

Hacia una comprensión más amplia de las alianzas divididas en terapia familiar: Agregar el terapeuta a la mezcla

Valentín Escudero¹ | Myrna L. Friedlander² | Dennis M. Kivlighan Jr.³ | Alberto Abascal⁴ | Edmund Orlowski⁵

¹Departamento de Psicología, Universidad de A Coruña, A Coruña, España

²Department of Educational & Counseling Psychology, University at Albany/State University of New York, Albany, New York, USA

³Department of Counseling, Higher Education and Special Education, University of Maryland, College Park, Maryland, USA

⁴Unidad de Investigación en Intervención y Cuidado Familiar, Universidad de A Coruña, A Coruña, España

⁵Department of Educational & Counseling Psychology, University at Albany/State University of New York, Albany, New York, USA

Correspondencia

Valentín Escudero, Departamento de Psicología, Universidad de A Coruña, Campus de Elviña, 15071 A Coruña, España.
Email: valentin.escudero@udc.es

Funding information

Este estudio fue realizado gracias a la colaboración del Programa de Evaluación y Tratamiento Terapéutico de Menores en Situación de Riesgo o Desamparo, financiado por la Xunta de Galicia, España.

Resumen

Con el objetivo general de ampliar nuestra comprensión de la alianza dividida en terapia familiar, investigamos la frecuencia y los correlatos de las sesiones en las que terapeutas, adolescentes y progenitores o cuidadores participantes de la terapia informaron tener percepciones marcadamente diferentes de la alianza. La muestra consistió de 156 familias españolas que recibieron *Alliance Empowerment Family Therapy* (Escudero, *Adolescentes y familias en conflicto. Terapia familiar centrada en la alianza terapéutica: Manual de tratamiento*. Edición UIICF/Fundación Meniños, 2013) para la reparación de situaciones de maltrato infantil. Los familiares y terapeutas valoraron la alianza en el SOFTA-s (Friedlander et al., *Journal of Counseling Psychology*, 2006, 53, 214) después de las sesiones 3, 6 y 9; además, los miembros de la familia calificaron sus percepciones del *progreso del tratamiento* antes de iniciar las sesiones 4, 7 y 10. Un análisis de clúster diferenció las sesiones con *alianza dividida adulto-adolescente* (27,7%) de las sesiones con *alianza dividida terapeuta-familia* (44,1%) y las que tenían una *alianza equilibrada* (puntuaciones similares entre adolescente, cuidador, y terapeuta; 28,2%). El progreso del tratamiento puntuado por el cliente resultó

This is an open access article under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivs License, which permits use and distribution in any medium, provided the original work is properly cited, the use is non-commercial and no modifications or adaptations are made.

© 2021 The Authors. *Family Process* published by Wiley Periodicals LLC on behalf of Family Process Institute

diferencialmente asociado con el tipo de alianza dividida y con la puntuación promedio de la alianza, mientras que los mejores resultados pos-tratamiento (tanto en funcionamiento infantil como en logro de objetivos familiares) se asociaron con haber tenido menos sesiones con cualquier tipo de alianza dividida.

PALABRAS CLAVE

Alianza Dividida, Alianza Terapéutica, Maltrato Infantil, Proceso de Terapia Familiar, SOFTA

Desde que la alianza de trabajo en terapia de pareja y familia fue descrita por primera vez por Pinsolf y Catherall (1986), se ha investigado ampliamente uno de sus aspectos más diferenciales; nos referimos a la *alianza dividida* que ocurre cuando las alianzas de los miembros de la familia con el terapeuta están desequilibradas, es decir, cuando son calificadas como más fuertes o positivas por un cliente que por otro. Varios estudios han demostrado que las alianzas divididas ocurren de forma habitual (por ej., Heatherington y Friedlander, 1990), se pueden observar en el comportamiento de las sesiones (Friedlander et al., 2008, 2021; Muñiz de la Peña et al., 2012; Sotero et al., 2016), varían en tiempo y severidad (Muñiz de la Peña et al., 2009), y tienden a predecir peores resultados de terapia de pareja y familia (meta-analítico $r = 0.316$, $d = 0.666$; Friedlander et al., 2018).

