

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE PSICOLOGÍA
Departamento de Psicobiología



**ESTRATEGIAS DE RESOLUCIÓN DE
CONFLICTOS EN PREESCOLARES.**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR
PRESENTADA POR

Eva María Hazas Cerezo

Bajo la dirección de los doctores

Fernando Colmenares Gil
María Victoria Hernández Lloreda

Madrid, 2010

- ISBN: 978-84-693-2383-0

seis grupos de estatus de aceptación social: (1) **Popular**.- $ZSP > 1.0$, $ZLM > 0$, $ZLL < 0$; (2) **Rechazado** (“rejected”).- $ZSP < -1.0$, $ZLL > 0$, $ZLM < 0$; (3) **Aislado** (“neglected”).- $ZSI < -1.0$, ZLL y $ZLM < 0$; (4) **Polémico** (“controversial”).- $ZSI > 1.0$, ZLL y $ZLM > 0$; (5) **Promedio** (la norma).- ZSP y ZSI entre -0.5 y 0.5 ; Y (6) **Otros**.- todos los preescolares restantes sin clasificar.

Como se puede apreciar, los valores o criterios SP, SI, LL y LM para diferenciar los diferentes estatus sociométricos difieren ligeramente de los empleados por Coie y colaboradores (1982). En concreto, utilizamos los criterios para identificar a los Aislados del sistema “CD” de Coie y Dodge (1988) [$ZSI < -1.0$, ZLL y $ZLM < 0$], para identificar el resto de categorías se utilizan los valores del sistema “CDC” de Coie, Dodge y Coppotelli (1982), y se añade la categoría de “otros” como hacen Terry y Coie (1991).

Estudio del estatus de amistad

Para estudiar el estatus de amistad (*variable diádica*) se aplicó un cuestionario sociométrico basado en los cuestionarios clásicos sobre esta variable (véase el **apéndice B**). Este cuestionario consta de dos apartados, que proceden de dos técnicas parecidas.

El primer apartado, llamado Cuestionario A del “Mejor amigo” (o del bus/tren), está basado en la técnica de las nominaciones y asignación de rangos positivos. El segundo apartado, llamado “cuestionario sociométrico B”, resume las preguntas de “más/menos Gustar” y “más/menos Jugar”, y difiere del anterior en que recoge tanto nominaciones como rangos positivos y negativos. El primero es una adaptación del cuestionario de “Mejor amigo” de Parker y Asher (1993), así como de Rose y Asher (1999). El segundo está basado en los cuestionarios de Hartup y colaboradores (1988) para el concepto de gustar y de Fonzi y col. (1997) para el contexto de Jugar.

Nominaciones y rangos de preferencia para el contexto del “Mejor amigo”: A todos y cada uno de los niños-as se les mostraba el dibujo de un *autobús* con cuatro ventanas vacías donde pegaban las fotos de sus “mejores amigos”. Estos “mejores amigos” eran nombrados primero por el preescolar, y después recortados de un folio con las fotos de los compañeros de clase. Los sujetos podían elegir hasta cuatro pares, y tenían libertad para nombrar a más

compañeros. Cuando no nominaban a compañeros de clase se les volvía a preguntar sobre sus compañeros para poder recoger unas nominaciones válidas (aunque en unos pocos casos no fue posible, ya que algunos niños tenían amigos en otras clases, y de hecho compartían la hora de recreo). Las nominaciones y los rangos de preferencia eran de carácter positivo, es decir, sólo nombraban a los que consideran sus amigos (véase el ítem “a” del **apéndice B**). Dentro del autobús o tren, el lugar de la ventana en el cual se pegaban las fotos de los pares elegidos reflejaba hasta 4 rangos de preferencia positiva de mayor a menor (de 1 a 4). Es decir, mayor rango de preferencia cuanto más cerca estuviera la foto del sujeto elegido de la primera ventanilla del dibujo (la del conductor o sujeto “elector”).

Las categorías de amistad utilizadas fueron (véase Parker y Asher, 1993; Rose y Asher, 1999; Peterson y Siegal, 2002):

- 1) *Amigos Buenos* (“very best friend”): los pares nombrados por el preescolar con un rango de uno (primera ventana) y que le eligen también a él con rango de preferencia de uno.
- 2) *Amigos Mutuos o recíprocos* (“mutual best friend”): los pares nombrados por el preescolar y que también le nombran a él independientemente del rango (con rango superior a 4 no se tienen en cuenta para el análisis).
- 3) *Amigos Unilaterales (positivos)*: los pares nombrados por el preescolar, pero que no le nombran a él (esta categoría se añadió para compararlo con las categorías de amistad y de no amistad utilizadas en el segundo apartado de estatus de amistad).
- 4) *No amigos* o pares no nombrados (es una categoría añadida o creada a posteriori).

Nominaciones y rangos de preferencia en “más/menos Gustar y Jugar”: En este apartado se aplicó la misma técnica utilizada para hallar el estatus de aceptación social (nominaciones positivas y negativas, y los rangos de preferencia respectivos). Es decir, se utilizó para ambos casos la información recogida con el procedimiento del apartado de estatus de aceptación social.

Las categorías que se manejaron en este caso son las siguientes (véase Hartup y col., 1988; Fonzi y col., 1997; Pelligrini y col., 1997):

- 1) *Asociados Buenos*: las díadas de pares en las cuales cada niño elige al otro como el compañero que le gusta con rango uno (categoría añadida a posteriori).
- 2) *Asociados Mutuos positivos*: las díadas de pares en las cuales cada niño elige al otro como el compañero que le gusta.
- 3) *Asociados Unilaterales positivos*: las díadas donde sólo el preescolar (sujeto A) elige al otro (sujeto B) como que le gusta, pero él (sujeto A) no es elegido por nadie como que no gusta.
- 4) *Asociados Mutuos Negativos*: las díadas de pares en las cuales cada niño elige al otro como el compañero que no le gusta.
- 5) *Asociados Unilaterales Negativos*: Esta categoría se añadió al encontrar datos sobre la elección negativa del preescolar (sujeto A) hacia los otros pares (Sujeto B) y éstos (sujetos B) no nombrar al preescolar ni positivamente, ni negativamente.
- 6) *Asociados Neutros (o no amigos)*: aquellos sujetos que no han sido elegidos por el sujeto A como que le gustan o como que no le gustan.
- 7) *Elección Opuesta (-/+)* es la categoría de amistad donde el preescolar elige negativamente a un par, y este par le elige positivamente a él (es una categoría añadida); y *Elección Opuesta (+/-)*, donde el preescolar elige a un par positivamente y este par le elige a él negativamente (también es una categoría añadida).

3.2.3. Análisis de datos

El estatus de aceptación social de cada sujeto se halló, para los contextos de más/menos gustar y de más/menos jugar, aplicando el “Sistema CDC” (e.g., Coie y col., 1982) de la manera que se ha explicado en el apartado 3.2.2 de este capítulo. El estatus de aceptación de las díadas de antagonistas de los conflictos fue calculado solamente para el capítulo 4. Este estatus diádico se extrajo de las combinaciones posibles de las diferentes categorías de estatus social (del contexto de “+/- Gustar” y de “+/- Jugar”), utilizándose para los análisis las díadas de populares, rechazados y aislados (véase el apartado de análisis de datos del capítulo 4).

Para el estudio de la relación entre las diferentes clasificaciones de estatus de aceptación social de cada participante (consistencia), así como de su estabilidad, se utilizó el test Kappa para los datos categóricos (estatus), y correlación de Pearson para los datos continuos (índices de preferencia social (SP) e Impacto social (SI), y puntuaciones LM y LL). Kappa y r de Pearson se usaron como estadísticos de pruebas de contraste de hipótesis (véase [tabla 3.2](#)).

El estatus de amistad se halló por díada, aplicando las técnicas de nominación y asignación de rangos de: (a) Parker y Asher (1993), así como de Rose y Asher (1999), para el contexto del mejor amigo; (b) Hartup y col. (1988) para el contexto de más/menos gustar; (c) Fonzi y col. (1997) para más/menos jugar.

Para los análisis de consistencia y estabilidad de las categorías de amistad se utilizó la prueba de Kappa. Así mismo, para poder hacer las comparaciones entre las tres clasificaciones de amistad (contextos de Gustar, Jugar, y Mejor amigo) se realizaron dos re-codificaciones.

En ambos casos (estatus social y de amistad), los análisis de consistencia se hicieron por edades (3, 4 y 5 años). Los análisis longitudinales, en los casos en los que no había datos suficientes por grupos de edad, se hicieron uniendo los grupos de edad de 3-4 y 4-5 años.

Las matrices del programa estadístico SPSS que recogen los datos anteriores (para los análisis de consistencia y estabilidad) son de dos tipos. Un tipo recoge los datos de los dos cursos y otro tipo recoge los datos según las muestras relacionadas. En el caso concreto del *estatus de amistad*, finalmente se han utilizado esas dos matrices con datos no duplicados (díadas diferentes) donde, también por contexto (Gustar, Jugar, y Mejor amigo), se recoge la información diádica sobre amistad teniendo en cuenta tanto el tipo de elección (positiva, negativa, o nula) como la dirección de elección (quién elige a quién: A-B o B-A). Como consecuencia, las 4 o 7 categorías de amistad iniciales pasan a ser cinco o diez, respectivamente (véanse las notas escritas a pie de [tabla 3.5](#) del [apéndice D](#)).

El análisis de la influencia de la variable sexo sobre el estatus de aceptación social (que es una variable de sujeto), se estudió para abordar dos asuntos: la

presunta existencia de preferencias hacia sujetos del mismo sexo y la relación entre el estatus social y el sexo.

Para el contraste de la hipótesis de preferencia hacia sujetos del mismo sexo se construyó un índice basado en la diferencia entre las frecuencias observadas de elección de niños del mismo sexo y la frecuencia esperada en función del azar (las elecciones son equiprobables), dada la proporción de niños del mismo sexo en cada clase. *Valores positivos*, por tanto, indicarían una elección de niños del mismo sexo por encima de lo esperado, mientras que *valores negativos* serían indicativos de la tendencia contraria (i.e., una elección de sujetos del otro sexo). Un *valor igual a cero* indicaría, finalmente, una elección igual a la esperada y, por tanto, ausencia de tendencia a elegir compañeros del mismo sexo.

Este índice se calculó tanto para las nominaciones positivas como para las negativas del cuestionario sociométrico de “más/menos jugar” (i.e., positivas: ¿Con quién juegas/ jugarías más o te gusta más jugar?; Negativas: ¿Con quién te gusta menos jugar, o menos juegas, o no jugarías?). En definitiva, lo que se espera son valores positivos para el caso de nominaciones positivas, y negativos en el caso de nominaciones negativas.

Para este análisis, se llevó a cabo, para cada grupo de edad (3, 4 y 5 años), una prueba T para una muestra, con media poblacional igual a 0 como hipótesis nula. Dado que se especifica la dirección del efecto, se utilizó un contraste unilateral derecho para el caso de las nominaciones positivas, y unilateral izquierdo en el caso de las negativas. Así mismo, se analizaron las posibles diferencias en esta tendencia entre niños y niñas. Para ello se llevó a cabo, para cada grupo de edad, una prueba t de Student para muestras independientes.

Para finalizar, parece oportuno señalar que, para averiguar si el estatus de aceptación social estaba relacionado con el sexo de los sujetos, se aplicó la prueba de independencia χ^2 de Pearson (i.e., relación entre variables nominales).

3.3. Resultados. Consistencia y estabilidad de las clasificaciones sociométricas

3.3.1. Estatus de aceptación social

A. Coherencia (consistencia). ¿Producen *gustar* y *jugar* los mismos resultados? (véase en el [apéndice C](#) la [tabla 3.3](#))

En este apartado queremos comprobar si se obtienen los mismos resultados por grupos de edad. Puede ser que la edad tenga algún efecto, así, por ejemplo: (H_1) los niños más pequeños pueden no diferenciar entre gustar y jugar, mientras que a medida que crecen puede que sí sean capaces de hacer esta discriminación. O a la inversa, (H_0) los niños pequeños podrían distinguir entre los compañeros con los que juegan y los niños que les gustan más, mientras que los mayores podrían distinguir los compañeros de juego de los compañeros que más les gustan.

Tabla 3.2. Kappa y r de Pearson

Kappa	Acuerdo
[1.0 - 0.75]	Excelente
> 0.41	Bueno
<= 0.41	Pobre
0.0	Las clasificaciones son independientes
< 0.0	Desacuerdo > acuerdo
-1.0	Completo desacuerdo
Pearson r	Correlación
≥ 0.90	Alta
En la proximidad o < 0.50	Moderada
≤ 0.30	Pequeña
H_0 : Independencia/ No acuerdo/ No estabilidad; H_1 : Relación/ Acuerdo/ Estabilidad; $\alpha = 0.05^*$ o 0.01^{**}	

Para 3 años, datos categóricos: Las tablas del test de Kappa para cada categoría de aceptación social y para la muestra en general (Kappa =0.023; $p = 0.318$ o n.s.; $n = 89$), nos muestran que no hay acuerdo y que ambos contextos de evaluación del estatus (Gustar y Jugar) miden cosas diferentes; es decir, *los preescolares de 3 años diferencian entre pares que les gustan y*

pares con los que juegan. Solo para la categoría rechazado (Kappa =0.190; $p =0.0359$; $n =89$) se observa un *acuerdo significativo pero pobre*.

Para 3 años, datos continuos: Las correlaciones nos muestran que solamente el índice de Preferencia social (SP) muestra una relación *significativa pero pequeña* (Pearson $r =0.239^*$; $p =0.024$; $n =89$), es decir, hay una tendencia a producir clasificaciones algo similares pero con muchas excepciones. Se puede concluir también que *los contextos de evaluación del estatus miden cosas diferentes; y que, por lo tanto, los niños de 3 años diferencian entre pares que les gustan y pares con los que juegan*.

Para 4 años, datos categóricos: Encontramos que los preescolares de 4 años muestran valores Kappa significativos y más altos, que los de 3 años, solamente para los populares (Kappa =0.227; $p =0.0134$; $n =94$) y aislados (Kappa =0.227; $p =0.0134$; $n =94$), pero que, aun así, muestran un *acuerdo pobre*. Y para la muestra en general se observa el mismo patrón (Kappa =0.104; $p =0.0142$; $n =94$). Es decir, también hay una tendencia a ser algo similares pero con muchas excepciones. Por tanto, se puede concluir que las clasificaciones (contextos) miden cosas distintas; y, por consiguiente, *también los niños de 4 años tienden a diferenciar entre pares que les gustan y pares con los que juegan, aunque en menor medida que los de 3 años*. Así mismo, este patrón es más claro en los preescolares de 4 años con estatus de populares y aislados.

Para 4 años, datos continuos: En el índice SP (Pearson $r =0.425^{**}$; $p \leq 0.001$; $n =94$) y la puntuación LM (Pearson $r =0.472$; $p \leq 0.001$; $n =94$) encontramos una relación *significativa pero moderada*. Esto lleva a concluir que a diferencia de los de 3 años, y según el índice SP y las puntuaciones LM, *los preescolares de 4 años empiezan (de manera moderada) a no diferenciar entre pares que les gustan y pares con los que juegan*.

Para 5 años, datos categóricos: Los niños de 5 años presentan valores de *acuerdo significativos y buenos en el caso de los populares* (Kappa =0.492; $p \leq 0.001$; $n =93$), rechazados (Kappa =0.524; $p \leq 0.001$; $n =93$) y aislados (Kappa =0.469; $p \leq 0.001$; $n =93$). La *muestra en general* muestra un *acuerdo pobre* pero mayor que para los de 4 años (Kappa =0.261; $p \leq 0.001$; $n =93$). Como consecuencia de todo ello, se concluye que para los preescolares de 5 años con estatus de populares, de rechazados-agresivos y de aislados (rechazados

no-agresivos), las clasificaciones (contextos) no miden cosas distintas y, por lo tanto, *no diferencian entre pares que les gustan y pares con los que juegan*. Por el contrario, para la muestra en general, solamente se puede concluir que los preescolares de 5 años (como los de 4 años) *tienden a diferenciar entre pares que les gustan y pares con los que juegan, aunque en menor medida que los de 3 años*.

Para 5 años, datos continuos: Los niños de 5 años presentan *relaciones significativas y moderadas*. En concreto, tanto en SP (Pearson $r = 0.710$; $p \leq 0.001$; $n = 93$) y SI (Pearson $r = 0.540$; $p \leq 0.001$; $n = 93$) como en LM (Pearson $r = 0.651$; $p \leq 0.001$; $n = 93$) y LL (Pearson $r = 0.670$; $p \leq 0.001$; $n = 93$). Esto lleva a concluir que *los preescolares de 5 años, al igual que los de 4 años, tienden a no diferenciar tanto entre pares que les gustan y pares con los que juegan*.

B. Estabilidad (continuidad). ¿Cambia con la edad la clasificación con relación a gustar y con respecto a jugar? (véase en el [apéndice C](#) la [tabla 3.4](#))

Datos categóricos: En este caso en concreto, no hubo datos suficientes por grupos de edad (3-4 y 4-5 años) por lo que hubo que trabajar con los datos agrupados.

En el *contexto de Jugar*, solo se hallaron valores de acuerdo pobres para los populares (Kappa $= 0.192$; $p = 0.043$; $n = 78$) y aislados (Kappa $= 0.277$; $p = 0.00636$; $n = 78$). En el resto de categorías, así como para la muestra en general, no se encontró acuerdo y, por tanto, estabilidad.

En el *contexto de Gustar* no se encontró acuerdo o estabilidad alguna, ni por categorías, ni para la muestra en general.

Se concluye que no hay estabilidad en las clasificaciones, y que esta es pobre para populares y aislados (contexto de Jugar).

Grupo de 3-4 años, datos continuos: Los preescolares que tenían 3 años en el primer curso escolar y 4 años en el segundo curso, solamente presentan *relaciones moderadas*. En *Gustar*, para las medidas continuas SP (Pearson $r = 0.397$; $p = 0.009$; $n = 42$) y LM (Pearson $r = 0.416$; $p = 0.006$; $n = 42$). En *Jugar* para SI (Pearson $r = 0.376$; $p = 0.014$; $n = 42$) y LL (Pearson $r = 0.346$; $p = 0.025$; $n = 42$).

Grupo de 4-5 años, datos continuos: Se encontraron *correlaciones moderadas*. En el índice SP para el contexto de *Gustar* (Pearson $r = 0.384$; $p = 0.021$; $n = 36$) y para el de *Jugar* (Pearson $r = 0.398$; $p = 0.016$; $n = 36$). En el contexto de *Jugar* para las puntuaciones LM (Pearson $r = 0.631$; $p \leq 0.001$; $n = 36$).

