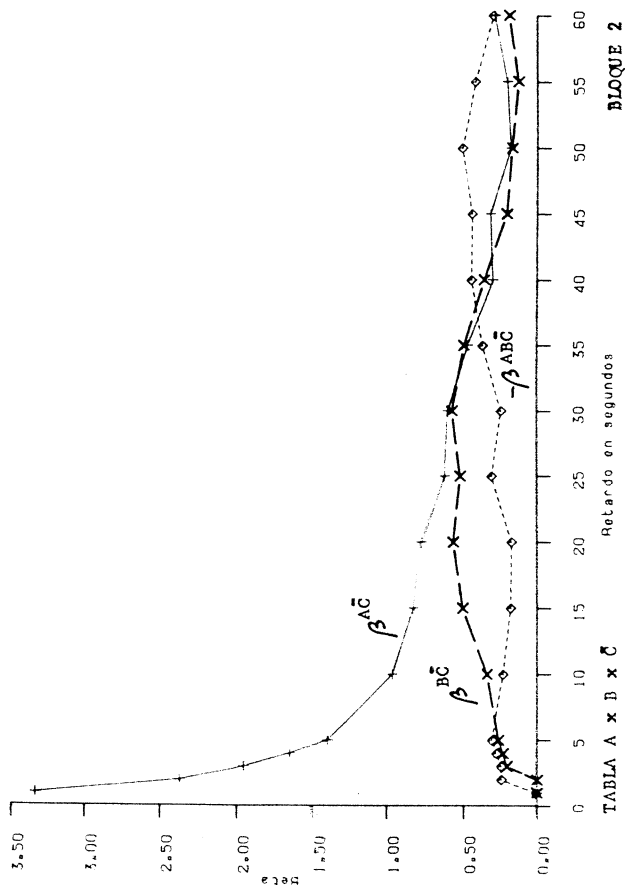


TABLA A x B x C BLOQUE 2

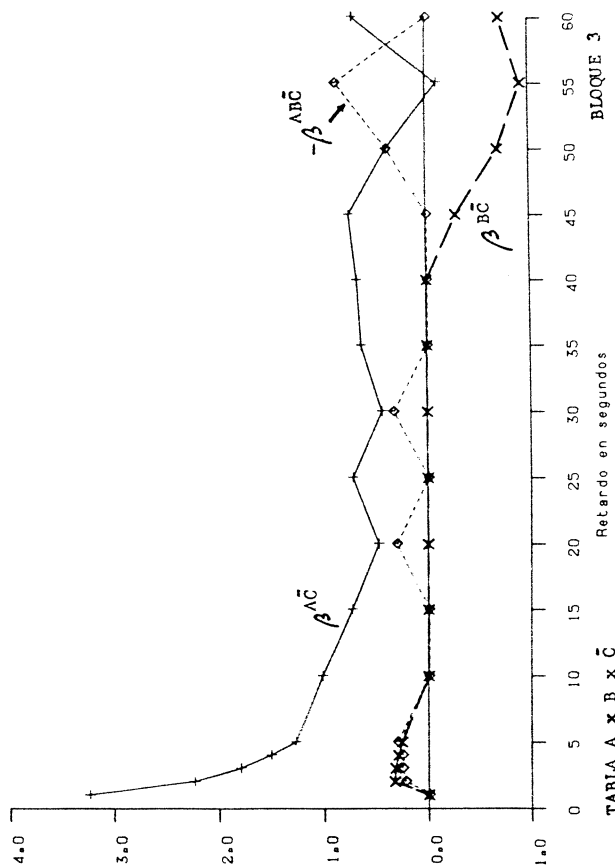