Sin embargo, estos hallazgos generales explican poco sobre la complejidad del fenómeno. La variabilidad de las alianzas divididas se hizo evidente en un estudio con dos muestras de terapia familiar, una de los EE. UU. y otra en España (Muñiz de la Peña et al., 2009). En ambas muestras, las alianzas de adolescentes con el terapeuta fueron más fuertes que las de sus padres con la misma frecuencia que las alianzas de los padres excedieron las de sus hijos. Además, las alianzas divididas empeoraron con el tiempo en algunos casos, pero mejoraron en otros, subrayando la necesidad de comprender su ocurrencia con mayor profundidad.

Para avanzar en el conocimiento sobre este tema, investigamos (a) cuán común es que las perspectivas de los terapeutas sobre la alianza difieran de las de los miembros de la familia, y (b) cómo las sesiones con alianza dividida, evaluadas en tres puntos temporales del proceso de terapia, están asociadas con progreso terapéutico percibido y resultados posteriores al tratamiento. Razonamos que, sin evaluar la perspectiva del terapeuta sobre la alianza en relación con las perspectivas de los miembros de la familia, una comprensión sistémica de este complejo fenómeno es incompleta. Así como cada miembro de la familia se forma una impresión de su alianza personal con el terapeuta al comparar las respuestas del terapeuta hacia él/ella con las respuestas del terapeuta a todos los demás miembros, también los terapeutas se forman una impresión de su alianza con el sistema familiar al monitorear cómo responde cada persona, qué tan segura parece sentirse cada persona en el contexto terapéutico, y cómo los miembros de la familia están colaborando entre sí para establecer objetivos y llevar a cabo las tareas de terapia. En la medida en que las percepciones de la alianza sean consistentes con el comportamiento en sesión, como cuando un adolescente que se siente alejado del proceso se niega a dar su opinión sobre algo que le atañe, la alianza de cada persona puede tanto influir como influenciarse por las alianzas de otros, tanto terapeutas como familiares.

Una forma en que los terapeutas intentan mantener una alianza equilibrada es no elevar la importancia de las preocupaciones de un miembro de la familia sobre las preocupaciones

de otros miembros de la familia. Sin embargo, este acto de equilibrio puede fallar cuando cambia la dinámica dentro de una sesión; como, por ejemplo, cuando un cliente comienza a culpar a otro cliente y el terapeuta confronta a la persona que está acusando para así proteger a la persona más vulnerable (cf. Escudero et al., 2012). Incluso en ausencia de conflicto hostil, una alianza equilibrada puede desequilibrarse cuando un comentario empático del terapeuta hacia un miembro de la familia es visto como parcial por otros miembros de la familia (cf. Friedlander et al., 2021). Si el terapeuta no sabe que los clientes están sintiendo que el proceso terapéutico no es útil, la valoración y puntuación que hace el terapeuta de la alianza podría exceder en gran medida las valoraciones de todos los miembros de la familia.

A pesar de la importancia de comparar la visión del terapeuta de la alianza con la de los adolescentes y progenitores o cuidadores, localizamos solamente un estudio de terapia familiar que lo hizo (Welters-van de Poll et al., 2020). Los resultados mostraron que las percepciones de los terapeutas sobre la alianza eran menos congruentes con las percepciones de los adolescentes que con las de sus padres, particularmente con las de las madres. Sin embargo, los autores de ese estudio no estudiaron la congruencia de las percepciones de la alianza entre todas las perspectivas (padre/madre, hijo, terapeuta), ni tampoco la asociación entre la congruencia de la alianza y los resultados del tratamiento.

Con respecto al resultado terapéutico, algunos estudios previos encontraron que las sesiones familiares con alianzas más desequilibradas (operacionalizadas como puntuación de alianza de los padres menos puntuación de alianza de los adolescentes) predijeron la no finalización del tratamiento (por ej., Robbins et al., 2003). Con respecto a las percepciones del progreso terapéutico durante el tratamiento familiar conjunto, encontramos dos estudios relevantes: (a) en un estudio de terapia familiar, las percepciones de la alianza de adolescentes y padres se asociaron positivamente con sus calificaciones de mejoría terapéutica (Friedlander et al., 2012); y (b) en un estudio de terapia de pareja, las percepciones de alianza medidas a lo largo del proceso de terapia covariaron con las percepciones de los clientes sobre su bienestar personal (Kuhlman et al., 2013). Aunque las alianzas divididas no fueron objeto de ninguno de los estudios mencionados, sus resultados sugieren que la alianza terapéutica puede predecir las percepciones de los clientes sobre el progreso terapéutico y viceversa.