Se concluye que, en el caso de las medidas continuas (sobre todo de SP), hay estabilidad moderada en las clasificaciones. En concreto, en el contexto de *Gustar* (cuestionario de más/menos gustar) se observa que solamente para el índice de preferencia social (recordemos que $SP = LM - LL$) y las puntuaciones “Like Most” (LM) hay estabilidad, aunque moderada. En el caso del contexto de *Jugar*, hay estabilidad moderada en el grupo de preescolares de 3-4 años, solamente para el índice de impacto social ($SI = LM + LL$) y las puntuaciones “Like Least” (LL), mientras que en el grupo de 4-5 años solo las medidas de preferencia social (SP) y “Like Most” (LM) son las que también muestran estabilidad moderada.

Por otro lado, todos los resultados de las medidas categóricas (sobre consistencia y estabilidad) sugieren la posibilidad de una relación entre el índice SP y las puntuaciones LM, así como entre el índice SI y las puntuaciones LL. Puede ser que, en estas muestras de estudio, las puntuaciones LM tengan más peso en el índice de preferencia social y las LL en el índice de impacto social.

3.3.2. Estatus de amistad

A. Coherencia (consistencia). ¿Producen gustar, jugar y mejor amigo los mismos resultados?

La consistencia encontrada tanto a nivel general (sin diferenciar entre categorías) como por cada categoría de amistad, es pobre o baja (véase la [tabla de resultados 3.5 del apéndice D](#)). La excepción se encontró en la muestra de 5 años donde existe un acuerdo bueno para las categorías “amigos mutuos” y “no amigos” (según las dos re-codificaciones “mejor amigo-Jugar” [C1 y C2]) [para C1: $Kappa_{(amigos\ mutuos)} = 0.531$; $p \leq 0.001$; $Kappa_{(no-amigos)} = 0.426$;

$p \leq 0.001$; para C2: $Kappa_{(amigos\ mutuos)} = 0.426$; $p \leq 0.001$; $Kappa_{(no-amigos)} = 0.416$; $p \leq 0.001$; $n_{(C1\ y\ C2)} = 1036$].

Cabe señalar que los dos tipos de re-codificación utilizados en cada comparación producen los mismos resultados, pero es la C2 la que aporta otra categoría de amigos o asociados mutuos, la de amigos o asociados buenos (véase en el [apéndice D](#) la tabla de resultados 3.5 y las notas del pie de tabla).

Desde la perspectiva de las categorías sociométricas de amistad, encontramos un acuerdo pobre para las categorías siguientes: (a) en las comparaciones Mejor amigo-Gustar y Mejor amigo-Jugar, para las categorías de amigos mutuos (con un acuerdo bueno en “mejor amigo-jugar” de 5 años tanto en la comparación 1ª o C1 como en la comparación 2ª o C2, que se ha citado antes: para C1: $Kappa_{(amigos\ mutuos)} = 0.531$; $p \leq 0.001$; para C2: $Kappa_{(amigos\ mutuos)} = 0.426$; $p \leq 0.001$; $n_{(C1\ y\ C2)} = 1036$), de amigos buenos (en C2; excepto en “mejor amigo-gustar” de 3 años que no sale significativo), de unilaterales, y de no-amigos (con un acuerdo bueno en “mejor amigo-jugar” de 5 años tanto en C1 como en C2, también citado anteriormente: para C1: $Kappa_{(no-amigos)} = 0.426$; $p \leq 0.001$; para C2: $Kappa_{(no-amigos)} = 0.416$; $p \leq 0.001$; $n_{(C1\ y\ C2)} = 1036$); y (b) en las comparaciones Gustar-Jugar, para las categorías de asociados mutuos, de asociados buenos (en C2), de unilaterales positivos, de unilaterales negativos (en concreto, a partir de los 4 años aparece la categoría de unilaterales negativos 0-2 en C1 y C2, es decir, aparece la categoría que recoge que el sujeto A no elige negativamente al sujeto B, pero el sujeto B elige al sujeto A respecto a que no le gusta o no juega con él), de la categoría de elección opuesta +/- (para 4 y 5 años en C1 y C2), y de asociados neutros (para 5 años en C1 y C2). Véanse todos los resultados en la tabla 3.5 del [apéndice D](#).

De hecho, como ya se ha recogido arriba, entre los contextos (y técnicas) de mejor amigo y jugar, el acuerdo llega a ser bueno para las categorías de amigos mutuos y de no-amigos, aunque solamente a los 5 años de edad. Mientras que esta consistencia es pobre a los 3 y 4 años (véase la tabla 3.5 del [apéndice D](#)). Esto significa que para los preescolares de 5 años los dos contextos o criterios de nominación miden lo mismo respecto a los estatus de amigos mutuos y de no-amigos. Así mismo, el grado de concordancia para el resto de categorías sociométricas es pobre a cualquier edad (véase la tabla 3.5 del [apéndice D](#)).

En las comparaciones de mejor amigo y gustar, el grado de acuerdo o concordancia es pobre para todas las edades y clasificaciones sociométricas (véase la tabla de resultados 3.5 del [apéndice D](#)).

Incluso en las comparaciones gustar-jugar se encuentra que el grado de acuerdo es pobre para cualquiera de las categorías sociométricas: (a) las categorías asociados mutuos y unilaterales positivos muestran una concordancia pobre a todas las edades, (b) la categoría “asociados neutros” (que, por definición operativa, es la más parecida a la categoría de no-amigos del contexto de mejor amigo) muestra acuerdo pobre solamente a los 5 años (para C1 y C2: $Kappa = 0.166$; $p \leq 0.001$; $n = 1036$) ya que en el resto de edades $Kappa$ no es significativo, (c) los de “elección opuesta +/-” muestran un acuerdo pobre a partir de los 4 años, y (d) los “unilaterales negativos” desde los 3 años (aunque, como se ha indicado anteriormente, solamente a partir de los 4 años aparece la categoría de unilaterales negativos 0-2 en C1 y C2). Véase la tabla de resultados 3.5 del [apéndice D](#).

B. Estabilidad (continuidad). ¿Cambia con la edad la clasificación respecto a gustar, respecto a jugar y con relación a mejor amigo? (Véase el [apéndice D](#), y las [tablas](#) de resultados [3.6](#) y [3.7](#) de dicho [apéndice](#)).

La estabilidad encontrada ha sido pobre en los dos grupos de edad (se distinga o no por categorías). Así mismo, tanto para la técnica sociométrica basada en el criterio de Gustar como para la basada en el criterio de Jugar, los dos tipos de re-codificación (C1 y C2) utilizados en cada comparación producen los mismos resultados, y es también la C2 la que aporta la categoría de amigos buenos.

Respecto a las categorías sociométricas, en general encontramos una estabilidad pobre para las categorías siguientes: (a) en las comparaciones denominadas “mejor amigo” (comparación 1ª o C1 y comparación 2ª o C2 del cuestionario de mejor amigo), para las categorías de no-amigos (para los dos grupos de edad en C1 y C2), de amigos mutuos (para el grupo de 4-5 años en C1 y C2; y para el grupo de 3-4 años en C1) y de amigos buenos (para el grupo de 4-5 años en C2); y (b) en las comparaciones, de un año para otro, de los cuestionarios de “Gustar” y de “Jugar” (grupo de 3-4-5 años), para las

categorías de elección opuesta -/ + (en Gustar C1 y C2), de unilaterales positivos y de unilaterales negativos (0-4 y 0-2) [en Gustar C1 y C2], de asociados neutros (en Gustar C1, y en Jugar C1 y C2), de asociados mutuos (en Gustar C1, y en Jugar C1 y C2), de asociados buenos (en jugar C2) y de asociados mutuos negativos (en Jugar C1 y C2). Véanse los resultados en las [tablas 3.6 y 3.7 del apéndice D](#).

3.3.3. Influencia de la variable sexo sobre el estatus de aceptación social (con el cuestionario de más/ menos jugar)

A. Preferencia hacia sujetos del mismo sexo

A.1. Análisis global de la preferencia hacia sujetos del mismo sexo y rechazo hacia sujetos de diferente sexo

Los resultados muestran el mismo patrón para los tres grupos de edad: una tendencia a elegir (i.e., realizar nominaciones positivas) sujetos del mismo sexo y a rechazar (i.e., realizar elecciones o nominaciones negativas) sujetos del otro sexo.

Niños de 3 años: rechazamos la hipótesis de que la media poblacional es igual a 0, tanto para el caso de las nominaciones positivas ($t = 3,821$; g.l. = 88; $p \leq 0,001$; diferencia media = 0,42) como para el de las negativas ($t = -1,999$; g.l. = 88; $p = 0,024$; diferencia media = -0,156).

Niños de 4 años: rechazamos la hipótesis de que la media poblacional es igual a 0, para el caso de las nominaciones positivas ($t = 5,541$; g.l. = 93; $p \leq 0,001$; diferencia media = 0,58). Sin embargo, para las nominaciones negativas se acepta la hipótesis nula, lo que indica que, en este caso, no hay tendencia a elegir pares del mismo sexo ($t = -1,372$; g.l. = 93; $p = 0,086$; diferencia media = -0,14).

Niños de 5 años: rechazamos la hipótesis de que la media poblacional es igual a 0, tanto para el caso de las nominaciones positivas ($t = 8,780$; g.l. = 92; $p \leq 0,001$; diferencia media = 0,94) como para el de las negativas ($t = -2,633$; g.l. = 92; $p = 0,005$; diferencia media = -0,27).

A.2. Diferencias en las preferencias hacia sujetos del mismo sexo entre niños y niñas

En términos generales no encontramos diferencias estadísticamente significativas entre niños y niñas, en ninguno de los grupos de edad, salvo en el caso del grupo de cuatro años en el que encontramos una tendencia a realizar elecciones negativas (o al rechazo) de sujetos de diferente sexo en el caso de las niñas ($\bar{X} = -0,42$; $s = 0,98$) y no en el de los niños ($\bar{X} = 0,41$; $s = 0,95$), $t(92) = -2,249$; $p = 0,027$). En el caso de los niños de 3 años lo que se observa es que el grupo de las niñas muestra una tendencia mayor que el de los niños al rechazo de pares de diferente sexo ($\bar{X}_{niñas} = -0,34$; $s_{niñas} = 0,72$; $\bar{X}_{niños} = -0,05$; $s_{niños} = 0,73$), aunque no llega a ser estadísticamente significativo, $t(87) = -1,827$; $p = 0,07$. Caso distinto es el de los niños de 5 años, en los que la tendencia al rechazo de sujetos de distinto sexo en el grupo de niños y de niñas tiende a ser similar ($\bar{X}_{niñas} = -0,27$; $s_{niñas} = 1,02$; $\bar{X}_{niños} = -0,28$; $s_{niños} = 0,98$), aunque no es estadísticamente significativo ($t(91) = 0,0939$; $p = 0,926$).

Otro resultado a resaltar es que en los grupos de edad de 3 y 4 años las niñas tienden a preferir en mayor medida que los niños a compañeros del mismo sexo (3 años: $\bar{X}_{niñas} = 0,60$; $s_{niñas} = 1,12$; $\bar{X}_{niños} = 0,33$; $s_{niños} = 1,01$; 4 años: $\bar{X}_{niñas} = 0,79$; $s_{niñas} = 1,04$; $\bar{X}_{niños} = 0,44$; $s_{niños} = 0,98$), pero de manera no significativa (3 años: $t(87) = 1,137$, $p = 0,259$; 4 años: $t(92) = 1,665$, $p = 0,099$). En el caso del grupo de cinco años, esta tendencia se invierte ($\bar{X}_{niñas} = 0,73$; $s_{niñas} = 1,12$; $\bar{X}_{niños} = 1,16$; $s_{niños} = 0,85$) alcanzando valores cercanos a la significación, $t(91) = -1,88$, $p = 0,06$.

B. Relación entre aceptación social y sexo

No se encontró evidencia empírica suficiente para rechazar la hipótesis de independencia entre la variable sexo y el estatus de aceptación social.

3.4. Discusión

3.4.1. Consistencia de las clasificaciones sociométricas

A. Estatus de aceptación social

A medida que aumenta la edad de los preescolares, mayor es el grado de acuerdo (coherencia) entre las clasificaciones sociométricas obtenidas por los criterios/contextos de nominación de más/menos gustar y la de más/menos jugar. En concreto, se pasa de la ausencia de coherencia entre las clasificaciones, a la edad de 3 años, a una consistencia pobre a los 4 y 5 años. Se puede señalar, por tanto, que los preescolares mayores (a partir de los 4 años) parecen diferenciar, aunque en menor grado que los de 3 años, entre los pares que les gustan y los pares con los que juegan.

Estos resultados sugieren que a la edad de 3 años (en esta muestra de estudio) los criterios de nominación (gustar y jugar) tienen un significado distinto, de tal forma que los preescolares de 3 años distinguen entre los criterios de gustar y jugar (entre los niños que les gustan y con los que juegan). Así mismo, a medida que aumenta la edad (a los 4 y 5 años), estos criterios de clasificación, aun teniendo un significado distinto, pueden estar basados en conceptos que tienen algún denominador común. En estas edades, no es que no haya consistencia, sino que la consistencia es pobre. Es decir, que para los preescolares de estas edades estos criterios se pueden solapar en su significado, a pesar de que no se pueda concluir que exista un patrón bien establecido. Por lo tanto, estos resultados parecen indicar que la coherencia entre criterios se desarrolla con la edad.

Si nos centramos en las muestras según el estatus social, en los preescolares de 5 años las dos clasificaciones (la de gustar y la de jugar) producen los mismos resultados (acuerdo bueno) para los estatus de populares, aislados y rechazados. Es decir, los preescolares de 5 años con estos estatus sociales (importantes en el ámbito de la intervención educativa o clínica) no diferencian entre los pares que les gustan y los pares con los que juegan. Sin embargo, a los 3 y a los 4 años hay una tendencia, aunque pobre, a que ambas clasificaciones converjan tanto en los rechazados como en populares y aislados, respectivamente. Es decir, que los preescolares de 3 y 4 años con estos estatus diferencian entre los pares que les gustan y con los que juegan.

Estos datos sugieren que para los preescolares de 3 años (rechazados) y de 4 años (populares y aislados), los criterios de nominación (gustar y jugar) tienen un significado distinto (al presentar una consistencia pobre). Mientras que para los de 5 años (populares, rechazados, y aislados) estos criterios de clasificación no tienen un significado diferente (al mostrar una coherencia buena). Así mismo, se observa que la concordancia (aunque pobre en algunos casos) se da en las categorías sociométricas susceptibles de intervención (rechazados y aislados).

Respecto a las medidas de consistencia continuas, se pasa de una relación pequeña entre las dos clasificaciones (gustar y jugar) a la edad de 3 años, es decir, a diferenciar entre pares que les gustan y pares con los que juegan, a una relación moderada a partir de los 4 años, es decir, a no diferenciar entre los pares que les gustan y con los que juegan.

En concreto, se puede concluir que: (a) el índice SP (LM - LL) muestra un grado de acuerdo o consistencia entre ambos criterios de nominación (gustar y jugar) que aumenta con la edad, pasando de una relación pequeña (3 años) a una moderada (mayor en 5 que en 4 años), (b) esta medida es la única que muestra coherencia en todas las edades estudiadas (3, 4 y 5 años), (c) la puntuación LM muestra una relación moderada entre ambos contextos solamente para los 4 y 5 años, (d) tanto la puntuación SI como la LL muestran un grado de acuerdo moderado solamente para los preescolares de 5 años.

Como consecuencia de todo esto, se puede considerar que el índice SP es la medida continua más consistente de las cuatro medidas estudiadas, seguida de la puntuación LM. Lo que va en el mismo sentido de lo encontrado en los estudios de *estabilidad* y cambio con medidas continuas (Jiang y Cillessen, 2005), es decir, las puntuaciones SP (y las de las ratios) son buenas para el estudio de la consistencia. Así mismo, sí observamos las correlaciones de Pearson de algunas de las medidas continuas, también se observa un aumento de los valores con la edad. Es decir, no solo pasan de bajas a moderadas (en concreto del índice SP: de 0,239 a 0,425) sino que también las “r” moderadas aumentan con la edad (SP: de 0,425 a 0,710; LM: de 0,472 a 0,651).

En los estudios de ***estabilidad*** se ha visto que el criterio de nominación no es un factor que medie la estabilidad de las medidas continuas (Jiang y Cillessen, 2005). Así mismo, hay trabajos que demuestran que con la edad

aumenta la estabilidad de las medidas sociométricas continuas (Asher y col., 1979; Jiang y Cillessen, 2005) y categóricas (Cillessen y col., 2000).

Sí estos resultados los comparamos con los de **consistencia** de este trabajo, sobre todo con los obtenidos en las medidas continuas, se puede plantear que los criterios de nominación pueden constituir un factor que medie la concordancia a ciertas edades (al menos para los preescolares de 3 años). Es decir, a mayor edad (en un rango de edad de 3-5 años) mayor será la concordancia (no-diferenciación) entre criterios.

Como conclusión general se puede afirmar que los resultados de los análisis, tanto de los datos categóricos como de los continuos, parecen indicar un posible proceso de adquisición de consistencia con la edad.

Por último, hay que señalar que este es el primer estudio sobre estatus de aceptación social en el que se compara la concordancia de una misma técnica de nominación aplicada a dos contextos diferentes. Es decir, para una misma técnica de nominación se han utilizado dos criterios de nominación, uno general y otro específico de situación [i.e., gustar y jugar], y se ha estudiado la concordancia (i.e., consistencia) de las categorías sociométricas y de los datos continuos (de estatus social) obtenidos con ambos criterios. Cuando en un mismo estudio se han utilizado varios criterios/contextos de nominación, las puntuaciones sociométricas se han calculado a través de la suma de las elecciones que cada niño-a ha recibido de todos los compañeros a través de todas las situaciones o contextos (e.g., estatus social: Peery, 1979; Jiang y Cillessen, 2005).

Asher y Dodge (1986) analizaron tanto la concordancia entre la puntuación D (Like least) y la puntuación LPR (lowest play rating), como la coherencia entre dos clasificaciones sociométricas diferentes (la técnica de nominación clásica y la que propusieron ellos). No obstante, en el presente trabajo no se compara la coherencia entre dos puntuaciones sociométricas distintas (i.e., distintas en el criterio y técnica sociométrica en el que están basadas) como sí hacen Asher y Dodge, ni entre dos técnicas sociométricas diferentes (salvo en el estudio del *estatus de amistad* donde se compara una técnica unidimensional con otra bidimensional: mejor amigo vs. más/menos gustar, mejor amigo vs. más/menos jugar). Lo que se analiza es la coherencia de las medidas continuas (LM, LL, SP, SI) y de las categóricas de estatus social,

obtenidas como resultado de aplicar el sistema CDC, sobre la base de dos criterios de nominación (gustar y jugar).