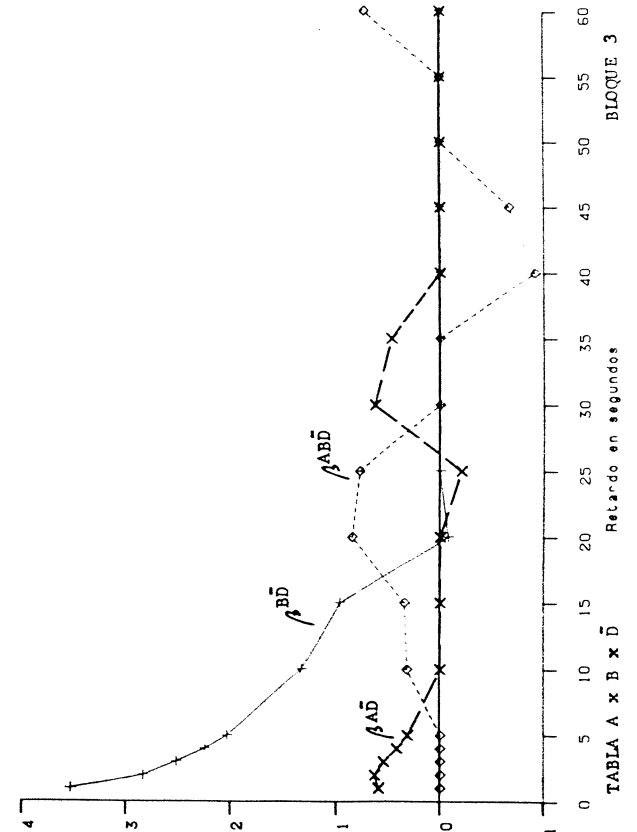
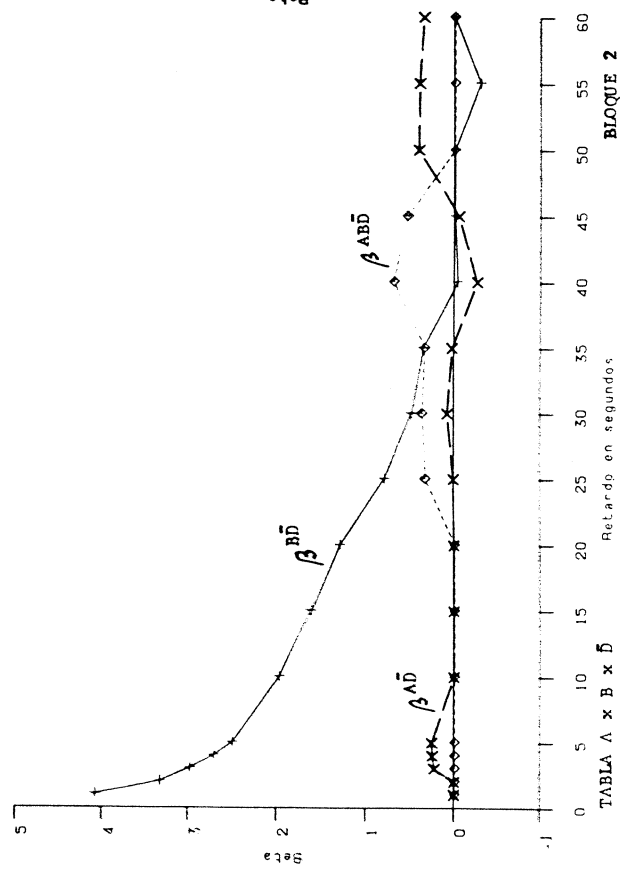
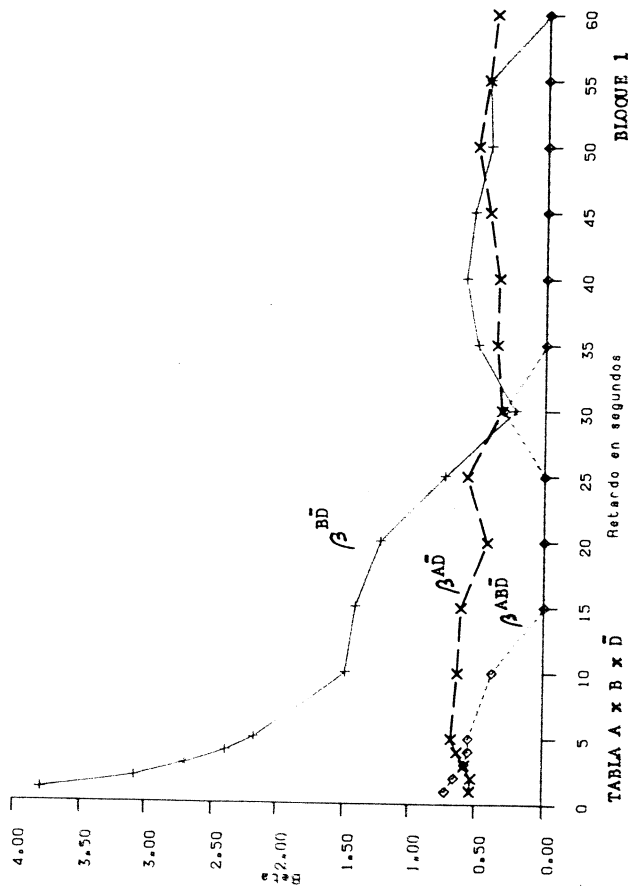