Para llevar a cabo el presente estudio, utilizamos una base de datos de archivo de medidas administradas en el transcurso de un programa de Terapia Familiar de Empoderamiento de la Alianza (AEFT; Escudero, 2013, 2020), un tratamiento manualizado basado en la intervención en equipo y desarrollado específicamente para familias en el contexto de riesgo o con medidas de protección a la infancia. Como su nombre lo indica, en la AEFT se considera que construir, equilibrar y mantener alianzas de trabajo fuertes es de primordial importancia para facilitar el cambio en la familia. El supuesto esencial es este: para que los clientes asuman el riesgo conductual y emocional necesario para un cambio sistémico, cada miembro de la familia necesita desarrollar un fuerte vínculo personal con el terapeuta y sentirse seguro en el contexto terapéutico.

En el desarrollo de este modelo de tratamiento, Escudero (2013) asumió como un hecho relevante que cuando un niño que ha sufrido maltrato o negligencia severa es atendido por los Servicios de Protección Infantil (SPI) y la familia es instada a participar en la terapia, es común que los padres desconfíen de un terapeuta que representa la interferencia gubernamental en sus vidas. Dado que las circunstancias que rodean una intervención del SPI tienden a ser una fuente de vergüenza, es esencial, y todo un gran desafío profesional, fomentar un sentido genuino de colaboración.

Reflejando claramente el desafío que supone tratar a familias derivadas a terapia por el SPI, un meta-análisis reciente encontró que la asociación entre alianza y resultado terapéutico era más débil entre las familias “involuntarias” que entre las familias que buscaban ayuda profesional por su cuenta (Friedlander et al., 2018). Cuando hay negligencia o maltrato infantil, el terapeuta y los progenitores pueden acordar el objetivo final del tratamiento (por ej., la

reunificación familiar si se ha separado temporalmente al menor) pero aun así no estar de acuerdo sobre la naturaleza del problema (por ej., maltrato infantil versus interferencia del gobierno) y/o la necesidad de intervención profesional. Aunque este tipo de diferencias polarizadas son comunes, algunas familias que han ejercido maltrato o negligencia aceptan fácilmente la ayuda terapéutica cuando se les ofrece. Sin embargo, a medida que la terapia evoluciona, suele ocurrir que algunos miembros de la familia desconfían del proceso. Un estudio de caso ilustra bien este tipo de proceso (Escudero et al., 2012), describiendo cómo la alianza fuerte y equilibrada de una madre soltera y su hija, se dividió cuando el terapeuta confrontó a la madre por su dura e implacable forma de culpabilizar a su hija.

Por otro lado, también las percepciones inicialmente negativas de la alianza de trabajo pueden mejorar con el tiempo en la terapia. Por ejemplo, en un estudio de familias “involuntarias” (Sotero et al., 2016), las alianzas débiles observadas en la primera sesión se vieron atenuadas significativamente en la cuarta sesión. Y en dos estudios con familias afectadas por maltrato, se lograron resultados exitosos cuando la alianza de trabajo se tornó fuerte (Bachler et al., 2016; Johnson y Ketring, 2006). En otras palabras, cuando los miembros de la familia que inician la terapia con renuencia comienzan a reconocer sus beneficios, hemos encontrado evidencias de que también se sienten más comprometidos, más conectados con el terapeuta y más colaborativos entre sí.

Por esta razón, una comprensión sistémica del proceso de terapia familiar requiere una evaluación de las percepciones de la alianza, tanto de clientes como de terapeutas, en diversos puntos temporales del proceso de terapia y en relación con las características familiares y con los resultados del tratamiento (tanto el resultado intermedio –progreso– como final). En el presente estudio, planteamos la hipótesis (a) de que existe una asociación negativa entre la ocurrencia de alianzas divididas en una sesión y las percepciones de los clientes sobre el estado del problema y su mejoría antes de iniciar la siguiente sesión; y (b) que existe también una asociación negativa entre la frecuencia de sesiones de alianza dividida ocurridas en una terapia y los resultados finales de dicha terapia (tanto en la mejora de funcionamiento global del menor como del nivel de consecución de objetivos terapéuticos específicos con la familia).