Por otro lado, aunque en este trabajo no se ha hecho, hay autores que han estudiado la posible influencia del tipo de criterio (contexto) de nominación sobre la **estabilidad** (a largo plazo) de las medidas continuas (Jiang y Cillessen, 2005), así como la **concordancia** entre los diferentes métodos o sistemas de clasificación sociométricos en la asignación de sujetos a los grupos de estatus sociométricos (Sistemas CDC, NB, AD y R: Terry y Coie, 1991).

B. Estatus de amistad

Las puntuaciones kappa muestran un acuerdo pobre para la muestra en general, a pesar de que estas puntuaciones aumentan con la edad. Por lo tanto, los contextos de evaluación del estatus (Mejor Amigo, Gustar y Jugar) parece que miden cosas diferentes. Es decir, los preescolares de esta muestra diferencian, de alguna manera, entre pares que consideran su mejor amigo, pares que les gustan y pares con los que juegan.

Desde la perspectiva de las categorías sociométricas de amistad, aunque las puntuaciones aumenten con la edad, en general también encontramos un acuerdo pobre. De todas formas, aunque la concordancia entre los contextos comparados es pobre para las categorías sociométricas, los preescolares de nuestra muestra distinguen entre pares que son amigos (mutuos, buenos y unilaterales positivos) y pares que no son sus amigos (no-amigos, asociados neutros, asociados negativos mutuos, unilaterales negativos y los de elección opuesta +/-). Es decir, los resultados apuntan a que los preescolares de las tres edades estudiadas (3-5 años) tienen claro quiénes son sus amigos y sus no amigos.

Estos resultados también nos sugieren una *influencia de la edad* en la consistencia al menos de ciertos contextos. De hecho, entre los contextos de mejor amigo y jugar, el acuerdo llega a ser bueno para las categorías de amigos mutuos y de no-amigos solamente a los 5 años de edad, mientras que esta consistencia es pobre a los 3 y 4 años. Esto significa que para los preescolares de 5 años los dos contextos o criterios de nominación miden lo

mismo respecto a los estatus de amigos mutuos y de no-amigos. Así mismo, el grado de concordancia para el resto de categorías sociométricas es pobre a cualquier edad.

Con relación a las categorías de amigos o asociados mutuos y amigos o asociados buenos (comparación entre mejor amigo-gustar), se observa que a partir de los 4 años los preescolares distinguen entre amigos mutuos y amigos buenos, mientras que en el grupo de edad más joven (3 años) no se hace esta discriminación entre los considerados como amigos. Es decir, para los preescolares de mayor edad no todos los amigos mutuos son amigos buenos, mientras que para los preescolares de menor edad no hay amigo mutuo que destaque por encima de los otros en el grado de asociación. Sin embargo, cuando nos centramos tanto en la comparación de los contextos de gustar y de jugar, como en la comparación entre mejor amigo-jugar, a todas las edades estudiadas se diferencia entre amigos mutuos y amigos buenos.

A la vista de estos resultados, se puede señalar que el criterio de nominación de más/menos jugar parece más adecuado para el estudio de la amistad a estas edades. Nuestro trabajo ha sido el primero en el que se analiza la concordancia (i.e., consistencia) de dos técnicas diferentes de nominación sociométricas que, a su vez, utilizan diferentes criterios o contextos de nominación para el estudio del estatus de amistad: (a) el cuestionario del mejor amigo, que recoge nominaciones de carácter positivo y se basa en un criterio específico y (b) los cuestionarios de más/menos gustar y más/menos jugar, que recogen nominaciones de signo positivo y negativo según dos criterios diferentes (uno general y otro específico de situación respectivamente). De hecho, al revisar la literatura, solamente encontramos que cuando en un mismo estudio, a la hora de recoger las nominaciones sobre el estatus de amistad, se han utilizado preguntas basadas en diferentes tipos de contextos de nominación (e.g., buenos amigos, jugar, o trabajar en clase), las elecciones realizadas por cada niño se han utilizado conjuntamente para la obtención de los diferentes grupos sociométricos de amistad, es decir, se han usado independientemente del tipo de contexto de nominación (e.g., véase Fonzi y col., 1997).

3.4.2. Estabilidad de las clasificaciones sociométricas

A. Estatus de aceptación social

Los estudios realizados hasta el momento, en preescolares y escolares, han encontrado que las medidas categóricas tienen una estabilidad promedio pobre (véase la revisión de Cillessen y col., 2000; y de Rubin y col., 1998; Terry y Coie, 1991; Asher y Dodge, 1986). En concreto, a largo plazo, la categoría rechazado es la más estable (Coie y Dodge, 1983; Newcomb y Bukowski, 1984; Asher y Dodge, 1986), seguida de la categoría popular (e.g., Coie y Dodge, 1983; Asher y Dodge, 1986), mientras que las categorías aislado y controvertido son más inestables (Coie y Dodge, 1983; Newcomb y Bukowski, 1984).

En este trabajo no se ha encontrado estabilidad en las clasificaciones cuando se considera la muestra general. Sin embargo, cuando se realiza el contraste por categorías sociométricas, la estabilidad es al menos pobre para populares y aislados (contexto de Jugar). Por tanto, nuestros resultados no coinciden con los que se han descrito hasta el momento, a excepción de la estabilidad de la categoría de aislados, aunque su valor kappa es incluso mayor que el de populares (0,277 frente a 0,192).

En otros estudios se ha hallado que la estabilidad de las categorías sociométricas aumenta con la edad (revisión de Cillessen y col., 2000), lo que apoya la teoría de la adquisición del estatus como un proceso de estabilización (Coie, 1990; Maassen y col., 2005).

Los resultados de este trabajo indican que a estas edades tan tempranas (3, 4 y 5 años), la estabilidad de los estatus de aceptación social popular y aislado es baja y la del resto de categorías es nula, lo que nos sugiere: (a) que este rango de edad podría ser de las primeras etapas de un proceso evolutivo de formación y establecimiento del estatus, y (b) que a estas edades sería más adecuado intervenir, en concreto, sobre los factores cognitivos, emocionales y conductuales de los niñas-os aislados y rechazados (e.g., se sugiere directa o indirectamente en revisiones y estudios con niños mayores de 5 años: Coie y col., 1991; Dodge y Feldman, 1990; Crick y Ladd, 1990; Denham y col., 1990; Dodge y col., 2003).

Con relación a las medidas continuas, el índice SP parece presentar más estabilidad de un año para otro en ambos grupos de edad (3-4 y 4-5 años), aunque ésta sólo sea moderada. Además, este resultado es común a ambos contextos (gustar y jugar) solamente para el grupo de 4-5 años (los preescolares que tienen 4 años en el primer curso y 5 años en el segundo curso), ya que en el grupo de preescolares de 3-4 años, la estabilidad es moderada para el contexto de gustar. Lo que de nuevo sugiere, que los preescolares de mayor edad (4-5 años) no diferencian entre compañeros que les gustan y aquellos con los que juegan.

Los valores de la correlación “r” de Pearson de la medida continua SP muestran un grado de estabilidad moderada y similar en ambos grupos de edad, los de 3-4 y los de 4-5 años [i.e., en el cuestionario de más/menos gustar es de 0,397 para el grupo de 3-4 años, y de 0,384 para el grupo de 4-5 años; en el cuestionario de más/menos jugar es de 0,398 para el grupo de 4-5 años], lo que va en el sentido de lo encontrado por Terry y Coie (1991) en escolares. Si no se tiene en cuenta el contexto de nominación, se puede decir que las puntuaciones LM presentan un grado de estabilidad moderada en ambos grupos de edad, lo que también iría en la dirección de lo encontrado por Terry y Coie (1991), es decir, las medidas SP y LM son igualmente estables en ambos grupos de edad (escolares de 3-4º grado y 4º-5º grado; véase la tabla 8 de la pág. 874 de este artículo). De la misma manera, se observa que aunque estas puntuaciones LM muestren una relación moderada para ambos grupos de edad, su valor de correlación es mayor en el grupo de preescolares de 4-5 años (en el contexto de gustar y para 3-4 años es de 0.416; en el contexto de jugar y para 4-5 años es de 0.631; siendo esta última relación similar a la encontrada en preescolares de 3-5 años en Ironsmith y Poteat (1990), con un 0.64 a las 7 semanas).

Esto último también pone de relieve que, en el grupo de mayor edad (4-5 años), las puntuaciones LM y SP son estables de manera moderada en el contexto de más/menos jugar. Por lo que es posible que a mayor edad, mayor sea la estabilidad de las medidas SP y LM cuando se evalúa el estatus social a través del criterio de más/menos jugar. Esto apoyaría lo descrito en otros estudios (Asher y col., 1979; Jiang y Cillessen, 2005), que encontraron que, a

medida que aumenta la edad, aumenta la estabilidad de las medidas sociométricas continuas.

Con relación a las puntuaciones SI y LL, éstas presentan estabilidad (moderada) en el grupo de preescolares de 3-4 años y solamente cuando se evalúa el estatus social según el cuestionario de más/menos jugar (SI= 0,376; LL= 0,346); Ironsmith y Poteat (1990), en preescolares de 3-5 años, encuentran un coeficiente de estabilidad similar para el SI (“r” de Pearson =0.43, a las 7 semanas) utilizando el mismo contexto de nominación (más/menos jugar). Por lo tanto, las medidas continuas SI (LM + LL) y LL son estables para los preescolares más jóvenes (3-4 años), según el contexto de jugar, mientras que las medidas SP (LM - LL) y LM son estables para ambos grupos de edad (en concreto, en los preescolares de 3-4 años: SP y LM para el contexto de gustar; en los de 4-5 años: SP y LM para gustar, y también SP para el contexto de jugar).

Como consecuencia de ello, el índice de impacto social (SI), seguido de las puntuaciones Like least (LL), obtenidas con el cuestionario de más/menos jugar, solo son estables en el grupo de preescolares más jóvenes (3-4 años), mientras que las medidas de SP y LM lo son para ambos grupos de edad (de 3-4 y de 4-5 años). Así mismo, los valores de estabilidad moderados, “r” de Pearson, de las medidas SP y LM [grupo de 3-4 años: $SP_{(gustar)}=0,397$; $LM_{(gustar)}=0,416$; y para el grupo de 4-5 años: $LM_{(jugar)}=0,631$; $SP_{(gustar)}=0,384$; $SP_{(jugar)}=0,398$] tienden a ser más altos que los de las medidas LL y SI (grupo de 3-4 años: $SI_{(jugar)}=0,376$; $LL_{(jugar)}=0,346$), lo que va en la línea de lo encontrado por Terry y Coie (1991).

En el mismo sentido de lo encontrado en la literatura, estos resultados también sugieren que las puntuaciones continuas, sobre todo las de SP y LM, son buenas para analizar la estabilidad y el cambio (e.g., Jiang y Cillessen, 2005), ya que son medidas más estables que las medidas sociométricas categóricas (para el índice SP y las ratios: Jiang y Cillessen, 2005). La estabilidad del índice SP (y la medida LM) parece aumentar con la edad (cuando el contexto de nominación es el de jugar) (similar a lo encontrado en Asher y col. [1979] con el contexto de jugar, y en Jiang y Cillessen [2005] independientemente del contexto), y la estabilidad de la puntuación SP es similar o no difiere en función del criterio de nominación utilizado (general vs.

específico de situación: 0,397 o 0,384 para el contexto de gustar vs. 0,398 para el de jugar) (similar en Jiang y Cillessen, 2005).

B. Estatus de amistad

Se observa una estabilidad pobre para la muestra en general. Por tanto, solo se puede concluir que a estas edades las amistades no son muy estables. Los trabajos de Hartup (1992), de Newcomb y Bagwell (1995), y de Rubin y colaboradores (1998, 2006) recogen que las relaciones de los más jóvenes parecen ser menos estables y diferenciadas que las de los más mayores. Esto nos sugiere que este rango de edad podría constituir una de las primeras etapas de un proceso evolutivo de formación y establecimiento de amistades.

Vandell y Mueller (1980) encuentran cierta estabilidad en la elección de amigos en niños-as de casi 22 meses de edad, así como que las interacciones positivas y preferencias mutuas se dan con las díadas preferidas a los 16, 19 y 22 meses de edad. Estos autores concluyen que la formación de la amistad podría depender tanto de características personales como de factores de reciprocidad. Nuestros resultados sugieren que el rango de edad estudiado en este trabajo podría representar una etapa de comienzo de un proceso evolutivo de formación y establecimiento de amistades, donde posiblemente se busque a los pares “afines” o que se prefieren mutuamente (lo cual puede considerarse un indicador de reciprocidad).

Respecto a las categorías sociométricas, en general también encontramos una estabilidad pobre. A pesar de ello, conviene señalar que, en general, los amigos mutuos y los amigos buenos del cuestionario del mejor amigo (sobre todo los que pasan de 4-5 años, que presentan una estabilidad pobre pero algo mayor que la del grupo de 3-4 años), los asociados mutuos y los asociados buenos de los cuestionarios de más/menos gustar y más/menos jugar, son estables de un curso al otro (aunque de manera pobre) y que los no-amigos y los asociados neutros (independientemente del tipo de clasificación o contexto), los asociados mutuos negativos y los asociados unilaterales negativos (para los contextos de gustar y jugar, respectivamente) también muestran cierta estabilidad aunque ésta sigue siendo pobre.

Con relación a las categorías de amigos mutuos y amigos buenos (cuestionario del mejor amigo), se observa que en el grupo de edad de 4-5 años (los preescolares que tenían 4 años en el primer curso y 5 años en el segundo curso) se distingue entre amigos mutuos y amigos buenos, mientras que en el grupo de edad más joven (3-4 años) no se aprecia esta discriminación entre los considerados como amigos. Es decir, para los preescolares de mayor edad (4-5) no todos los amigos mutuos son amigos buenos, mientras que para los preescolares de menor edad (3-4), no hay amigo mutuo que destaque por encima de los otros en el grado de asociación. Sin embargo, cuando nos centramos en el cuestionario de “más/menos jugar” también se observa que los preescolares de todas las edades (grupo de 3, 4 y 5 años) distinguen entre los asociados mutuos y los asociados buenos (para el contexto de gustar la estabilidad de la categoría de asociados buenos no alcanza valores estadísticamente significativos). Esto va en la línea de lo observado en los resultados sobre consistencia respecto a esta distinción entre amigos mutuos y amigos buenos.

3.4.3. Influencia de la variable sexo en el estatus de aceptación social (cuestionario de más/ menos jugar)

A. Análisis de la preferencia hacia sujetos del mismo sexo

A.1. Análisis global de la preferencia hacia sujetos del mismo sexo y rechazo hacia sujetos de diferente sexo

En general se observa el mismo patrón para los tres grupos de edad: una tendencia a elegir (i.e., realizar elecciones o nominaciones positivas) a sujetos del mismo sexo y a rechazar (i.e., elecciones negativas) a sujetos del otro sexo. La excepción la encontramos en los niños de cuatro años, donde para las elecciones negativas se observa una ausencia de tendencia a elegir pares del mismo sexo (i.e., una elección igual a la esperada).

A.2. Diferencias en las preferencias hacia sujetos del mismo sexo entre niños y niñas

En términos generales no hay diferencias en la preferencia hacia sujetos del mismo sexo entre niños y niñas, en ninguno de los grupos de edad. De todas formas, se puede observar que en los grupos de edad de 3 y 4 años las niñas tienden a preferir compañeros del mismo sexo, en mayor medida que los niños, aunque sin alcanzar valores estadísticamente significativos. Mientras que en el caso del grupo de cinco años, esta tendencia se invierte alcanzando valores cercanos a la significación.

Con respecto al rechazo de sujetos de diferente sexo, la excepción se vuelve a mostrar en el grupo de cuatro años, en el que se encuentra una tendencia a la elección negativa de sujetos de diferente sexo, en el caso de las niñas pero no en el de los niños. En los grupos de 3 y 5 años, en cambio, no hay diferencias en el rechazo hacia sujetos de diferente sexo. No obstante, sí se profundiza algo más en este último resultado, se observa que en el caso de los niños de 3 años, es el grupo de las niñas el que muestra una tendencia mayor que el de los niños al rechazo de pares de su mismo sexo, aunque no llega a ser estadísticamente significativo. Por el contrario, en los niños de 5 años, la tendencia al rechazo de sujetos de distinto sexo en el grupo de niños y de niñas tiende a ser similar, aunque tampoco es estadísticamente significativo. Estos resultados apoyarían lo documentado en otros estudios con preescolares, es decir, que los preescolares desde los tres años se ven atraídos por pares que son similares a ellos en edad, sexo y conducta (e.g., Rubin y col., 1994; Rubin y col., 1998; Fuentes, 1999). En este mismo sentido, Grammer (1988, 1992), en preescolares, y Butovskaya (2001), en escolares, encontraron que los niños formaban lazos amistosos preferentemente con pares del mismo sexo.

B. Relación entre aceptación social y sexo

No se encuentra relación entre el sexo y el estatus de aceptación social. De todas formas, se puede observar una regularidad en las edades de 3 y 4 años que consiste en presentar una proporción inferior a la esperada de niñas

polémicas en comparación con el resto de categorías de estatus social, aunque no llega a ser estadísticamente significativa.

Como señalan Rubin y colaboradores (1998, 2006), hay pocos estudios sobre diferencias sexuales en la aceptación de los pares, a pesar de la opinión tradicional de que la formación y el mantenimiento de relaciones sociales en las niñas son cualitativamente diferentes de las de los niños (e.g., Rubin y col., 1998; Benenson y Heath, 2006; Benenson y col., 1997, 2002, 2004), así como la evidencia de que algunos aspectos de la conducta social pueden ser diferencialmente normativos para niños y para niñas (e.g., Humphreys y Smith, 1987; véase Rubin y col., 1998). Por lo tanto, la falta de relación entre el sexo y el estatus de aceptación social encontrado en el presente trabajo no arroja más datos, y apoya la diversidad de resultados encontrados según la población de estudio (e.g., Coie y col., 1982; Coie y Dodge, 1983; véase Dodge y Feldman, 1990; Rubin y col., 1998 y 2006; Murphy y Faulkner, 2006; Crick y Grotpeter, 1995).