TABLA A x B x C BLOQUE 3

Gráfica 5.14. Betas de retardo parcializadas para la autocontingencia $\beta_{\bar{D}}$, la contingencia cruzada $\beta_{\bar{A}\bar{D}}$ y el efecto compuesto $\beta_{\bar{A}\bar{D}\bar{D}}$, calculadas en los modelos de mejor ajuste de la tabla (ABD).

A = 403 criterio;
 B = DS14 criterio;
 \bar{B} = DS14 apareada;
 \bar{D} = DS14 apareada.



Para facilitar la interpretación de los resultados, diversos perfiles han sido repetidos en gráficas distintas:

- a) Gráfica 5.7: Perfiles de las contingencias cruzadas $\beta^{\overline{AD}}$ y $\beta^{\overline{BC}}$ no parcializadas, es decir, obtenidas en las tablas (\overline{AD}) y (\overline{BC}) por separado (análisis no convergentes). El bloque de sesiones afecta en gran medida a estas contingencias. En los bloques 1 y 3 el efecto $\beta^{\overline{BC}}$ (cría-madre) es menor que el efecto $\beta^{\overline{AD}}$ (madre-cría) para retardos de hasta 20-25 segundos. En el bloque 2 el efecto $\beta^{\overline{BC}}$ es siempre mayor que el efecto $\beta^{\overline{AD}}$, a excepción de los 2 primeros retardos.
- b) Gráfica 5.8: Perfiles de las contingencias cruzadas $\beta^{\overline{AD}}$ y $\beta^{\overline{BC}}$ parcializadas, es decir, controlando los efectos autocontingentes, obtenidos en las Tablas (\overline{ABC} y \overline{ABD}) (análisis convergente). Los perfiles son muy semejantes en la forma a los de la Gráfica 5.7 y siguen existiendo diferencias entre los bloques. Las magnitudes relativas de $\beta^{\overline{BC}}$ y $\beta^{\overline{AD}}$ señalan que, en los bloques 1, 2 y 3 posiblemente la mirada de la madre es dominante sobre la mirada de la cría en retardos cortos ($\beta^{\overline{AD}} > \beta^{\overline{BC}}$). En el bloque 1 esta dominancia se mantiene durante 25 segundos; en el bloque 2 solamente durante 2 segundos; en el bloque 3 durante 10 segundos. En los bloques 1 y 3 la mirada de la madre vuelve a controlar la mirada de la cría con retardos de 40 y 25 segundos, respectivamente. En el bloque 2 la mirada de la cría es dominante prácticamente desde el retardo 3. Estos resultados no son definitivos, y se contrastarán las β cruzadas de cada retardo mediante el estadístico $z(\beta)$.
- c) Gráfica 5.9: Comparación de los perfiles de las contingencias cruzadas parcializadas y no parcializadas de B sobre \overline{C} . Se hace evidente aquí la forma parecida de unos y otros, dentro de cada bloque. Las β parcializadas son siempre

menores que las no parcializadas, lo que significa que, al mantener constante la autocontingencia de la mirada de la madre, el efecto de la mirada de la cría sobre aquélla de sc ciende en todos los retardos.