Adicionalmente, en nuestro estudio exploramos la relación existente entre la frecuencia de las sesiones de alianza dividida y tres características familiares previas a la terapia: (a) la actitud inicial de la familia hacia la derivación para hacer terapia según la valoración realizada por el funcionario del SPI que realiza dicha derivación, (b) el tiempo que la familia había estado dentro del sistema de protección a la infancia (es decir, un índice de cronicidad) y (c) si la familia estaba en crisis cuando fue derivada a la terapia. Una actitud negativa hacia la terapia familiar se ha conceptualizado previamente como *bajas expectativas de tratamiento* (Bachler et al., 2016) y como *baja preparación para el cambio* (por ej., Skoranski et al., 2021). Aunque no localizamos estudios que hayan investigado la influencia de iniciar la terapia familiar estando en una situación de crisis, los terapeutas del modelo AEFT consideraban que este factor de riesgo podría indicar un pronóstico negativo para el desarrollo de la alianza terapéutica con las familias vulnerables atendidas.

MÉTODO

Contexto y participantes

Se seleccionó al azar una muestra de 156 familias españolas con datos completos de derivación (del SPI), proceso y resultado terapéutico. La selección de esa muestra se realizó desde una base de datos de archivo generada por seis equipos clínicos afiliados a un centro universitario de investigación aplicada, financiado por el gobierno, cuya misión es tratar a familias con menores en situación de riesgo o desamparo. En promedio, los 87 niños y 69 niñas de la muestra tenían

$M = 14,03$ años de edad ($SD = 2.71$, rango 6 a 17). En el momento de la derivación, el 42,9% de estos menores estaban temporalmente en acogimiento residencial con visitas familiares supervisadas; el resto de los menores de la muestra vivían con sus propios familiares (29.5%) o con familias de acogida (27.6%). En todas las familias, el cuidador que asistió a las sesiones familiares fue la madre, la hermana, la tía, o la abuela. (Dado que los progenitores masculinos asistieron a sesiones con poca frecuencia o bien no participaron en la terapia, no utilizamos sus datos en los análisis).

En términos de características previas al tratamiento, en el momento de la derivación a terapia las familias habían sido monitoreadas por el SPI en un promedio de $M = 30.79$ meses ($SD = 42.85$; rango 0–168), y el profesional del SPI derivante definió al 41% de las familias como en crisis (definida como un menor que está experimentando un conflicto severo o una desregulación emocional grave durante 2 o más días). En todos los casos, los profesionales del SPI calificaron la actitud inicial de las familias hacia iniciar la terapia como “algo positiva” $M = 1.61$ ($SD = 0.078$), en una escala en la que 1 = *positivo o voluntario*, 2 = *aceptan la derivación*, y 3 = *negativo o involuntario*.

Los 20 terapeutas de la muestra (70% mujeres; edad media = 39.40 años; $SD = 9.08$) trabajaban en seis equipos, en dispositivos de seis ciudades diferentes, un equipo por ubicación. Todos ellos psicólogos acreditados y la mayoría (85%) con grado y master especializado, con un promedio de 12.8 años de experiencia ($SD = 7.22$). Cada terapeuta trabajó con un promedio de 7.88 familias ($SD = 4.92$) de la muestra, rango 4 a 17.

Las familias realizaron un promedio de $M = 11.04$ sesiones ($SD = 3.29$; rango de 5 a 25), con periodicidad semanal al inicio y después espaciadas intencionalmente, durante un promedio de 8.31 meses ($SD = 3.79$). La terapia terminó porque se consideró que se habían alcanzado los objetivos terapéuticos individuales y familiares (71.8% de las familias) o bien porque la familia abandonó el tratamiento (10.9%) o el menor fue transferido a una instalación residencial en otro lugar (5.8%) o se tuvo que derivar a otro dispositivo para tratamiento de necesidades especiales (8.3%). En una evaluación reciente de la efectividad del modelo de terapia AEFT con esta muestra (Escudero et al., 2021), los resultados mostraron cambios clínica y estadísticamente significativos tanto en el funcionamiento global de los menores como en la consecución de objetivos específicos para las familias, como se resume a continuación.