3.5. Conclusiones

3.5.1. Consistencia (coherencia) de las clasificaciones sociométricas

A. Estatus de aceptación social

1. Este es el primer estudio en el que se analiza la coherencia de las medidas continuas (LM, LL, SP, SI) y de las categóricas (clasificaciones sociométricas) de estatus de aceptación social, obtenidas como resultado de aplicar el sistema CDC sobre la base de dos criterios de nominación (el criterio general de “más/menos gustar”, y el criterio específico de situación de “más/menos jugar”).
2. Tanto los resultados de las medidas categóricas como los basados en medidas continuas sugieren la existencia de un proceso de adquisición de consistencia con la edad (i.e., entre el cuestionario de gustar y el de jugar).
 - 2.1. Hasta los 4 y 5 años de edad no se encuentra coherencia entre las clasificaciones sociométricas de los cuestionarios de gustar y jugar,

consideradas en su conjunto, aunque esta es, así todo, pobre. Así mismo, la consistencia varía de pobre a buena, según aumenta la edad, en las categorías sociométricas susceptibles de intervención educativa o clínica, es decir, rechazados y aislados.

- 2.2. El índice SP muestra un grado de consistencia entre ambos criterios de nominación (gustar y jugar) que aumenta con la edad. Esta medida es la única que muestra coherencia en todas las edades estudiadas (3, 4 y 5 años). La coherencia de la medida continua LM obtenida en los dos contextos (gustar y jugar) también presenta un aumento en función de la edad.
3. El índice SP (LM - LL) es la medida continua más consistente de las cuatro estudiadas (LM, LL, SP y SI), seguida de la puntuación de Like Most (LM), un resultado que coincide con el encontrado en otros estudios (Jiang y Cillessen, 2005). Esta medida sería recomendable para el estudio del estatus social, independientemente del contexto de nominación (en concreto, y derivado de lo anterior, a los 4 y 5 años de edad).

B. Estatus de amistad

1. Este es el primer trabajo en el que se estudia la consistencia del estatus de amistad mediante la aplicación de dos técnicas diferentes de nominación sociométricas que, a su vez, utilizan diferentes criterios de nominación. La técnica utilizada por el cuestionario del mejor amigo, que consiste en recoger *nominaciones de carácter positivo* en función de un *criterio específico*. Y la técnica aplicada por los cuestionarios de más/menos gustar y más/menos jugar, que consiste en recoger *nominaciones de signo positivo y negativo* según dos *criterios diferentes* (uno general y otro específico de situación respectivamente).
2. Las técnicas y contextos de evaluación del estatus de amistad (i.e., Mejor Amigo, Gustar y Jugar) miden cosas diferentes, ya que su consistencia o coherencia es pobre tanto en “general” (i.e., sin diferenciar entre categorías) como para cada categoría de amistad.

3. Solamente los preescolares de 5 años muestran una consistencia buena para las categorías “amigos mutuos” y “no amigos”, independientemente del criterio específico de situación (mejor amigo y jugar) utilizado para su clasificación o nominación.
4. Los preescolares de nuestra muestra distinguen entre pares que son amigos (mutuos, buenos y unilaterales positivos) y los pares que no son sus amigos (no-amigos, asociados neutros, asociados mutuos negativos, unilaterales negativos, y los de elección opuesta +/-).
5. No todos los amigos mutuos son amigos buenos. Cuando nos centramos tanto en la comparación de los contextos de gustar y jugar, como en la comparación entre (las técnicas y contextos de) mejor amigo-jugar, a todas las edades estudiadas se diferencia entre amigos mutuos y amigos buenos.

3.5.2. Estabilidad (continuidad) de las clasificaciones sociométricas

A. Estatus de aceptación social

1. No hay estabilidad de las medidas categóricas del estatus de aceptación social, a excepción de una continuidad pobre a todas las edades (3, 4 y 5 años) para los estatus de populares y aislados (en el contexto de nominación de Jugar). Este resultado coincide con lo que se ha descrito en otros estudios (e.g., Coie y Dodge, 1983; Newcomb y Bukowski, 1984). No obstante, el hecho de que el valor kappa del estatus de aislado (“neglected”) sea incluso mayor que el encontrado en los populares (aun siendo pobre en ambos casos) no coincide con lo encontrado en la literatura hasta el momento, es decir, que la estabilidad del estatus de popular es mayor (i.e., más estable) que la del estatus de aislado (que es más inestable) (e.g., Coie y Dodge, 1983; Newcomb y Bukowski, 1984).
2. Los índices SI (LM + LL), seguidos de las puntuaciones LL, obtenidas con el cuestionario de más/menos jugar, presentan una estabilidad moderada sólo para el grupo de preescolares de 3-4 años.

3. Las medidas continuas SP y las puntuaciones LM muestran una estabilidad moderada y similar para ambos grupos de edad, los que pasan de un curso al otro de 3-4 años y de los de 4-5 años, si no se tiene en cuenta el criterio o contexto de nominación (gustar y jugar), lo que va en la dirección de lo encontrado por Terry y Coie (1991) en escolares.
4. Las puntuaciones de estabilidad moderadas de SP y LM tienden a ser más altas que las de LL y SI, lo que va en la línea de lo encontrado por Terry y Coie (1991).
5. Los resultados también sugieren que las puntuaciones continuas son medidas más estables (sobre todo las SP y LM) que las medidas sociométricas categóricas (i.e., se pasa de puntuaciones Kappa pobres a correlaciones de Pearson moderadas). Las medidas continuas, sobre todo la SP, serían recomendables para el estudio del estatus social, en general, y serían mejores que las categóricas para el estudio de la estabilidad y el cambio (Jiang y Cillessen, 2005, para el índice SP y las ratios).

B. Estatus de amistad

1. En general, las relaciones de amistad a la edad de 3, 4 y 5 años no son muy estables (e.g., Hartup, 1992; Newcomb y Bagwell, 1995; Rubin y col., 1998, 2006), ya que la estabilidad es pobre en general cuando se tienen en cuenta, en su conjunto, los diferentes estatus de amistad.
2. Los amigos mutuos y los amigos buenos (del cuestionario de mejor amigo), los asociados mutuos y los asociados buenos (de los cuestionarios de más/menos gustar y más/ menos jugar), son estables de un curso a otro, aunque esta estabilidad también es pobre.
3. En general, tanto los no-amigos y los asociados neutros (independientemente del contexto de nominación), como los asociados mutuos negativos y los asociados unilaterales negativos (para los contextos de gustar y jugar, respectivamente), muestran cierta estabilidad aunque sigue siendo pobre.

4. A la vista de los resultados obtenidos con los diferentes cuestionarios sociométricos utilizados en este trabajo (i.e., “mejor amigo”, “más/menos gustar”, y “más/menos jugar”), y a que el contexto del juego es uno de los más importantes en el desarrollo evolutivo y social a edades tempranas (e.g., la etapa preescolar) (e.g., véase Rubin y col., 1998, 2006; Fuentes, 1999; Sebanc y col., 2007), se puede proponer que el criterio de nominación de *más/menos jugar* puede ser el más adecuado para el estudio de la consistencia y estabilidad tanto del estatus de amistad como del estatus de aceptación social en niños-as de 3 a 5 años de edad.

3.5.3. El sexo como variable predictora del estatus de aceptación social

1. Los tres grupos de edad (3, 4, y 5 años) muestran una tendencia a elegir sujetos del mismo sexo y a rechazar (elegir negativamente) sujetos del sexo contrario. En general, no hay diferencias en la preferencia hacia sujetos del mismo sexo entre niños y niñas, en ninguno de los grupos de edad. En el grupo de niñas (pero no en el de niños) de cuatro años se encuentra una tendencia a la elección negativa de sujetos de diferente sexo.
2. Estos resultados confirman lo que se ha documentado en otros estudios con preescolares, es decir, que los preescolares desde los tres años se ven atraídos por pares que son similares a ellos en edad, sexo y conducta (e.g., Rubin y col., 1994; Rubin y col., 1998; Fuentes, 1999), y que, tanto en preescolares (Grammer, 1988, 1992), como en escolares (Butovskaya, 2001), los niños/as forman lazos amistosos preferentemente con pares del mismo sexo.

4.1 Introducción

4.1.1. La gestión de conflictos en etología social

La vida en grupos con un elevado nivel de organización social es la característica adaptativa de la mayoría de las especies de primates (Hinde, 1983; Smuts y col., 1987; Dunbar, 1988; Colmenares, 1996a; Ljungberg y col., 1999; Colmenares, 2002). Este es el contexto en el que se desarrollan y mantienen tanto las relaciones sociales como los roles interpersonales, y es donde se originan los conflictos y el desarrollo de estrategias para resolverlos.

Una característica fundamental de la vida en grupo es la existencia de un equilibrio dinámico entre las relaciones sociales afiliativas y agonísticas (de Waal, 1986). Cuando ese equilibrio se rompe por incompatibilidades entre los objetivos, intereses o acciones de los sujetos, surgen los conflictos (Aureli y de Waal, 2000). Distintas especies han desarrollado estrategias que previenen (“peacekeeping”) o contrarrestan (“peacemaking”) los efectos negativos de la agresión y de los conflictos sobre las relaciones sociales y la cohesión del grupo (e.g., Cords y killen, 1998; Verbeek y de Waal, 2001; Aureli y col., 2002; de Waal, 1986).

Factores como la edad, el sexo, el estatus de dominancia y la historia de interacciones (e.g., de conflictos y resoluciones), entre otros, marcan la naturaleza de la relación, el interés mutuo por mantenerla, así como el hecho de que las respuestas conductuales de gestión del conflicto sean diferentes (véase el “Modelo relacional” del conflicto en primates: de Waal, 1996; de Waal y Aureli, 1997; Cords y Aureli, 2000). Por consiguiente, hay múltiples factores individuales y relacionales que influyen tanto en la ocurrencia de los conflictos, como en el proceso de resolución de los mismos, lo que hace que las consecuencias sean diferentes para cada individuo.

Principalmente desde mediados de los años ochenta, los estudios sobre conflictos agresivos en los niños, así como su relación con variables como el género, el estatus social (e.g., la aceptación social, la dominancia), la cualidad

de las relaciones (e.g., la amistad), los tipos de estrategias de resolución, etc., han sido documentados desde la psicología utilizando la metodología observacional y las técnicas sociométricas (e.g., Blurton, 1972; Coie y Kupersmith, 1983; Nelson y Aboud, 1985; Strayer y Noel, 1986; Hartup y col., 1993, 1988; Dodge y col., 1990; Rose y Asher, 1999; Monks y col., 2002; Miller-Johnson y col., 2002; Sebanc, 2003; Dodge y col., 2003; Tapper y Boulton, 2004; Ostrov y Keating, 2004; Werner y Crick, 2004). Muchos de los estudios previos sobre conflictos se han centrado en el análisis de las consecuencias inmediatas de la agresión (e.g., McGrew, 1972; Strayer y Strayer, 1976; Sackin y Thelen, 1984), pero no en las interacciones que ocurren tras la finalización del conflicto (CF). Solo unos pocos trabajos, relativamente recientes, han estudiado el fenómeno de la afiliación post-conflicto en preescolares (e.g., Iskandar y col., 1995; Killen y Turiel, 1991; Ljungberg y col., 2005; Hartup y col., 1988; Laursen y Hartup, 1989; Maccoby, 1996; Grammer, 1992). Así todo, la mayoría de estos estudios no utilizaban un método observacional sistemático que llevara a cabo comparaciones entre observaciones post-conflicto (PC) y observaciones realizadas durante periodos sin conflictos (“post-conflict” o PC vs. matched-control” o MC), como el que se ha empleado en primates no humanos (Método de comparación PC-MC: de Waal y Yoshihara, 1983; Método Time- Rule o de la ventana de tiempo: Aureli y col., 1989, 1992; Aureli y van Schaik, 1991a y 1991b) [véase el apartado de análisis de datos de este capítulo].

Los investigadores Peter Verbeek, Frans de Waal, y Tomas Ljungberg, comenzaron el estudio de la gestión de conflictos (CF) con primates no humanos. A partir de finales de la década de los noventa estos autores, junto a antropólogos como Marina Butovskaya y psicólogos como Keiko Fujisawa, empiezan a aplicar esta metodología en el estudio del proceso del CF en preescolares (e.g., Butovskaya y Kozintsev, 1999; Butovskaya y col., 2000; Butovskaya, 2001; Verbeek y de Wall, 2001; Ljungberg y col., 1999; Fujisawa y col., 2005, 2006).

4.1.2. Afiliación Post-conflicto: Reconciliación, Afiliación Triádica y Consolación

Los primeros etólogos describieron con detalle los “displays” o manifestaciones apaciguadoras de diferentes especies (e.g., Tinbergen, 1972), pero el estudio sistemático del apaciguamiento y de la reconciliación es relativamente reciente (e.g., en etología animal y humana: de Waal, 1986; Eib-Eibesfeldt, 1989; también véase Keltner y Potegal, 1997).

En 1979, los primatólogos de Waal y van Roosmalen (1979), acuñaron el término reconciliación (RC) para referirse al intercambio de conductas afiliativas entre los antagonistas poco después de la conclusión de un conflicto (véase la definición operativa de RC en el capítulo 2, apartado 2.4.c.), y se postula que para que las interacciones afiliativas post-conflicto se puedan considerar reconciliaciones es preciso que estos contactos afiliativos entre los antagonistas ocurran antes, o sean más frecuentes, durante el post-conflicto (PC) que durante un periodo control (MC); así como que estas reuniones post-conflicto tengan como consecuencia la restauración de los niveles pre-conflicto de su relación afiliativa.

La primera predicción ha sido probada tanto en estudios con primates no humanos como con preescolares (e.g., primates no humanos: de Waal y Yoshihara, 1983; Kappeler y Van Schaik, 1992; Cords, 1993; preescolares: Aureli y de Waal, 2000; Butovskaya, 2001; Butovskaya y col., 1999, 2000; Ljunberg y col., 2005; Fujisawa y col., 2005, 2006). La predicción funcional, hasta el momento, solo se ha probado en estudios experimentales con primates no humanos (e.g., Cords, 1992, 1993; Cords y Aureli, 1993; Aureli y Van Schaik, 1991b; véase más adelante la introducción sobre la función de la afiliación post-conflicto).

Posteriormente, el estudio de la reconciliación se enriqueció con trabajos sobre los posibles factores que influyen en su ocurrencia. Las hipótesis más representativas de este tipo de estudios, tanto en primates no humanos como en preescolares, son:

- ✓ La hipótesis de la atracción selectiva, que plantea que las conductas afiliativas post-conflicto tienden a ocurrir preferentemente *entre los individuos implicados en el conflicto* y no entre otros miembros del

grupo, o entre alguno de los antagonistas y terceras partes (en primates no humanos: de Waal y Yoshihara, 1983; Veenema y col., 1994; Veenema, 2000; en preescolares: Ljungberg y col., 1999; Verbeek y de Waal, 2001) (véase el apartado de análisis de datos de este capítulo).

- ✓ La hipótesis de la Relación Valiosa, que predice que la reconciliación debería ser más frecuente entre sujetos con una buena relación (e.g., primates no humanos: de Waal y Yoshihara, 1983; Castles y col., 1996; Kappeler y Van Schaik, 1992; Cords y Aureli, 1993; Cords y Thurnheer, 1993; Aureli y col., 2002).

Si la hipótesis de la Relación Valiosa la aplicamos a los estudios con preescolares, por ejemplo, la RC debería ocurrir más a menudo entre amigos que entre no amigos (e.g., Butovskaya y Kosintsev, 1999; Verbeek y de Waal, 2001; Fujisawa y col., 2005 y 2006; para el peacemaking en general y sin método pc-mc: Hartup y col., 1988, 1993; Hartup, 1992 y 1992b; Nelson y Aboud, 1985).

La amistad se considera un posible predictor del peacemaking (e.g., reconciliación), ya que se sabe que las estrategias de afrontamiento ante el CF son más maduras, más negociadoras y comprometidas entre amigos (e.g., Rose y Asher, 1999; Hartup y col. 1988, 1993; Fonzi y col., 1997), las consecuencias del conflicto son más equitativas (e.g., Hartup y col., 1988), los amigos comparten intereses, confidencias, pasan más tiempo juntos, se cuidan, y son tanto un recurso emocional, de apoyo al desarrollo socio-cognitivo, como un facilitador de las relaciones (véase Hartup, 1992; Berndt, 2004). Es decir, estos datos sobre amistad apoyan el estudio de la hipótesis de la relación valiosa a través de dicha variable relacional.

Los trabajos sobre resolución de conflictos entre preescolares que han aplicado el método de la comparación PC-MC, y que también han estudiado la influencia de factores como la edad, el sexo, los factores contextuales, las variables relacionales (e.g., la amistad), etc., sobre la ocurrencia de RC, han puesto de relieve, entre otras cosas, lo siguiente:

- ✓ La *existencia de RC en diferentes culturas* [rusos de 6-7 años: Butovskaya y Kozintsev, 1999; Butovskaya, 2001; Kalmyk de 6-7 años: Butovskaya, 2000; muestra multicultural de 2-7 años: Butovskaya y col., 2000; estadounidenses de 3-5 años: Verbeek, 1997 y Butovskaya y col.,

- 2000; suecos de 3-6 y de 4-6 años: Ljunberg y col., 1999, 2005; japoneses de 3-5 años: Fujisawa y col., 2006].
- ✓ La *ocurrencia de RC tras conflictos* agresivos y no agresivos (preescolares de 32-71 meses de edad, de EE.UU.: Verbeek y de Waal, 2001; chicos de 4-6 años suecos: Ljunberg y col., 2005).
 - ✓ La *ocurrencia de RC dentro del primer minuto o dos primeros minutos post-conflicto* (Butovskaya y Kozintsev, 1999; Verbeek y de Waal, 2001; Butovskaya y col., 2000).
 - ✓ El *aumento de la frecuencia de RC con la edad* [utilizando el índice de tendencia conciliatoria “R” para la RC: de una muestra multicultural de preescolares de 2-7 años, los de 5, 6 y 7 años eran los que más RC mostraban: véase Butovskaya y col., 2000; y en preescolares de 3-5 años, aumenta sobre todo de los 4-5 años: véase Fujisawa y col., 2006].
 - ✓ La existencia de RC explícita (estrategias de reconciliación propias del PC) e implícita (comunes al PC y al MC) [de Waal y Yoshihara, 1983; y en preescolares: Verbeek y de Waal, 2001; Butovskaya y col., 2000; Fujisawa y col., 2005; Ljunberg y col., 2005].
 - ✓ La existencia de atracción selectiva (Ljunberg y col., 1999; Verbeek y de Waal, 2001; Fujisawa y col., 2006).
 - ✓ La existencia de una *mayor tendencia conciliadora (para la RC) entre no amigos que entre amigos* [con los índices de tendencia conciliatoria R y V: Butovskaya y Kozintsev, 1999; con el índice V: En los preescolares de U.S. (3-5 años), Butovskaya y col., 2000; encontrado en preescolares de 4 años, Fujisawa y col., 2005; y en preescolares de 5 años, Fujisawa y col., 2006].
 - ✓ La existencia de una *mayor frecuencia de “together outcome”* (permanecer juntos tras el conflicto) *entre amigos que entre no amigos* (método PC-MC: Verbeek y de Waal, 2001; desde la Etología humana: Laursen y Hartup, 1989; Hartup y col., 1988).
 - ✓ La existencia de un *mayor nivel de reconciliación entre díadas del mismo sexo* [en japoneses de 3 años (muestra de 3-4 años) para la RC: Fujisawa y col., 2005; para el Peacemaking (RC y Together outcome): Verbeek y de Waal, 2001].