- d) Gráfica 5.10: Comparación de los perfiles de las contingencias cruzadas parcializadas y no parcializadas de A so bre \bar{D} . Se comprueba aquí también que las parcializadas son siempre menores que las no parcializadas, o, en otras palabras, que el efecto de la mirada de la madre sobre la cría disminuye cuando se mantiene constante la autocontingencia de la mirada de la cría.
- e) Gráfica 5.11: Comparación de los perfiles de las autocontingencias parcializadas. Aun manteniendo constantes los efectos cruzados, las autocontingencias presentan el característico perfil decreciente negativamente acelerado, propio de autocontingencias no parcializadas (análisis no con vergente; ver Gráficas 4.12a - 4.12d). Además, se constata que la mirada de la cría es más autodependiente que la mirada de la madre durante los primeros 15-25 retardos. A largo plazo ambas miradas son poco autodependientes, pero la de la madre lo es más que la de la cría; el resultado es consistente en los tres bloques de sesiones.
- f) Gráfica 5.12: Comparación de los efectos compuestos (parcializados) de las conductas criterio A y B sobre las apa readas \bar{C} y \bar{D} . Se muestran los valores $-\beta^{AB\bar{D}}$ y $-\beta^{ABC}$. De acuerdo con la interpretación anterior, la co-ocurrencia de A y B tiene un efecto supresor o no facilitador de la mirada de la madre a la cría o de la cría a la madre en los retardos siguientes. No existe una pauta regular de tal efecto en los tres bloques.

- g) Gráficas 5.13 y 5.14: Resumen de los perfiles de $\beta^{\overline{AC}}$, $\beta^{\overline{BC}}$ y $-\beta^{\overline{ABC}}$, y de $\beta^{\overline{AD}}$, $\beta^{\overline{BD}}$ y $-\beta^{\overline{ABD}}$ correspondientes a las tablas (\overline{ABC}) y (\overline{ABD}) , respectivamente. Para cada retardo se muestra el efecto autocontingente de la conducta, el efecto contingente cruzado y el efecto de la co-ocurrencia (éste con signo negativo para facilitar la comparación). Para retardos grandes (a partir de 40 segundos, en general) el efecto no facilitador de la co-ocurrencia llega a ser mayor que los otros dos efectos; ello se interpreta como que la mirada mutua entre madre y cría (no necesariamente contacto ocular, tal como se ha dicho) tiende a inhibir la mirada de cada uno de ellos a largo plazo, o produce una "fatiga interactiva". Por otra parte, la influencia de la mirada de la madre sobre la de la cría ($\beta^{\overline{AD}}$) es siempre menor en retardos bajos que la propia autodependencia de la mirada de la cría ($\beta^{\overline{BD}}$). Lo mismo puede decirse de la influencia de la mirada de la cría sobre la de la madre ($\beta^{\overline{BC}}$) y la propia autodependencia de ésta ($\beta^{\overline{AC}}$).

5.4.4. Dominancia y bidireccionalidad de la mirada

Finalmente, se evaluó la direccionalidad de la contingencia de retardo entre las miradas de la madre y de la cría, tomando como referencia la segunda tabla de decisión del apartado 5.3.3.2:

- a) No influencia: Se considera que no existen efectos interactivos de la mirada de un individuo sobre la mirada de otro cuando, para el retardo estudiado, los modelos con mejor ajuste no incluyen ni $\beta^{\overline{AD}}$ ni $\beta^{\overline{BC}}$.
- b) Dominancia o asimetría: El modelo con mejor ajuste para la variable logit \overline{D} incluye $\beta^{\overline{AD}}$, y para la variable logit \overline{C} no incluye $\beta^{\overline{BC}}$; en este caso, la mirada de la madre domina la mirada de la cría en el retardo concreto. El modelo con mejor ajuste para la variable logit \overline{C} incluye $\beta^{\overline{BC}}$, y para

la variable logit \bar{D} no incluye $\beta^{\overline{AD}}$; entonces la mirada de la cría domina la mirada de la madre en el retardo concreto. Si los modelos incluyen tanto $\beta^{\overline{AD}}$ como $\beta^{\overline{BC}}$, entonces efectuamos la prueba:⁸

$$z (\beta^{\overline{AD}} - \beta^{\overline{BC}}) = \frac{\beta^{\overline{AD}} - \beta^{\overline{BC}}}{\sqrt{s^2 (\beta^{\overline{AD}}) + s^2 (\beta^{\overline{BC}})}} ;$$

Si el estadístico es positivo y significativo, entonces $\beta^{\overline{AD}} > \beta^{\overline{BC}}$, y la mirada de la madre domina la mirada de la cría; si es negativo y significativo, entonces $\beta^{\overline{BC}} > \beta^{\overline{AD}}$, y la mirada de la cría domina la mirada de la madre.