Terapia Familiar de Empoderamiento de la Alianza (AEFT)

La suposición subyacente al modelo AEFT es que al fomentar una relación de confianza y cuidado con cada miembro de la familia y con la familia como unidad, el contexto terapéutico puede potenciar el cambio individual y los apegos dentro de la familia (Escudero, 2013). El proceso del tratamiento en AEFT se compone de cinco tareas interrelacionadas: (a) desarrollo de una fuerte alianza de trabajo con individuos, subsistemas, y el sistema familiar en su conjunto; (b) evaluación de los problemas de relación de los miembros de la familia, sus perspectivas individuales sobre el problema, y sus historias de apego; (c) desarrollo de objetivos compartidos conseguidos co-construyendo una perspectiva no-culpabilizadora sobre las dificultades de la familia; (d) facilitar el cambio en los patrones de relación familiar mediante de una integración de técnicas sistémicas de terapia familiar; y (e) poner el foco final en la individualización y emancipación saludable de los miembros de la familia. Como su nombre indica, las cinco tareas requieren un monitoreo continuo de la fuerza de las alianzas del terapeuta con cada cliente y del sistema familiar como unidad.

El modelo de tratamiento AEFT fue desarrollado y evaluado (Escudero et al., 2021) como intervención en equipo. Mientras el terapeuta principal interactúa con la familia, entre uno y cinco miembros del equipo terapéutico de observación ven la sesión en un circuito cerrado de televisión o espejo unidireccional. Después de aproximadamente 50 minutos, el terapeuta hace

una breve pausa programada para reunirse con los miembros del equipo y desarrollar una intervención final, que puede consistir en una sugerencia para una mayor reflexión en el hogar, una sinopsis de la sesión o bien una tarea conductual específica para hacer en casa. El terapeuta regresa, después de la pausa, a la familia para comunicar la recomendación del equipo.

Este tratamiento manualizado (Escudero, 2013, 2020) requiere de al menos 100 horas de entrenamiento. La adherencia de los terapeutas al modelo se ve reforzada mediante reuniones periódicas de todos los terapeutas en las que cada equipo presenta casos y recibe la supervisión de los otros terapeutas y de los desarrolladores y supervisores del modelo.

Resultados del tratamiento

Como se informó en el estudio previo de efectividad de la AEFT (Escudero et al., 2021), utilizamos dos medidas de resultado: (a) la Escala de 100 puntos de Evaluación Global de Menores, (Children Global Assessment Scale; Shaffer et al., 1983), que es una adaptación para menores de edad de la Escala de Evaluación Global para adultos (Eje 5 en el *DSM III-R*; Asociación Americana de Psiquiatría, 1987); y (b) una adaptación de 4 niveles de la Escala Global de Logro (Goal Attainment Scale; Kiresuk y Sherman, 1968). Se encontró una mejora significativa en pos-tratamiento en el funcionamiento de los menores en el CGAS, $p = 0.000$, $d = 1.12$, con un Índice Fiable de Cambio (Reliable Change Index; Jacobson et al., 1984) = 2.81 ($p < 0.05$) y una puntuación media (66.06; SD = 16.63), muy cercana al punto de corte (70) para el funcionamiento saludable del menor (Dyrborg et al., 2000). En las medidas Pos-tratamiento del GAS (consecución de objetivos terapéuticos) los puntajes revelaron un logro moderadamente alto de los objetivos específicos identificados por el equipo para las familias tratadas, $M = 3.05$, $SD = 0.99$, donde 1 = *sin mejora*, 2 = *mejora parcial pero insuficiente*, 3 = *mejora parcial pero clínicamente relevante*, y 4 = *logro completo de objetivos*.

Medidas de proceso

Sistema de auto-informe para la Observación de las Alianzas en Terapia Familiar (SOFTA-s)

SOFTA-s (Friedlander et al., 2006) es una medida de autoinforme de la alianza desarrollada específicamente para la terapia de pareja y familia (y no simplemente una adaptación de cuestionarios diseñados para terapia individual). Sus 16 ítems reflejan la visión clásica de la alianza como un fuerte vínculo emocional y un acuerdo cliente/terapeuta sobre los objetivos y tareas de la terapia, pero incluye también ítems que reflejan dos aspectos únicos de la terapia familiar conjunta: la percepción de seguridad en la terapia conjunta con otros miembros de la familia y la colaboración dentro de la familia o alianza intra-familiar.