Existe una segunda categoría de interacciones afiliativas post-conflicto en las que están involucrados alguno de los antagonistas y terceras partes y que, dependiendo de quién sea el iniciador de dichas interacciones (i.e., uno de los antagonistas o una tercera parte) y del papel desempeñado por el antagonista que dirige o que recibe la conducta afiliativa (i.e., agresor o víctima), han recibido diversas denominaciones (Colmenares, 1996b).

Los estudios con primates no humanos que empezaron a tratar estas interacciones PC de carácter afiliativo, en las que participan un antagonista y un tercer sujeto inicialmente no implicado, las bautizaron en un primer momento con el término de consolución (de Waal y van Roosmalen, 1979; de Waal y Yoshihara, 1983; de Waal, 1993). Estas interacciones se consideraban, estructuralmente, como comportamiento colateral o “side-directed”, siempre que el “iniciador” fuese uno de los antagonistas principales (agresor o víctima) (de Waal y van Hooff, 1981; Colmenares, 1996a). Las conductas afiliativas post-conflicto colaterales realizadas por cualquiera de los antagonistas (hacia terceros) han recibido diferentes denominaciones: Afecto redirigido (de Waal y Yoshihara, 1983), Reconciliación simple (Cheney y Seyfarth, 1989), Reconciliación Triádica (Judge, 1991), Reconciliación Sustitutiva (Aureli y van Schaik, 1991a; de Waal, 1993) y Afiliación Triádica (Das y col., 1997, 1998). Estas estrategias colaterales también han recibido el nombre de consolución activa (e.g., de Waal y Aureli, 1996) o “solicited consolation” (búsqueda de consuelo) (e.g., Verbeek y de Waal [1997], en mono capuchino; Arnold y Barton [2001], en langur pardo; Das [2000], en macacos).

Las conductas afiliativas post-conflicto realizadas por un espectador o sujeto tercero (hacia uno de los antagonistas), reciben el nombre de Consolución pasiva o “consolation” (consolar o dar consuelo) (e.g., de Waal y Aureli, 1996). En este trabajo la hemos denominado “consolución general” (CSg), y engloba la afiliación PC dirigida a la víctima (CS o consolución), así como la afiliación PC dirigida hacia el agresor (IAF o intervención afiliativa) (en el chimpancé común, “consolución pasiva” dirigida hacia la víctima (CS): de Waal y van Roosmalen, 1979; y de Waal y Aureli, 1996).

También se ha diferenciado entre *consolución implícita* y *consolución explícita*, dependiendo de sí las interacciones afiliativas post-conflicto, de un tercero hacia la víctima del CF, son características de los periodos PC y MC

(implícita) ó solo del PC (explícita) (en chimpancé común: de Waal y van Roosmalen [1979]; y langur pardo: Arnold y Barton [2001]; en preescolares de 3-5 años: Fujisawa y col. [2006]).

En este estudio con preescolares, diferenciamos entre tres estrategias afiliativas PC que pueden englobarse dentro de esta segunda categoría de interacciones afiliativas post-conflicto. Estas estrategias son la Afiliación triádica (TA), la Consolación (CS) y la intervención afiliativa (IAF) (véanse las definiciones operativas en el apartado 4.2.2 de este capítulo, así como en el apartado 2.4.3 del capítulo 2, o con más detalle en el punto B del apéndice A).

Los estudios con preescolares y adolescentes (desde la psicología evolutiva) han encontrado que la *conducta prosocial* ante la angustia o aflicción de otra persona es común también en los preescolares (e.g., Strayer, 1980; véase Fujisawa y col., 2006), y está asociada a habilidades socio-cognitivas como la toma de perspectiva del otro (e.g., Eisenberg y Fabes, 1998; Underwood y Moore, 1982; véase Fujisawa y col., 2006) y la empatía (e.g., Zahn-waxler y col., 1992; véase Fujisawa y col., 2006). De hecho, se asume que la toma de perspectiva fomenta la empatía y que ambas favorecen la conducta prosocial (e.g., Modelo de Davis, 1996, en de Wied y col., 2007; similar al modelo de Roberts y Strayer, 1996).

Los trabajos que utilizan el método de comparación PC-MC para el estudio de las estrategias de resolución de CFs, también han encontrado que los espectadores o terceros no implicados (“bystanders”) juegan un rol importante en la mitigación y mediación de situaciones tensas durante o después de la agresión, y que éstos pueden animar a los oponentes a reconciliarse (“intervención” en escolares rusos y kalmyks de 6 y 7 años: Butovskaya y col., 2000). Fujisawa y colaboradores (2006) prueban la ocurrencia de CS en preescolares de 5 años, así como su ocurrencia durante el primer minuto PC en preescolares de 4 y 5 años de edad. También demuestran la existencia de CS explícita e implícita, y ponen de manifiesto que la frecuencia de CS (y de RC) se incrementa de manera notable entre los 4 y 5 años de edad, lo que está relacionado con el desarrollo de habilidades socio-cognitivas que tiene lugar a los 5 años (véase Fujisawa y col., 2006).

4.1.3. Función de las interacciones afiliativas post-conflicto

El periodo del post-conflicto es un período de alto riesgo para los individuos involucrados en un conflicto. Por ello se han desarrollado hipótesis sobre la función de las interacciones afiliativas PC, que han servido de explicación y marco de estudio.

En concreto, a partir del estudio de la hipótesis de la reconciliación (mediante el método comparación PC-MC) se han realizado investigaciones sobre la ocurrencia de interacciones afiliativas post-conflicto que, según los individuos implicados, reciben el nombre de reconciliación, afiliación triádica, consolación, e intervención afiliativa. Para poder considerar estrictamente estas interacciones como estrategias conciliadoras (peacemaking) hay que comprobar que tienen la función de reparar la relación entre los oponentes principales (partiendo del método de “Time-Rule”); [véase en el apartado de análisis de datos de este capítulo la parte referida a la función de la afiliación post-conflicto]. A continuación, se recogen las hipótesis más relevantes que apoyan la noción de la reparación de la relación.

A. Función de la reconciliación (RC)

A partir de los trabajos con primates de De Waal y van Roosmalen (1979) y de Aureli y colaboradores (1989), los investigadores se plantearon que uno de los efectos de la reconciliación entre los antagonistas es la reducción de la hostilidad entre ellos, es decir, se propone la *hipótesis funcional de que la RC disminuye la probabilidad de que se produzca una re-agresión durante el PC*.

Los estudios realizados tanto en primates como en preescolares no solo demuestran que la reconciliación reduce las re-agresiones contra la víctima (RA), sino que también reduce la agresión colateral del agresor o SDA hasta niveles similares a los del periodo control o MC [en preescolares: Ljungberg y col., 1999 (no distinguen entre los dos tipos de actores posibles de la agresión colateral, agresor ó víctima, por lo que también encuentran que reduce la agresión colateral de la víctima o RD); en primates: Aureli y van Schaik, 1991b; Cords, 1992; de Waal, 1993; Watts, 1995b; Silk y col., 1996; Castles y Whiten, 1998a; Koyama, 2001; Kutsukake y Castles, 2001]. Así mismo, en escolares (6-

7 años) se ha encontrado que la RC produce una reducción de la tasa de redirección de la agresión (RD) (Butovskaya y Kozintsev, 1999).

En este trabajo se van a estudiar cuatro predicciones funcionales de la hipótesis de la reconciliación, que también aplicaremos a las estrategias de afiliación triádica (TA) y a la consolación (CSg, CS e IAF). Estas son las siguientes: que la ocurrencia de afiliación post-conflicto (RC, TA, CS e IAF) produce una reducción de la re-agresión (RA), de la agresión colateral del agresor (SDA), de la redirección de la agresión por parte de la víctima (RD) y de la intervención agresiva (IA).

B. Función de la afiliación PC con terceros no implicados (TA, CS e IAF)

Existen pocos estudios sobre este tema, todos ellos realizados en primates no humanos. Originariamente, la consolación se concebía como una afiliación PC dirigida de un tercero a la **víctima** (CS). Esta concepción se desarrolló a partir de creencias infundadas, como por ejemplo, que la única función de la CS era reducir la ansiedad de la víctima por la incertidumbre de ser atacada de nuevo. Estas **funciones** apaciguadoras de **reducción de la ansiedad** y de la **probabilidad de recibir agresión** (de Waal y Aureli, 1996) han hecho que la consolación se haya propuesto como un sustituto de la reconciliación, ya que los efectos de ambas conductas parecen análogos. Sin embargo, hasta el momento no se ha encontrado evidencia de ninguna de estas funciones, ni de ser un sustituto de la reconciliación (véase Koski y Sterck, 2007).

Por otro lado, tanto de Waal y van Hooff (1981) con chimpancés, como Castles y Whiten (1998) con babuinos, encontraron que los contactos afiliativos PC con terceros (TA) también tenían la **función de reclutar aliados contra un oponente**, ya que la afiliación que dirigía un **agresor** hacia un tercero (TA) estaba asociada con un aumento de la posibilidad de que el agresor recibiera apoyo de ese tercero contra la víctima. En este caso, los beneficios no solo recaerían en el agresor sino que también podrían recaer en la otra parte implicada, el **tercero**, ya que la agresión (CF) podría escalar y afectar a otros individuos del grupo (incluido este tercer sujeto) (en cercopitécidos donde los parientes mantienen lazos fuertes: Judge, 1982; Cheney y Seyfarth, 1989;

Aureli y van Schaik, 1991a; Aureli y col., 1992). En mi opinión creo que estos beneficios podrían ser aplicables tanto a la TA como a la IAF y la CS.

Como se puede deducir de todo lo anterior (véase la introducción sobre la estrategia de consolación), las afiliaciones PC con terceros no implicados deberían ser estudiadas en función del individuo que toma la iniciativa de la interacción, para así poder examinar las funciones de los distintos tipos de interacciones triádicas PC (véase de Waal y van Hooff, 1981; Colmenares y Rivero, 1986; Hemelrijk y col., 1991; Colmenares y Lázaro-Perea, 1994; Colmenares, 1996a, 1996b; Das, 2000). Fruto de ello, y como ya se ha indicado, en este trabajo se ha distinguido entre la afiliación triádica (TA), la consolación (CS) y la intervención afiliativa (IAF).

4.1.4. Objetivos de estudio de la afiliación post-conflicto

En este capítulo nos proponemos dos objetivos generales. En primer lugar, averiguar si existe afiliación post-conflicto (i.e., reconciliación, afiliación triádica, consolación e Intervención afiliativa) en los niños y niñas preescolares de la muestra de estudio, mediante la aplicación del método de la comparación de observaciones PC-MC (de Waal y Yoshihara, 1983; Veenema, 2000; Arnold y Aureli, 2007). En segundo lugar, comprobar las hipótesis de mayor interés acerca de las posibles funciones de la afiliación post-conflicto.

En relación con la ocurrencia de afiliación post-conflicto, analizaremos si existe atracción selectiva (para la reconciliación), calcularemos el “índice V” de Veenema y colaboradores (1994) para todos los posibles tipos de interacciones (i.e., RC, TA, CS e IAF) y determinaremos las tasas promedio de V_{RC} , V_{TA} , V_{CS} , y V_{IAF} . También investigaremos cuáles son las posibles variables predictoras que puedan dar cuenta de la variación en las tendencias afiliativas post-conflicto (V_{RC} , V_{TA} y V_{CS}). Es decir, realizaremos un contraste de la hipótesis de la relación valiosa para los diferentes tipos de interacciones afiliativas post-conflicto. Estos análisis se harán para cada curso, y según diferentes variables predictoras (i.e., sexo, edad, estatus social y de amistad) (véase el apartado de análisis de datos de este capítulo).

En relación con el estudio de la función de las estrategias de afiliación post-conflicto (RC, TA, CS, e IAF), calcularemos, en primer lugar, sus “ventanas de

tiempo” y, a continuación, analizaremos la hipótesis de que la afiliación post-conflicto reduce la probabilidad de que vuelva a haber agresión durante el post-conflicto (i.e., RA, RD, SDA, e IA). Por otro lado, se comparará la frecuencia de las diferentes estrategias de agresión PC en los periodos post-conflicto con y sin RC. Además, los análisis relacionados con el estudio de la función se realizarán para cada curso y según diferentes variables predictoras (edad, sexo, y estatus sociométricos) (véase el apartado de análisis de datos de este capítulo).

4.2. Material y Métodos

Este apartado está desarrollado con detalle en el capítulo 2.

4.2.1. Participantes y lugar de estudio

Los datos analizados en este estudio se recogieron en un colegio de la Comunidad de Madrid (España) durante dos cursos escolares consecutivos (2001-02, y 2002-03). Las edades de los preescolares que componían la muestra iban desde los 3 hasta los 5 años, y provenían de familias de nivel socio-económico medio-bajo, y de diferente procedencia cultural (véase el apartado 2.1 del capítulo 2).

Se registraron un total de **260 conflictos** (“CFs”), **187 Post-conflictos** (“PCs”) y **182 Muestras Control** (“MCs”) (véanse las [tablas 4.1](#) y [4.2](#) sobre la muestra de observaciones).

Tabla 4.1. Muestra total de CFs, PCs y MCs

	Curso 2001-02	Curso 2002-03	Total
CF	158	102	260
PC	110	77	187
MC	108 (49)	74 (43)	182 (92)

Nota 1.- Los datos usados finalmente en los análisis provienen de 182 pares PC-MC. Entre paréntesis aparece la muestra de sujetos focales.

Cómo se ha indicado anteriormente, los datos de conducta se obtuvieron en el patio del recreo. Éste comprendía cinco áreas diferenciadas por su uso: (a) Campo de “futbito” y baloncesto, (b) área de bancos y árboles (que rodea al anterior), (c) área de la fuente (con un banco), (d) escaleras (con un poyete, y al lado del anterior), (e) arenero, situado en un rincón del fondo del patio (para preescolares de 3 años).

4.2.2. Comportamientos

Todo lo referido a las variables de conducta se recoge en el [capítulo 2](#) (véase el [apartado 2.4](#), y el [apéndice A](#) sobre las variables de comportamiento y el Etograma o inventario conductual).

Las estrategias post-conflicto analizadas en este capítulo y sus definiciones operativas fueron las siguientes: (1) Reconciliación (RC) o afiliación PC entre oponentes principales (**a**, **b**); (2) Afiliación Triádica (TA) o afiliación PC dirigida por un oponente principal (**a**, **b**) hacia un tercero no implicado “pasivo” (**c**); (3) Consolación general (CSg) o afiliación PC de tercero no implicado “activo” (**d**) a oponente principal (**a**, **b**). En concreto, consideramos que ocurre la consolación genuina (CS) cuando el receptor es la víctima (**b**), e Intervención Afiliativa (IAF) cuando el receptor es el agresor (**a**); (4) Re-agresión (RA) o nueva agresión del agresor (**a**) a oponente principal (**b**) durante el PC; (5) Agresión colateral del receptor, también llamada Redirección (RD), es la agresión *colateral* (PC) de la víctima de la agresión (**b**) a un sujeto tercero no implicado “pasivo”(**c**); (6) Agresión colateral del agresor (SDA), o agresión *colateral* (PC) de un oponente principal (**a**) a un tercero no implicado “pasivo” (**c**); e (7) Intervención Agonística (IA o la agresión PC de tercero no implicado “activo” (**d**) a oponentes principales (**a**, **b**). Además, se ha diferenciado entre IA de tipo 1, cuando ésta se produce a favor de la víctima y contra el agresor (de sujeto tercero “**d**” a oponente principal-agresor “**a**”); e IA de tipo 2, cuando el beneficiado es el agresor (de sujeto tercero “**d**” a oponente principal-víctima “**b**”).

4.2.3. Métodos de muestreo y de registro

La observación de las interacciones espontáneas que tenían lugar en el patio del recreo se activaba por tres motivos distintos, que dieron lugar a tres periodos de observación (y registros) diferentes. El sujeto que se seguía como *focal* era la “víctima”, tanto en el CF, como en el PC y en el MC. La pauta para equiparar y determinar la duración de los diferentes pares de PCs y MCs fue “el PC o MC de menor duración” (similar a Aureli, 1992) (véanse en el [apéndice E](#), la tabla de los periodos de observación o focales, que es la [tabla 4.2](#) de este capítulo, y la tabla de duración de los focales en minutos).

Periodo de Observación del Conflicto (CF). Comenzaba en el momento en que se iniciaba un conflicto entre cualquiera de los preescolares muestreados. El criterio usado para determinar la existencia de un conflicto social fue el propuesto por Verbeek y de Waal (2001): “un evento agonístico en el cual un niño muestra enfado (a través de expresiones faciales, posturas o tonos de voz), agresión y amenaza, ansiedad o disconformidad, en oposición al enfado, agresión o argumentos del otro niño”. El tiempo de duración de éste muestreo de CF estaba supeditado al tiempo que durase el CF (verlo más desarrollado en el [punto B](#) “tipos de muestras” del [subapartado 2.2.1](#) del [capítulo 2](#)).

Periodo de Observación del Post-conflicto (PC). Empezaba inmediatamente después de que se produjera el desenlace (“outcome”) de cada CF (i.e., de 30 segundos sin agresión entre los antagonistas principales) (Verbeek y de Waal, 2001). En concreto, el PC era considerado como válido sí durante los dos primeros minutos del PC (Castles, y col., 1996) no se producía ningún intercambio de conductas agonísticas entre los antagonistas principales. Si ésta condición no se satisfacía, lógicamente, se seguía grabando el CF hasta su fin (al considerar que el CF no había terminado) y luego se pasaba a grabar el PC correspondiente. La duración del periodo de observación PC fue de 5 minutos (verlo con más detalle en el [punto B](#) “tipos de muestras” del [subapartado 2.2.1](#) del [capítulo 2](#)).

Período de Observación de la Muestra Control (MC). Se realizaba al día siguiente (o el más próximo, dentro de una ventana máxima de una semana) de la observación PC, y era de la misma duración que su respectivo PC. Para

que el periodo de observación MC fuera válido se tenía que cumplir la condición de que no ocurriera un CF entre el antagonista focal (o cualquiera de los antagonistas principales) y un tercer preescolar antes del inicio (a poder ser, de 2-5 minutos antes) de la grabación del MC o en el MC. Si ésta condición no se satisfacía, el período de observación MC se interrumpía y se posponía 10 minutos, y tantas ocasiones como fuese necesario (Aureli y col., 1994; Butovskaya y Kozintsev, 1999; Butovskaya, 2001). En el caso de que llegase el fin del recreo se posponía al día siguiente.