- c) Bidireccionalidad: La simetría en el control interactivo de la mirada se da, para un retardo concreto, cuando los dos modelos incluyen $\beta^{\overline{AD}}$ y $\beta^{\overline{BC}}$ pero $z (\beta^{\overline{AD}} - \beta^{\overline{BC}})$ no es significativo: existe influencia recíproca, pero ninguna predomina.

En la Tabla 5.11 se resume el análisis de dominancia y bidireccionalidad. En algunos retardos existe bidireccionalidad, pero los parámetros son de distinto signo: la mirada de la madre activa la de la cría, pero ésta inhibe la de la madre. En otros, la dominancia significa inhibición sobre la mirada del compañero.

Los resultados no revelan una pauta de simetría o asimetría estable a través de los retardos o a través de los bloques de sesiones de observación. A pesar de que los indicadores globales de las conductas se muestran aproximadamente constantes a través de las sesiones (ver apartado 4.6.3.1.), las contingencias secuenciales difieren, lo cual puede deberse a la no estacionariedad. No solamente cabe esperar diferen-

⁸ Los errores estándar de las β son iguales a la mitad del límite superior de las bandas de no significación de la Tabla 5.8.

| | BLOQUE 1 | | | BLOQUE 2 | | | BLOQUE 3 | | |
|----|----------|------|------------------------|----------|------|------------------------|----------|------|------------------------|
| | 403 | DS14 | $z(\beta_1 - \beta_2)$ | 403 | DS14 | $z(\beta_1 - \beta_2)$ | 403 | DS14 | $z(\beta_1 - \beta_2)$ |
| 1 | →+ | | - | - | | - | →+ | | - |
| 2 | →+ | | - | - | | - | ↔ | | 1,92 |
| 3 | →+ | | - | ↔ | | 0,14 | ↔ | | 1,59 |
| 4 | →+ | | - | ↔ | | 0,11 | ↔ | | 0,91 |
| 5 | →+ | | 3,44* | ↔ | | -0,10 | ↔ | | 0,44 |
| 10 | →+ | | 3,36* | ←+ | | - | - | | - |
| 15 | ↔ | | 1,89 | ←+ | | - | - | | - |
| 20 | ↔ | | 0,10 | ←+ | | - | - | | - |
| 25 | ↔ | | 0,28 | ←+ | | -3,43* | →- | | - |
| 30 | ↔ | | -1,13 | ←+ | | -2,79* | →+ | | - |
| 35 | ↔ | | -0,95 | ←+ | | -2,26* | →+ | | - |
| 40 | →+ | | - | +↔- | | -1,69 | - | | - |
| 45 | →+ | | - | +↔- | | -0,69 | ←- | | - |
| 50 | →+ | | 2,25* | ↔ | | 0,59 | ←- | | - |
| 55 | ←→+ | | 1,94 | ↔ | | 0,65 | ←- | | - |
| 60 | ↔ | | 0,76 | ↔ | | 0,41 | ←- | | - |

Tabla 5.11. Dominancia y direccionalidad de las conductas 403 (mira a la cría) y DS14 (mira a la madre) en los retardos estudiados y en cada bloque de sesiones de observación.

- Dominancia 403 → DS14
 ← Dominancia DS14 → 403
 ↔ Bidireccionalidad
 - No influencia

Los signos indican activación (+) o inhibición (-). Los contrastes significativos ($\alpha=0.05$) se indican con asteriscos; la ausencia de contraste indica que el modelo con mejor ajuste para ese retardo sólo incluye uno de los efectos cruzados o ninguno.