En línea con el modelo multidimensional del SOFTA en su versión observacional, la medida de auto-informe tiene cuatro sub-escalas: Enganche en el proceso terapéutico (por ej., *Lo que sucede en la terapia puede resolver [de esta familia], nuestros problemas*), Conexión emocional con el terapeuta (por ej., *El terapeuta está [estoy] haciendo todo lo posible para ayudarme [ayudar a esta familia]*), Seguridad dentro del sistema terapéutico (por ej., *Hay algunos temas de los que no me atrevo [los clientes no se atreven] a hablar en la terapia*) y Sentido compartido del propósito de la terapia dentro de la familia (por ej., *Cada uno de nosotros [cada persona de la familia] ayuda a los demás a obtener lo que quieren de la terapia*). Se les pide a los clientes que califiquen cada ítem en una escala entre 1 = *Nada* a 5 = *Mucho* en términos de su propia experiencia de la alianza y cómo ven a otros miembros de la familia experimentando la alianza. En ítems paralelos, los terapeutas informan de su experiencia de la alianza en relación con la familia como

unidad. Una vez que los ítems redactados negativamente se puntúan revertidos, los puntajes brutos de todos los ítems se suman para llegar a un puntaje total, rango = 16 (bajo) a 80 (alto).

El SOFTA-s se desarrolló simultáneamente en inglés y español (Friedlander et al., 2006). En estudios previos, sus puntajes fueron congruentes con las puntuaciones observacionales de la alianza (por ej., Friedlander et al., 2008; Muñiz de la Peña et al., 2009), apoyando el supuesto de que el comportamiento en sesión de los clientes refleja su experiencia en la alianza. En la sesión 3 del presente estudio, la fiabilidad de consistencia interna (0.85 para los menores, 0.83 cuidadores, 0.91 terapeutas) fueron comparables o excedieron las de estudios previos (Álvarez et al., 2020; Friedlander et al., 2006).

Identificación de alianzas divididas

Una característica metodológica de los análisis realizados es destacable por innovador. Primero, en lugar de comparar las puntuaciones de la alianza de cada participante participantes con los de la muestra completa, o bien restar la puntuación de un participante en la sesión de la de otro participante de la misma sesión, utilizamos un método de agrupación o "clustering" (Hair et al., 2006) para identificar alianzas desequilibradas o divididas. Como criticó Edwards (2002), calcular el valor de diferencias en puntuaciones es problemático porque este método omite información sobre la fortaleza de la alianza. Por ejemplo, una diferencia de 1 punto cuando el adolescente califica la alianza como "1" y el padre califica la alianza como "2" resultaría equivalente a una diferencia similar de 1 cuando las calificaciones respectivas son "4" y "5". En otras palabras, una diferencia de 1 punto cuando ambos participantes ven la alianza como débil no es lo mismo que una diferencia de 1 punto cuando ambos participantes ven la alianza como fuerte. Por esta razón, en nuestro estudio identificamos sesiones con alianzas divididas teniendo en cuenta tanto el nivel como el patrón de las puntuaciones de la alianza entre perspectivas (cuidador, adolescente y terapeuta), al igual que hicieron Kivlighan y Shaughnessy (2000) y Li et al. (2020) en estudios de psicoterapia individual y grupal respectivamente. Este método de análisis se describe con más detalle en la sección Resultados.

Medidas de progreso terapéutico

Antes de cada sesión, los menores y los cuidadores completaron una escala de un ítem sobre su perspectiva sobre el problema "hoy" en una escala de 1 = *peor posible* a 10 = *perfectamente resuelto*, y su "mejora desde el inicio de la terapia hasta hoy" en una escala de 1 = *De ningún modo* a 5 = *mucho*. El ítem de mejora está tomado del cuestionario de Luborsky et al. (1996) Helping Alliance Questionnaire, y ambas medidas se usaron en estudios previos de terapia familiar (Escudero et al., 2008; Friedlander et al., 2008, 2012). Aunque la fiabilidad de la consistencia interna no se puede probar con un solo ítem, la validez de estas medidas breves sobre el estado actual y mejora del problema, que elegimos para facilitar la administración en un entorno de práctica clínica, fue evidenciada previamente por el resultado de correlaciones significativas entre esa escala y observaciones del comportamiento de alianza (Escudero et al., 2008; Friedlander et al., 2006, 2008) en investigaciones de terapia familiar.