Para los casos en los que no se hubiera podido grabar el MC, se revisaron los focales de **línea base (LB)** para seleccionar un focal de la víctima, en el que en la medida de lo posible estuviera el otro miembro de la diada o antagonista agresor, y que fuera de fecha cercana y de la misma estación del año (véase Aureli, 1992) (verlo más desarrollado en el **punto B** de “tipos de muestras” del **subapartado 2.2.1** del **capítulo 2**).

Durante los focales (de CF, PC, MC) se hicieron registros (codificación de conducta) mediante la técnica conocida como registro continuo o activado por transiciones (RAT).

Tabla 4.2. Periodos de Observación registrados y utilizados

Periodos de observación o Focales				
	Curso 2001-2002		Curso 2002-03	
	totales	utilizados	totales	utilizados
CF	158	108	102	74
PC	110	108	77	74
MC	92	92 (*)	74	74
LB	102	16 (*)	105	0
TOTAL	462	108	358	74
Días (Grabación de focales)	56		72	
Meses (Grabación de focales)	5 (Febrero-Junio)		7 (Octubre-Diciembre, y de Febrero-Mayo)	

Nota 1.- (*) 16 focales LB usados como MC; 92 MCs + 16 MCs = 108 MC del primer curso.

4.2.4. Análisis de datos sobre afiliación post-conflicto

Los pares de registros PC-MC se pueden clasificar en tres categorías que después se utilizan para calcular los índices o tendencias de las distintas estrategias afiliativas post-conflicto (de Waal y Yoshihara, 1983). Los pares pueden ser: “atraídos” (a), sí la primera conducta afiliativa ocurre antes o sólo en el PC en comparación con el MC; “dispersos” (d), sí la primera conducta afiliativa ocurre antes o sólo en el MC en comparación con el PC; y “neutros” (n), sí la primera conducta afiliativa *ocurre al mismo tiempo* en el PC que en el MC, o no ocurre en ninguno de esos dos periodos. A partir de estos datos se calcularon las cinco tendencias, la conciliadora (V_{RC}), la de consolación general (V_{CSg}), la de consolación genuina (V_{CS}), la de intervención afiliativa (V_{IAF}), y la de afiliación triádica (V_{TA}), siempre y cuando previamente hubiéramos encontrado que la proporción de “pares atraídos” fue significativamente mayor que la de “pares dispersos”. El índice que representa la tendencia conciliadora (V_{RC}) fue propuesto por Veenema y col. (1994) y representa una versión corregida del método propuesto anteriormente por de Waal y Yoshihara (1983). Este índice se calcula mediante la fórmula, $V = (a-d)/(a + d + n)$ y puede ser adaptado para el cálculo de los otros cuatro índices, el de afiliación triádica (V_{TA}), los de consolación (V_{CSg} y V_{CS}) y el de intervención afiliativa (V_{IAF}).

Se contemplaron tres niveles de análisis: los sujetos focales (víctimas), las díadas de antagonistas (e.g., los sujetos focales se pueden repetir en más de una díada de agresor-víctima) y, por último, los pares PC-MC (e.g., varias díadas de antagonistas y, por tanto, varios sujetos focales, pueden estar repetidos). No obstante, sólo se presentan los resultados del primer nivel en el que se obtengan diferencias estadísticamente significativas, y se empieza siempre desde el más estricto (i.e., el individual o sujetos focales) hasta el menos estricto (i.e., el de los pares). Además, las muestras de cada campaña (i.e., 2001/02 y 2002/03) se analizaron por separado, ya que los resultados obtenidos fueron diferentes.

Para determinar si las conductas de afiliación post-conflicto constituían estrategias de reconciliación, de afiliación triádica o de consolación (siempre y cuando la proporción de pares atraídos fuera superior a la de los pares dispersos) se hicieron análisis en cada periodo de estudio (i.e., 2001/02 y

2002/03) sobre las muestras completas de sujetos, de díadas y de pares (véase la [tabla 4.3](#)), y sobre las muestras parciales que se obtuvieron al subdividir las completas en función de distintas variables predictoras como la edad, el sexo y el estatus sociométricos (aceptación social y amistad) (véanse las [tablas 4.3](#) y [4.4](#)). La relación de variables predictoras y los niveles de cada una de éstas, para cada tipo de matriz (sujetos focales o víctimas, díadas de antagonistas, y pares PC-MC o pares antagonistas), se describen en las Tablas del [apéndice F](#).

Tabla 4. 3. Tamaño de las tres muestras completas en cada periodo de estudio

Tipo de muestra	2001-2002	2002-2003
Pares PC-MC	108	74
Sujetos	49	43
Díadas	91	62

Tabla 4. 4. Tamaño de las muestras para los análisis con el test de McNemar

Pares PC-MC	Niveles de variable	Año1	Año2
Curso		108	74
Sexo diádico	Niñas	15	15
	Niños	53	26
	Sexo diferente	40	33
Edad diádica	3	46	35
	4	32	23
	5	10	8
	Edad diferente	20	8
Estatus social (Jugar)	Otros	32	19
	Otros-Popular	29	14
	Otros-Rechazado	19	14
	Otros-aislado	13	12
Estatus de amistad (Mejor amigo)	No amigos	40	23
	Amigos unilaterales	11	18
	Amigos mutuos y buenos	17	3
Estatus de amistad (Jugar)	Asociados Neutros y mutuos (-)	28	16
	Aso. Unilaterales (-)	9	7
	Aso. Mutuos (+) y Buenos Aso.	13	1
	Unilaterales (+)	14	19

En concreto, el estudio de la ocurrencia de comportamientos afiliativos post-conflicto en las muestras PC frente a las MC se realizó mediante tres análisis estadísticos: Para determinar si había diferencias entre los pares atraídos y los

dispersos de la muestra de PCs y respectivos MCs, según diferentes variables predictoras (i.e., las muestras se subdividen en función del sexo, la edad, y los estatus sociométricos), se aplicó la prueba T de Wilcoxon en los niveles de análisis de sujetos focales y de díadas de antagonistas (en el apartado de resultados se recoge para esta prueba estadística el estadístico Z). En el *nivel de análisis de pares PC-MC*, se aplicó el test de McNemar para determinar si no había igualdad entre las proporciones antes-después o de los pares antagonistas atraídos (a) y dispersos (d) de la muestra de pares pc-mc, también según diferentes variables predictoras (Véase la relación de variables en las [tablas 4.10, 4.12 y 4.14 del apéndice F](#)).

No obstante, muchos de los análisis realizados en los niveles de sujetos y de díadas no arrojaron diferencias significativas (a nivel de pares solamente se recogieron los resultados cuando los de los otros niveles no eran significativos). Una posibilidad razonable fue que esta falta de resultados significativos se debiera al pequeño tamaño muestral disponible en la mayoría de los análisis. Por ello, para el *nivel de análisis de pares PC-MC* también se aplicó el test de McNemar para determinar si no había igualdad entre la proporción de ocurrencia en los PCs de cada uno de los tipos de afiliación estudiados (conteo 1/0, ocurrencia/ no-ocurrencia) y la proporción de ocurrencia en los respectivos MCs (108 pares *PC-MC* para el primer curso, y 74 para el segundo curso), también según diferentes variables predictoras (i.e., las muestras se subdividen en función del sexo, la edad, y los estatus sociométricos); (véase la relación de variables en la [tabla 4.14 del apéndice F](#)).

Esta prueba de McNemar presenta dos tipos de salidas de resultados en función del tamaño de la muestra: para muestras pequeñas utiliza la distribución binomial, con una significación exacta bilateral, y para muestras grandes la corrección por continuidad basada en el estadístico χ^2 (con una significación asintótica).

Para el análisis de posibles variables predictoras que pudieran dar cuenta de la variación en las tendencias afiliativas post-conflicto (V_{RC} , V_{TA} y V_{CS}), se utilizaron las pruebas U de Mann-Whitney y H de Kruskal-Wallis, dependiendo del número de niveles de la variable, e.g., ≥ 2 , respectivamente. En el apartado de resultados se recogen los estadísticos Z y χ^2 para las pruebas U de Mann-Whitney y H de Kruskal-Wallis, respectivamente. Este análisis solo se realizó

para los niveles de sujetos focales y de díadas de antagonistas (véase la relación de variables predictoras en las [tablas 4.11 y 4.13](#) del [apéndice F](#)).

Para determinar si hubo atracción selectiva, es decir, si las conductas afiliativas post-conflicto tendían a ocurrir preferentemente entre los individuos antagonistas originalmente implicados en el conflicto, se utilizó el método de análisis propuesto por de Waal y Yoshihara (1983), que también está basado en la comparación de las muestras PC-MC. La definición operativa de “atracción selectiva” establece que, tras un conflicto agonístico, los implicados tienden a dirigir conductas afiliativas específicamente hacia su rival y no hacia otros miembros del grupo. Para ello se compara la proporción de oponentes principales con los cuales el sujeto focal (víctima) ha tenido interacciones afiliativas en los PC y en los MC (expresado como un porcentaje del número total de pares-contactados durante los PC y MC), independientemente de quién haya tomado la iniciativa del contacto y del número de contactos afiliativos. Este análisis sólo se aplicó cuándo la proporción de pares atraídos fue superior al de dispersos, incluso aunque tal diferencia no alcanzara valores estadísticamente significativos.

Para determinar la existencia de atracción selectiva se utilizó la prueba T de Wilcoxon (en concreto, en el apartado de resultados se presenta para esta prueba el estadístico Z). Los análisis correspondientes también se realizaron subdividiendo la muestra, para cada curso escolar, según variables como el curso, la edad, el sexo, el estatus de aceptación social- Jugar (véase en el [apéndice F](#), la [tabla 4.10](#)).

El nivel de significación utilizado en todos los análisis citados fue 0.05, utilizándose la corrección de Bonferroni en el caso de comparaciones múltiples. En el texto también se describen aquellos resultados cercanos a la significación, entre 0.05 y 0.10, que se tratan como tendencias.

Por último, hay que indicar que, debido a la escasez de resultados significativos en los análisis relacionados con las variables sociométricas del cuestionario de (+/-) Gustar, solo presentamos los resultados relacionados con las variables sociométricas del cuestionario de (+/-) Jugar (para los estatus de aceptación social y de amistad) y del cuestionario del mejor amigo (también para el estatus de amistad). De hecho, el contexto del juego (juego libre en el

recreo) es el utilizado en la parte conductual de este trabajo sobre resolución de conflictos en preescolares.

4.2.5. Análisis de datos sobre la función de la afiliación post-conflicto

En este apartado se recurrió al método del “Time-Rule” o de las ventanas de tiempo PC-MC (Aureli y col., 1989, 1992). Con este método se compara la distribución temporal de las conductas afiliativas durante el PC y el MC. Cada PC y MC de la muestra de pares PC-MC se divide en intervalos de 1 minuto y se compara la frecuencia de la primera conducta afiliativa en cada minuto. Se asume que una conducta afiliativa post-conflicto constituye, por ejemplo, una estrategia RC, si dicha conducta ha ocurrido durante la ventana de tiempo en la que la distribución de la primera conducta afiliativa durante el PC es significativamente mayor que la distribución de la primera conducta afiliativa durante el MC. La prueba estadística utilizada para la comparación, en cada minuto, de los pares PC-MC fue la T de Wilcoxon (en concreto, en el apartado de resultados se presenta para esta prueba el estadístico Z).

La ventana de tiempo se calculó para cada estrategia afiliativa de resolución de conflictos estudiada (RC, TA, CS general, CS, e IAF). Las muestras de cada campaña (i.e., 2001/02 y 2002/03) se analizaron por separado, ya que los resultados obtenidos fueron diferentes. Por otro lado, solamente se contemplaron dos niveles de análisis: sujetos y pares PC-MC. Por los motivos que comentamos en el capítulo 2, nuestra muestra de PCs y MCs se divide en tres grupos dependiendo de su tiempo de duración. Como consecuencia de ello, los análisis estadísticos fueron aplicados a cada grupo por separado y a un 4º grupo formado por los tres primeros minutos de los 182 pares PC-MC. No obstante, debido a la escasa muestra que compone cada grupo de PCs y MCs de tres y cuatro minutos, y la falta de resultados significativos, solo fueron utilizados los grupos de cinco minutos y de tres primeros minutos (véase la [tabla 4.5](#)).

Tabla 4.5. Muestra de pares PC-MC según su tiempo de duración

Duración	Curso 2001-02	Curso 2002-03
5 minutos	95	61
3 minutos primeros	108	74

En el nivel de análisis de los sujetos no diferenciamos los pares PC-MC en grupos según su duración. En este caso, cada sujeto puede estar implicado en uno o más episodios PC-MC, con lo cual, para cada intervalo de un minuto (5 intervalos en total), se suma la ocurrencia de la 1ª estrategia afiliativa estudiada (véase la [tabla 4.6](#)).

Tabla 4.6. Muestra de pares PC-MC, para la matriz de sujetos

Duración	Curso 2001-02	Curso 2002-03
5 minutos	49	43

Posteriormente, nos centramos en el estudio de la posible función de cualquiera de las tres estrategias afiliativas post-conflicto (RC, TA y CS) sobre las conductas agresivas post-conflicto (RA, SDA RD, e IA). Para este fin, se utilizó un método parecido al descrito anteriormente. En concreto, una vez establecida la “ventana de ocurrencia” de las estrategias de afiliación post-conflicto (del análisis al nivel de pares PC-MC), se diferenciaron los PCs positivos (PC+) de los negativos (PC-), siendo los PCs+ aquellos PCs donde la estrategia afiliativa post-conflicto estudiada ocurre durante la ventana de tiempo en la que hay diferencias significativas con respecto al periodo equivalente del MC (i.e., ventana de tiempo obtenida con el método de la time-rule); y los PC- aquellos PCs en los que la estrategia afiliativa post-conflicto no ocurrió durante esa ventana de tiempo mencionada. Una vez hecho esto, se comparó la frecuencia real de agresión post-conflicto de las post-ventanas de PCs+ y de PCs- (Veenema y col., 1994), utilizando la prueba U de Mann-Whitney (en el apartado de resultados se recoge el estadístico Z para esta prueba).

Con este procedimiento se intentó averiguar si la ocurrencia de afiliación PC (PC+) tenía algún efecto sobre la frecuencia real de ocurrencia de cualquiera de las conductas agonísticas PC estudiadas. Es decir, mediante este análisis se examinaron cuatro predicciones funcionales de la hipótesis de la reconciliación: que la ocurrencia de RC produce una reducción de la re-agresión (RA), de la agresión colateral del agresor (SDA), de la redirección (RD) de la víctima, y de la intervención agresiva (IA, IA1, e IA2). Estas hipótesis y predicciones fueron también aplicadas para las estrategias de afiliación triádica (TA) y para la Consolación (CSg, CS e IAF).

Para determinar la existencia de alguna relación entre las variables del tipo de PC (“PC+” y “PC-”) y la ocurrencia o no de agresión post-conflicto, se realizaron pruebas χ^2 para tablas de contingencia o el Test exacto de Fisher (cuando no se podía aplicar el χ^2 con un grado de libertad por no cumplir con las condiciones de Cochran).

En ambos casos, estas pruebas estadísticas se aplicaron para dos bloques de análisis: un análisis “global” donde no se diferenciaba el tipo de estrategia agresiva post-conflicto; y un bloque de análisis específico de cada estrategia agresiva post-conflicto (i.e., RA, RD, SDA, IA, IA1 e IA2). A su vez, este procedimiento se aplicó a la muestra de PCs de cinco minutos de duración (n = 156) y a la muestra de PCs con sólo los tres primeros minutos (n = 182). Por último, dentro de cada curso escolar, las muestras se subdividieron en función de la edad (edad diádica 1 y edad diádica 2) y del sexo (sexo diádico 1 y sexo diádico 2) (véase la [tabla 4.7](#); o la [tabla 4.15](#) del [apéndice G](#)).

Tabla 4.7. Variables de segmentación o subdivisión

Variables diádicas	Año1	Año2
Sexo1	Mismo: Diferente	Mismo: Diferente
Sexo2	Niña: Niño: Mixtas	Niña: Niño: Mixtas
Edad1	Misma: Diferente	Misma: Diferente
Edad2	3: 4: 5: Cercana: Distante	3: 4: 5: Cercana: Distante

Para analizar los efectos de la RC sobre la agresión PC (RA...) también se realizó otro análisis con las muestras de PCs + y de PCs - (de un total de 182 PCs). Este análisis solamente tuvo en cuenta si la estrategia agonística estudiada (i.e., RA, RD y SDA) ocurrió o no (conteo 1/0) durante cada tipo de PC posible (i.e., PC+ y PC-). En concreto, se comparó la frecuencia u ocurrencia de la estrategia agonística estudiada en los PCs+ con la ocurrencia de dicha estrategia agonística en los PCs-, aplicándose para ello la prueba de χ^2 (con un valor χ^2 crítico de 3,84, para un grado de libertad y una $p \leq 0,05$). Así mismo, este análisis (al nivel de pares) se realizó para cada curso escolar, según variables predictoras (véase la [tabla 4.16](#) del [apéndice G](#)) como el curso, la edad diádica (agresor y víctima), el sexo diádico, el estatus social diádico (Jugar), y el estatus de amistad (Mejor amigo y Jugar).

Finalmente, es preciso indicar que en este último análisis se corrigieron las frecuencias esperadas de las “ocurrencias” según la N (ya que ésta es diferente para los PC + y PC -). Por lo tanto, la fórmula para las frecuencias esperadas que se utilizó [para prueba de χ^2 fue: $E(PC+) = ((O_{pc+} + O_{pc-}) * (N_{pc+} / N_{Total}))$; y $E(PC-) = ((O_{pc+} + O_{pc-}) * (N_{pc-} / N_{Total}))$]. Siendo E la “frecuencia total” esperada, O la “frecuencia total” observada, y N_{Total} la suma de n_{pc+} y n_{pc-} .

El nivel de significación utilizado en todos los análisis del apartado de la función de la afiliación post-conflicto fue 0.05, utilizándose la corrección de Bonferroni en el caso de comparaciones múltiples. En el texto también se describen aquellos resultados cercanos a la significación, entre 0.05 y 0.10, que se tratan como tendencias.

4.3. Resultados

4. 3.1. Afiliación post-conflicto

A. Reconciliación (RC)

A. 1. Ocurrencia de reconciliación

En el curso 2001-02, los pares atraídos fueron 35 (32,41%), los dispersos fueron 19 (17,59%) y los neutros fueron 54 (50%). En el segundo año de estudio (2002-03), los pares atraídos fueron 22 (29,73%), los dispersos 20 (27,03%) y los neutros fueron 32 (43,24%) (Véase la **figura 4.1**).

En el *análisis a nivel de sujetos focales*, el valor promedio de la proporción de conflictos reconciliados V_{RC} fue de 0,17 o del 17% ($n = 49$ sujetos focales o víctimas) para el curso 2001-02, y de 0,05 o del 5% ($n = 43$) para el 2002-03.

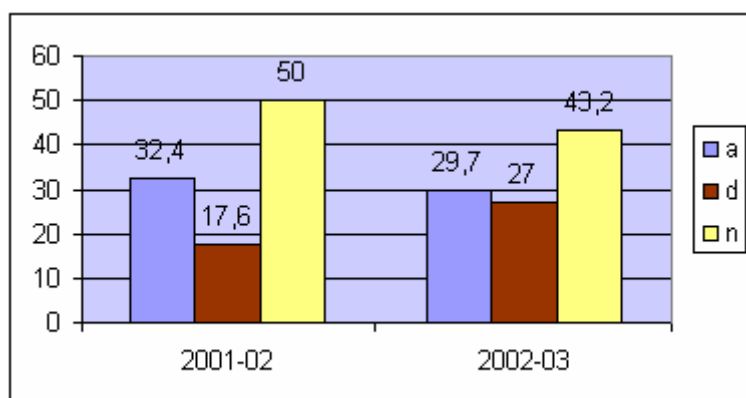


Figura 4.1. Porcentaje de pares atraídos (a), dispersos (d) y neutros (n) para cada curso escolar (2001-02 y 2002-03).

Aunque el número de pares atraídos fue mayor que el de dispersos en ambos periodos de estudio, las diferencias sólo fueron estadísticamente significativas en el primer año (pares atraídos vs. pares dispersos: 35 vs. 19; T-Wilcoxon: $Z = -1,988$; $p = 0,047$; $n = 49$). Es decir, se encontró reconciliación solamente en el primer curso escolar. Además, en este primer periodo de estudio se evidenció la existencia de RC, aunque de manera marginal, cuando las víctimas tienen 3 años de edad y cuando son niñas (19 vs. 6; $Z = -1,955$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $p = 0,051$; $n = 22$; y 11 vs. 5; $Z = -1,732$; $p = 0,083$; $n = 22$). Véase en el **apéndice H** la **tabla 4.17** sobre los valores promedio de V_{RC} para los sujetos focales.

En el *análisis a nivel de díadas*, cuando se analiza la proporción de pares atraídos versus dispersos en el primer año de estudio, se encontró RC en las díadas de antagonistas principales de la misma edad (33 vs. 17; $Z = -2,579$; $p = 0,010$; $n = 71$). También se evidenció la existencia de RC en las díadas de

antagonistas del mismo sexo (25 vs. 15; $Z = -2,000$; $p = 0,046$; $n = 55$) y en las díadas de asociados mutuos negativos-y-neutros (en función del estatus de amistad-Jugar) (12 vs. 1; $Z = -2,840$; $p = 0,005$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0125$; $n = 26$). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.17](#) sobre los valores promedio de V_{RC} para las díadas de antagonistas.

En los análisis de los datos obtenidos en el segundo curso, cuando las muestras se subdividen en función del estatus de amistad-jugar y de amistad, se encontró RC, aunque de manera tendencial, en las díadas de asociados unilaterales-negativos (5 vs. 0; $Z = -1,890$; $p = 0,059$; $\alpha_{\text{corregido (amistad-jugar)}} = 0,0125$; $n = 6$) y en las díadas de no-amigos (11 vs. 4; $Z = -1,941$; $p = 0,052$; $\alpha_{\text{corregido (amistad)}} = 0,0166$; $n = 22$). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.17](#) sobre los valores promedio de V_{RC} para las díadas de antagonistas.

En el *nivel de análisis de pares PC-MC*, del primer curso escolar, se encontró que en los pares antagonistas que tienen 3 años la proporción de RC en el PC aumenta significativamente con respecto a la del MC (0,39 vs. 0,11; McNemar, $p = 0,011$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $n = 46$), por lo que se puede concluir que hay RC cuando los pares antagonistas son los de tres años.

En este *nivel de análisis de pares PC-MC* también se aplicó el test de McNemar para determinar si no había igualdad entre la proporción de ocurrencia de RC en los PCs (conteo 1/0) y la proporción de ocurrencia de RC en los respectivos MCs, según diferentes variables predictoras (i.e., las muestras se subdividen en función del sexo, la edad, y los estatus sociométricos de los pares antagonistas).

En el primer curso escolar se encontró que la proporción de ocurrencia de reconciliación en el PC aumentó significativamente con respecto a la del MC (0,43 vs. 0,27; McNemar, $X^2_{\text{continuity corrected}} = 8,258$; g.l. = 1; $p_{\text{(asympt. sig.)}} = 0,004$; $n = 108$). Es decir, se puede concluir que hay RC en los pares antagonistas del primer curso. Por otro lado, se evidenció que hay RC en los pares antagonistas principales que tienen el mismo sexo (0,5 vs. 0,35; McNemar, $p = 0,041$; $n = 68$); También se encontró RC, aunque de manera marginal, en los pares antagonistas principales de sexo mixto o diferente (0,3 vs. 0,13; McNemar, $p = 0,065$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $n = 40$). Cuando las muestras se subdividen en función de la variable edad, se evidenció la existencia de RC en los pares antagonistas principales de 3 años y de la misma edad (0,46 vs. 0,20; McNemar, $p = 0,002$;

α corregido =0,01; n =46; y 0,5 vs. 0,31; McNemar, $X^2_{\text{continuity corrected}} =9,481$; g.l. = 1; p (asympt. sig.) =0,002; n =88). Así mismo, cuando las muestras se subdividen en función de la variable estatus de amistad-jugar, se encontró RC en los pares antagonistas asociados mutuos negativos-y-neutros (0,43 vs. 0,07; McNemar, $p=0,002$; α corregido =0,0125; n =28).

En el segundo curso escolar, se encontró RC, aunque de manera tendencial, solamente en los pares antagonistas principales que son asociados mutuos negativos-y-neutros (variable estatus de amistad-jugar) (0,73 vs. 0,4; McNemar, $p=0,063$; α corregido =0,0125; n =15).

A.2. Predictores de la variación en la tendencia conciliadora (V_{RC})

En el *análisis a nivel de sujetos focales* se encontró que, en el primer curso escolar, cuando las víctimas tienen 4 años, hay una diferencia significativa entre las tendencias conciliadoras (V_{RC}) de los rechazados y de los populares (estatus de aceptación social-jugar) a favor de los primeros. Es decir, cuando las víctimas son los rechazados de 4 años hay mayor frecuencia de RC que cuando éstas son los populares de esa edad (Medias: 0,38 vs. -0,03; U de Mann-Whitney: $Z = -2,291$; $p =0,022$; α corregido =0,0166; n_1 (rechazados) = 2; n_1 (populares) = 6) (véase la [figura 4.2](#)).

En el segundo curso escolar, cuando las víctimas tienen 3 años, y en relación con el estatus de aceptación social-jugar, se encuentran diferencias que rozan la significación entre las tendencias conciliatorias (V_{RC}) de las tres categorías analizadas (H de Kruskal-Wallis: $X^2 = 4,696$; g.l. = 2; $p =0,096$; n_1 (populares) = n_2 (rechazados) = n_3 (aislados) = 4). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.17](#) sobre los valores promedio de V_{RC} para los sujetos focales.

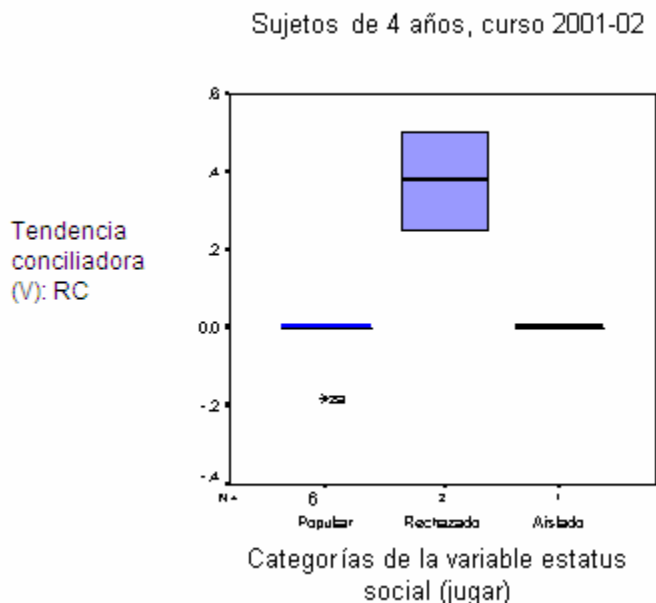


Figura 4.2. Variación en V_{RC} ($Md \pm$ rango intercuartil) entre los sujetos focales (víctimas) de 4 años del primer curso, en función del estatus de aceptación social (Jugar). (SEM, Media \pm SE de rechazados vs. populares: $0,38 \pm 0,13$ vs. $-0,03 \pm 0,03$).

A nivel de las díadas, y con respecto a la variable estatus de amistad, sólo se encontró que las díadas de antagonistas de 4 años con estatus de no-amigos se reconcilian con mayor frecuencia que las de amigos-unilaterales de esa edad, aunque de manera marginal ($0,30$ vs. $-0,75$; $Z = -2,024$; $p = 0,043$; α corregido $= 0,0166$; n_1 (No amigos) = 10; n_2 (amigos unilaterales) = 4). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.17](#) sobre los valores promedio de V_{RC} para las díadas de antagonistas.

A.3. Atracción Selectiva

Aunque no hubo reconciliación, los análisis indicaron que, en el segundo curso escolar, la proporción de oponentes principales con los que el antagonista focal (víctima) contacta afiliativamente fue mayor en los PCs que en los MCs. Es decir, se encontró atracción selectiva en los conflictos recogidos en ese curso escolar (T- Wilcoxon: $Z = -2,315$; $p = 0,021$; $n = 43$).

Respecto a los análisis realizados con la muestra subdividida en función de diversas variables predictoras (i.e., el sexo, la edad y el estatus social-jugar de

la víctima; véase en el **apéndice F**, la **tabla 4.10**), en el primer año, se encontró atracción selectiva cuando los antagonistas-focales son los de 4 años de edad del primer año ($Z = -2,547$; $p = 0,011$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $n = 17$). En el segundo curso escolar, se evidenció la existencia de atracción selectiva cuando los antagonistas-focales son los niños ($Z = -2,295$; $p = 0,022$; $n = 2$) y, rozando la significación, cuando los antagonistas-focales son los de 3 años ($Z = -2,223$; $p = 0,026$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $n = 21$).

B. Afiliación Triádica (TA)

B.1. Ocurrencia de afiliación triádica

En el curso 2001-02, los pares atraídos fueron 47 (43,52%), los dispersos fueron 60 (55,55%) y sólo hubo 1 par neutro (0,93%). En el segundo año de estudio (2002-03), los pares atraídos fueron 20 (27,03%), los dispersos 53 (71,62%) y sólo 1 par neutro (1,35%) (Véase la **figura 4.3**).

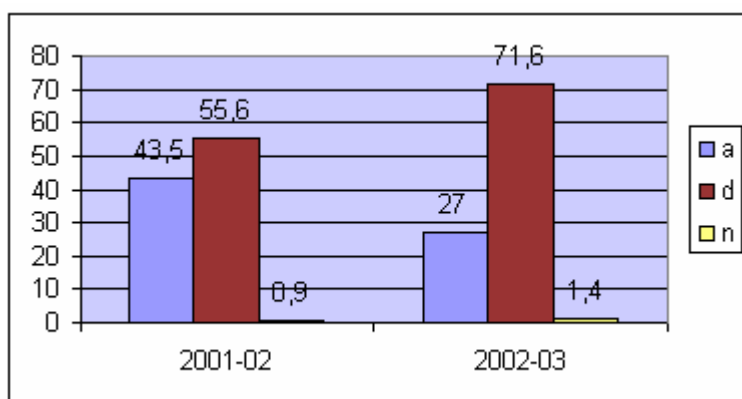


Figura 4.3. Porcentaje de pares atraídos (a), dispersos (d) y neutros (n) para cada curso escolar (2001-02 y 2002-03).

En general se observó que la proporción de afiliación triádica en el MC fue mayor que en el PC. En conclusión, los datos obtenidos en este estudio indican una ausencia de esta estrategia en las muestras analizadas.

De todos modos, cuando se realizó el análisis sobre la ocurrencia de TA a nivel de díadas se encontró una tendencia a la afiliación triádica en las díadas de antagonistas *con edad mixta o diferente* del primer curso (14 vs. 6; $Z = -1,789$; $p = 0,074$; $n = 20$) (Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.18](#) sobre los valores promedio de V_{TA} para las díadas de antagonistas). En los análisis a *nivel de pares PC-MC* no se encontraron resultados significativos, de hecho, la proporción de pares atraídos no fue superior a la de los pares dispersos.

B.2. Predictores de la variación en la tendencia de afiliación triádica (V_{TA})

En el *análisis a nivel de díadas*, respecto a la variable edad, se encontró una mayor frecuencia de TA en las díadas de antagonistas de diferente edad que en las de la misma edad del primer curso (0,40 vs. -0,19; $Z = -2,378$; $p = 0,017$; n_1 (diferente edad) = 20; n_2 (misma edad) = 71). Véase la [figura 4.4](#) y, en el [apéndice H](#), la [tabla 4.18](#) sobre los valores promedio de V_{TA} para las díadas de antagonistas.

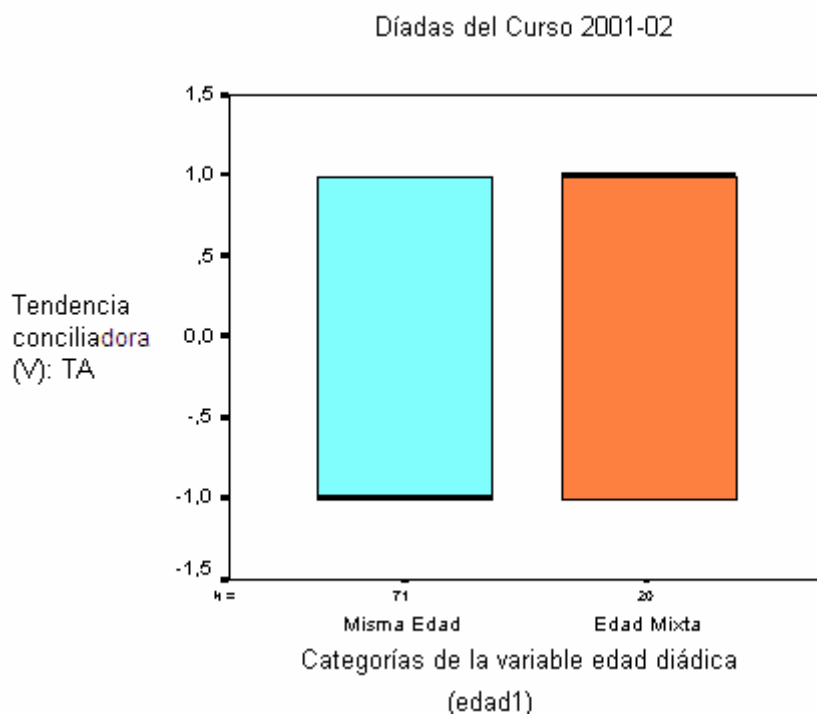


Figura 4.4. Variación en V_{TA} ($Md \pm$ rango intercuartil) entre las díadas de antagonistas de “edad1” (i.e., diferente edad vs. misma edad) del primer curso. (SEM, Media \pm SE de diferente edad vs. Misma edad: $0,40 \pm 0,21$ vs. $-0,19 \pm 0,11$).

En el segundo año escolar, en relación con la variable sexo, se encontraron diferencias significativas entre las tendencias de afiliación triádica (V_{TA}) de las tres categorías analizadas ($X^2= 6,374$; g.l.= 2; $p =0,041$; n_1 (niñas) = 8; n_2 (niños) = 25; n_3 (díadas mixtas) = 29). En concreto, pruebas a posteriori, utilizando el test de U de Mann-Whitney, revelaron más TA en las díadas de antagonistas niñas que en las de niños, aunque de manera marginal (0,06 vs. -0,60; $Z = -2,402$; $p =0,044$; α corregido =0,0166; n_1 (niñas) = 8; n_2 (niños) = 25). Véase la [figura 4.5](#) y, en el [apéndice H](#), la [tabla 4.18](#) sobre los valores promedio de V_{TA} para las díadas.

En cuanto a la variable edad, también se encontraron diferencias significativas entre las cinco categorías analizadas ($X^2= 11,36$; g.l.=4; $p =0,023$; n_1 (3 años) = 29; n_2 (4 años) = 19; n_3 (5 años) = 7; n_4 (3-4 y 4-5) = 5; n_5 (3-5 años) = 2). En concreto, pruebas a posteriori, revelaron la existencia de mayor TA, aunque de forma marginal, en las díadas de 3-5 años (edad distante) que en las de 4 años y que en las de 3 años (1,00 vs. -0,63; $Z = -2,428$; $p =0,015$; α corregido =0,005; n_1 (3-5 años) = 2; n_2 (4 años) = 19; y 1,00 vs. -0,53; $Z = -2,275$; $p =0,023$; α corregido =0,005; n_1 (3-5 años) = 2; n_2 (3 años) = 29), y en las díadas de edad distante más que en las de edad cercana (1,00 vs. -1,00; $Z = -2,449$; $p =0,014$; α corregido =0,005; n_1 (3-5 años) = 2; n_2 (3-4 y 4-5 años) = 5). Véase la [figura 4.6](#) y, en el [apéndice H](#), la [tabla 4.18](#) sobre los valores promedio de V_{TA} para las díadas de antagonistas.

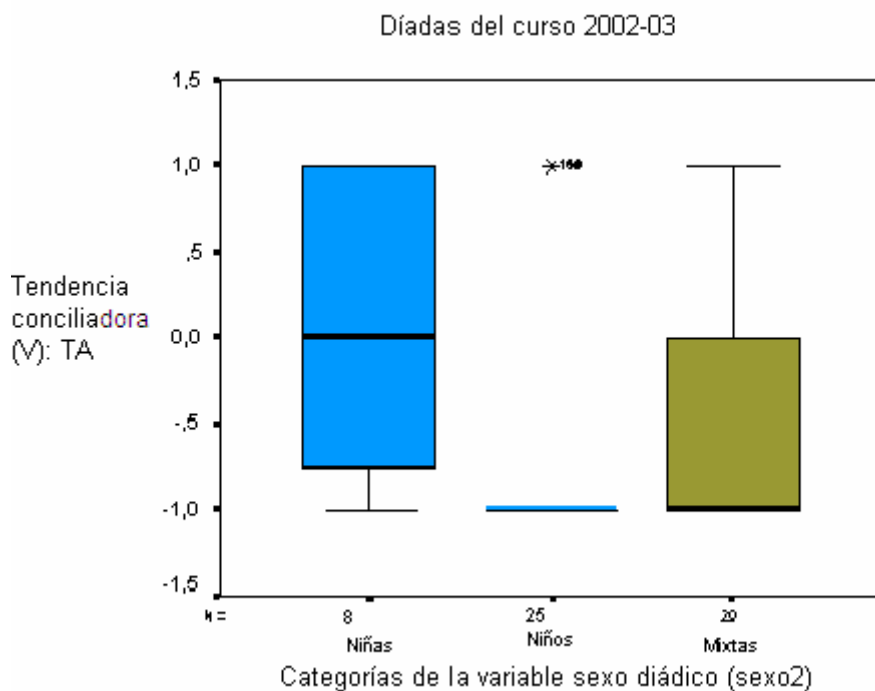


Figura 4.5. Variación en V_{TA} ($Md \pm$ rango intercuartil) entre las díadas de antagonistas de “sexo2” (i.e., niñas vs. niños vs. sexo diferente o mixto) del segundo curso. (SEM, Media \pm SE de niñas vs. niños: $0,06 \pm 0,31$ vs. $-0,60 \pm 0,16$).

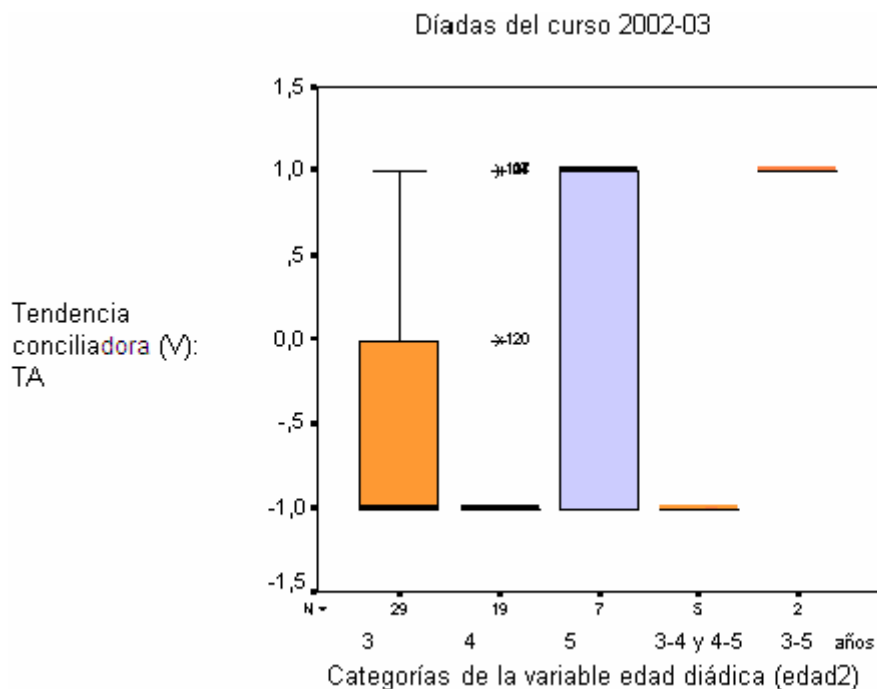


Figura 4.6. Variación en V_{TA} ($Md \pm$ rango intercuartil) entre las díadas de antagonistas de “edad2” (i.e., 3 años vs. 4 año vs. 5 años vs. edad cercana vs. edad distante) del segundo

curso. (SEM, Media \pm SE de 3-5 años vs. 4 años, 3-5 años vs. 3 años, y 3-5 años vs. Edad cercana: $1,00 \pm 0,00$ vs. $-0,63 \pm 0,17$; $1,00 \pm 0,00$ vs. $-0,53 \pm 0,14$; y $1,00 \pm 0,00$ vs. $-1,00 \pm 0,00$).

C. Consolación General (CSg)

C.1. Ocurrencia de consolación general

En el curso 2001-02, los pares atraídos fueron 55 (50,93%), los dispersos fueron 39 (36,11%) y los neutros fueron 14 (13%). En el curso 2002-03, los pares atraídos fueron 31 (41,89%), los dispersos 26 (35,14%) y los neutros fueron 17 (22,97%) (Véase la [figura 4.7](#)).

En el *análisis a nivel de sujetos focales*, el valor promedio de tendencia de consolación-general (V_{CSg}) fue del 13% ($n = 49$ sujetos focales o víctimas) para el curso 2001-02, y de -0,01 o del -1% ($n = 43$) para el 2002-03.

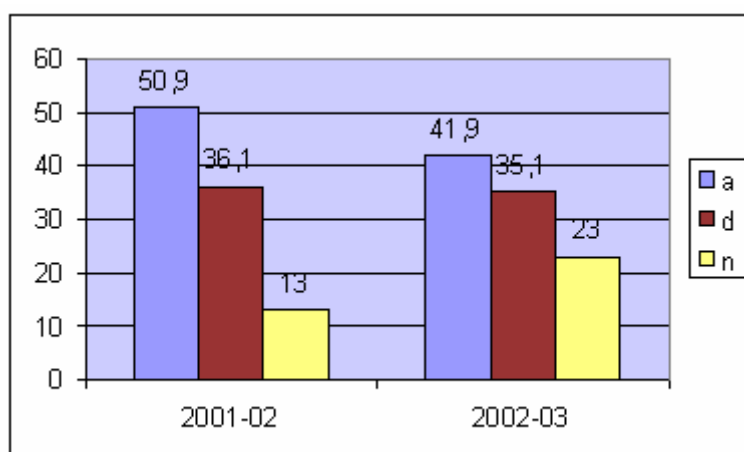


Figura 4.7. Porcentaje de pares atraídos (a), dispersos (d) y neutros (n) para cada curso escolar (2001-02, y 2002-03).

Aunque el número de pares atraídos fue mayor que el de dispersos en ambos periodos de estudio, las diferencias no fueron estadísticamente significativas en ninguno de ellos. Es decir, por curso escolar, no se encontró consolación-general (CSg). No obstante, sí se encontró CSg, aunque de manera marginal, cuando se consideraron las víctimas del primer curso escolar

(55 vs. 38; $Z = -1,757$; $p = 0,079$; $n = 49$). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.19](#) sobre los valores promedio de V_{CSg} para los sujetos focales.

Sí estos análisis *al nivel de sujetos focales* se hacen sobre muestras parciales, en función de variables como la edad, el sexo y el estatus sociométrico, se puede señalar que, de manera marginal, se encontró consolación-general (CSg) cuando las víctimas tienen 4 años (22 vs. 13; $Z = -1,795$; $p = 0,073$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $n = 17$), son niños (38 vs. 25; $Z = -1,651$; $p = 0,099$; $n = 27$) y tienen estatus de rechazados (Estatus de aceptación social-Jugar) (10 vs. 3; $Z = -2,121$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $p = 0,034$; $n = 8$). Y, por último, en el segundo curso escolar, también se encontró una tendencia a la consolación-general cuando las víctimas son niños (17 vs. 8; $Z = -1,726$; $p = 0,084$; $n = 22$). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.19](#) sobre los valores promedio de V_{CSg} para los sujetos focales.

En el *nivel de análisis de pares pc-mc*, del primer curso escolar, cuando los pares antagonistas son asociados unilaterales-negativos (variable estatus de amistad), se encontró que la proporción de ocurrencia de CSg en el PC (por conteo 1/0) aumentó de manera marginal con respecto a la del MC; Es decir, se evidenció la existencia de CSg, aunque de manera marginal (0,89 vs. 0,33; McNemar, $p = 0,063$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0125$; $n = 9$). Así mismo, se encontró tendencia a la CSg cuando los pares antagonistas tienen estatus social (diádico) de “otros-popular” (0,76 vs. 0,42; McNemar, $p = 0,052$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0125$; $n = 29$).

En el segundo curso escolar, se encontró tendencia a la CSg cuando los pares antagonistas tienen 5 años (0,75 vs. 0,13; McNemar, $p = 0,063$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,01$; $n = 8$).

C.2. Predictores de la variación en la tendencia de consolación general (V_{CSg})

En el *análisis a nivel de sujetos focales*, y sólo en el segundo año escolar, se encontró una mayor tendencia a la consolación-general cuando los niños son las víctimas que cuando lo son las niñas (0,19 vs. -0,20; $Z = -1,771$; $p = 0,076$; n_1 (niños) = 22; n_2 (niñas) = 21). También se observó que cuando las víctimas son *niñas*, y respecto a la variable aceptación social-Jugar, hubo

diferencias marginales entre las tendencias de consolación-general (V_{CSg}) de las tres categorías analizadas ($X^2= 5,907$; g.l.= 2; $p =0,052$; n_1 (populares) = 3; n_2 (rechazados) = 2; n_3 (aislados) = 3). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.19](#) sobre los valores promedio de V_{CSg} para los sujetos focales.

A *nivel de díadas*, solamente en el primer curso, y en relación con la variable estatus de amistad, se encontró una tendencia mayor a la consolación-general (V_{CSg}) cuando las díadas de antagonistas son de sexo mixto con estatus de amigos-unilaterales que cuando son de sexo mixto con estatus de no-amigos (1,00 vs. 0,14; $Z = -1,895$; $p =0,058$; α corregido =0,0166; n_1 (amigos unilaterales) = 5; n_2 (No amigos) = 14) (véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.19](#) sobre los valores promedio de V_{CSg} para las díadas de antagonistas).

En el segundo curso, y respecto a la variable sexo, se detectaron diferencias que rozan la significación entre las tendencias de consolación-general (V_{CSg}) de las tres categorías analizadas ($X^2= 5,250$; g.l.= 2; $p =0,072$; n_1 (niñas) = 8; n_2 (niños) = 25; n_3 (díadas mixtas) = 29) (véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.19](#) sobre los valores promedio de V_{CSg} para las díadas de antagonistas).

También en este segundo curso, cuando las díadas de antagonistas son *niñas*, y respecto a la variable estatus de aceptación social-Jugar2 (i.e., estatus social diádico o de la díada de antagonistas principales; véase la [tabla 4.13](#) del nivel de las díadas, en el [apéndice F](#)), se encontraron diferencias marginales entre las tendencias de consolación-general (V_{CSg}) de las tres categorías analizadas ($X^2= 4,800$; g.l.= 2; $p =0,091$; n_1 (otros) = n_2 (otros-popular) = n_3 (otros-aislado) = 2) (véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.19](#) sobre los valores promedio de V_{CSg} para las díadas de antagonistas).

D. Consolación (receptor víctima), CS

D.1. Ocurrencia de consolación

En el curso 2001-02, los pares atraídos fueron 47 (43,52%), los dispersos fueron 35 (32,41%) y los neutros fueron 26 (24,07%). En el segundo año de estudio (2002-03), los pares atraídos fueron 28 (37,84%), los dispersos 26 (35,14%) y los neutros fueron 20 (27,03%) (Véase la [figura 4.8](#)).

En el *análisis a nivel de sujetos focales*, el valor promedio de tendencia de consolación (V_{CS}) fue de 0,09 o del 9% ($n = 49$ sujetos focales o víctimas) para el curso 2001-02, y de -0,01 o del -1% ($n = 43$) para el 2002-03.

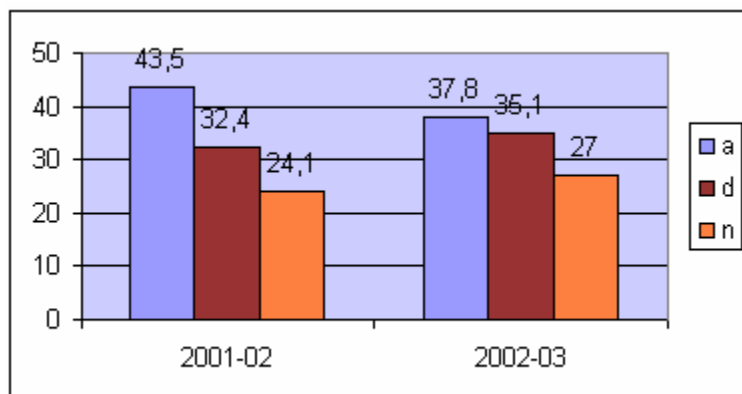


Figura 4.8. Porcentaje de pares atraídos (a), dispersos (d) y neutros (n) para cada curso escolar (2001-02, y 2002-03).

Aunque el número de pares atraídos fue mayor que el de dispersos en ambos periodos de estudio, las diferencias no fueron estadísticamente significativas para ninguno de los cursos escolares. De nuevo, sólo en el primer curso escolar, en relación con la variable *estatus de aceptación social-Jugar*, se encontró una tendencia a la consolación dirigida hacia las víctimas (CS) cuando éstas tienen estatus de rechazados (9 vs. 2; $Z = -2,121$; $p = 0,034$; α corregido = 0,0166; $n = 8$). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.20](#) sobre los valores promedio de V_{CS} para los sujetos focales.

En el *nivel de análisis de pares pc-mc*, solamente cuando los pares antagonistas eran del primer curso escolar, se evidenció la existencia de CS (0,53 vs. 0,26: McNemar, sig. exacta bilateral = 0,099; $n = 38$).

D.2. Predictores de la variación en la tendencia de consolación (V_{CS})

Para este bloque de análisis de los posibles predictores de la variación en V_{CS} , no se encontraron diferencias significativas en ninguno de los análisis.

E. Intervención Afiliativa (receptor el agresor), IAF

E.1. Ocurrencia de intervención afiliativa

En el curso 2001-02, los pares atraídos fueron 16 (14,81%), los dispersos fueron 14 (12,96%) y los neutros fueron 78 (72,22%). En el segundo año de estudio (2002-03), los pares atraídos fueron 9 (12,16%), los dispersos 6 (8,11%) y los neutros fueron 59 (79,73%) (Véase la **figura 4.9**).

En el *análisis a nivel de sujetos focales*, el valor promedio de tendencia de intervención afiliativa (V_{IAF}) fue de -0,01 o del -1% ($n = 49$ sujetos focales o víctimas) para el curso 2001-02, y de 0,01 o del 1% ($n = 43$) para el 2002-03. En cuanto a los *análisis a nivel de díadas*, el valor promedio de V_{IAF} fue de 0,01 o del 1% ($n = 91$ díadas de antagonistas) para el curso 2001-02, y de 0,05 o del 5% ($n = 62$) para el 2002-03.

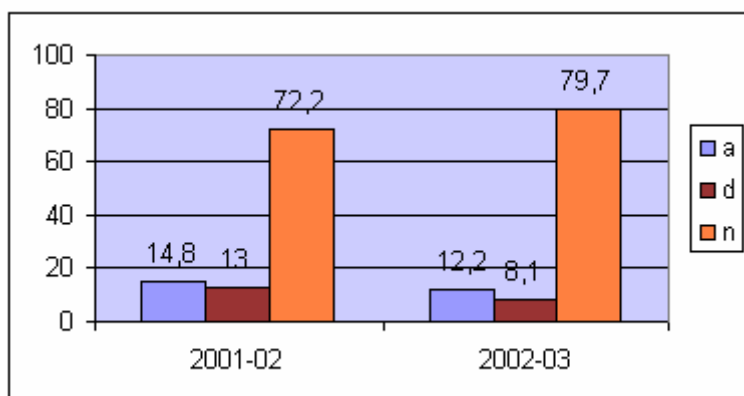


Figura 4.9. Porcentaje de pares atraídos (a), dispersos (d) y neutros (n) para cada curso escolar (2001-02, y 2002-03).

En relación con el *análisis a nivel de sujetos focales*, aunque el número de pares atraídos fue mayor que el de dispersos en ambos periodos de estudio, las diferencias no fueron estadísticamente significativas por lo que hay que concluir que tampoco hubo intervención afiliativa (afiliación post-conflicto dirigida hacia el agresor) en ninguno de los cursos escolares. Únicamente, en el segundo curso, se encontró una tendencia a la IAF cuando las víctimas son de 4 años (8 vs. 1; $Z = -1,841$; $p = 0,066$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $n = 14$). Véase en

el [apéndice H](#) la [tabla 4.21](#) sobre los valores promedio de V_{IAF} para los sujetos focales.

En cuanto a los *análisis a nivel de díadas*, en el primer curso y respecto a la variable estatus de amistad, se encontró una tendencia a la IAF cuando las díadas de antagonistas tienen estatus de amigos-unilaterales (4 vs. 0; $Z = -2,000$; $p = 0,046$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; $n = 10$). Véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.21](#) sobre los valores promedio de V_{IAF} para las díadas de antagonistas.

E.2. Predictores de la variación en la tendencia de intervención afiliativa (V_{IAF})

En el *análisis a nivel de sujetos focales*, en el primer curso, la variable edad también detectó diferencias que rozan la significación entre las tendencias de intervención afiliativa (V_{IAF}) de las tres categorías analizadas ($X^2 = 5,703$; g.l. = 2; $p = 0,058$; n_1 (3 años) = 22; n_2 (4 años) = 17; n_3 (5 años) = 10) (véase en el [apéndice H](#) la [tabla 4.21](#) sobre los valores promedio de V_{IAF} para los sujetos focales).

En el segundo curso escolar, la variable edad de nuevo detectó diferencias significativas entre las tendencias de intervención afiliativa (V_{IAF}) de las tres categorías analizadas ($X^2 = 8,879$; g.l. = 2; $p = 0,012$; n_1 (3 años) = 21; n_2 (4 años) = 14; n_3 (5 años) = 8). En concreto, pruebas a posteriori, evidenciaron una mayor IAF cuando las víctimas tienen 4 años que cuando tienen 3 años (0,26 vs -0,09; $Z = -2,749$; $p = 0,006$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; n_1 (4 años) = 14; n_2 (3 años) = 21) y, de manera marginal, mayor IAF cuando las víctimas son de 4 años que cuando son de 5 años (0,26 vs -0,13; $Z = -1,956$; $p = 0,05$; $\alpha_{\text{corregido}} = 0,0166$; n_1 (4 años) = 14; n_2 (5 años) = 8). Véase la [figura 4.10](#) y, en el [apéndice H](#), la [tabla 4.21](#) sobre los valores promedio de V_{IAF} para los sujetos focales.