Procedimiento

La recopilación de datos en la práctica rutinaria del programa clínico fue aprobada por la Comisión de Ética de la universidad. Tras la derivación de cada caso al equipo correspondiente (por ubicación territorial) por parte del SPI, el equipo de tratamiento obtuvo

el consentimiento informado de la familia para participar tanto en la terapia como en la investigación.

Los cuestionarios SOFTA-s fueron completados por los miembros de la familia y el terapeuta después de las sesiones 3, 6 y 9. Los menores (mayores de 10 años) y sus cuidadores principales respondieron a las medidas de progreso (percepciones del problema y de la mejoría) antes de cada sesión. En términos de resultado, la puntuación de CGAS inicial del menor (antes de la tercera sesión) fue determinado de manera consensuada por el terapeuta principal, los otros miembros del equipo de tratamiento, con la auditoría añadida del técnico de referencia del SPI. Específicamente, el terapeuta y otros miembros del equipo proporcionaron de forma independiente una puntuación CGAS, después de lo cual se negociaron las diferencias para el consenso. Posteriormente se envió al técnico responsable del caso en el SPI, quien estuvo de acuerdo con la valoración o solicitó una reunión para una negociación adicional con el equipo de terapia.

También antes de la tercera sesión, el equipo terapéutico determinó 3 objetivos de tratamiento específicos de la familia, como por ejemplo "mejorar la consistencia de la disciplina parental". El nivel de consecución de los objetivos específicos de cada familia fue calificado de manera consensuada por el equipo y auditado por el técnico responsable del caso en el SPI cuando terminó la terapia.

RESULTADOS

Estadísticas descriptivas, intercorrelaciones e identificación de sesiones con alianzas divididas

La Tabla 1 muestra las medias, las desviaciones estándar y las intercorrelaciones de todas las variables a nivel de sesión, que mostraron correlaciones moderadas entre las tres perspectivas sobre la alianza, con calificaciones promedio más altas por parte de los cuidadores que de los menores y los terapeutas. Como se muestra en la tabla, el estado del problema promedio de los miembros de la familia y las calificaciones promedio de mejoría también fueron moderadamente altas.

TABLA 1 Estadísticas descriptivas e inter-correlaciones de las variables a nivel de sesión promediadas en las sesiones 3, 6 y 9

Variable	1	2	3	4	5	6	7
1. Alianza menores	–						
2. Alianza de cuidador	0.38	–					
3. Alianza terapeuta	0.38	0.37	–				
4. Est problema según menor	0.40	0.28	0.15	–			
5. Est problema según cuidador	0.22	0.26	0.28	0.30	–		
6. Mejoría según menor	0.57	0.28	0.22	0.63	0.30	–	
7. Mejoría según cuidador	0.27	0.28	0.32	0.29	0.68	0.37	–
<i>M</i>	66,35	71,75	65.03	5.88	5.16	3.12	3.22
<i>SD</i>	9.43	6.41	8.71	1.77	1.65	1.14	1.04

Nota: *N* = 156 familias. Alianza = puntuación total en los 16 ítems del cuestionario SOFTA-s (Friedlander et al., 2006), rango posible entre 16 (mínimo) y 80 (máximo). El "estado del problema hoy" se calificó en una escala de 10 puntos, desde 1 (*lo peor posible*) a 10 (*perfectamente resuelto*); la "mejoría hasta ahora" se calificó en una escala de 5 puntos, desde 1 (*ninguna*) a 5 (*muchísima*).

Como se describió anteriormente, en contraste con los métodos tradicionales para identificar alianzas divididas, en nuestro estudio tomamos en cuenta tanto el nivel como el patrón de las calificaciones de la alianza (cf. Kivlighan y Shaughnessy, 2000; Li y col., 2020) promediando las calificaciones de SOFTA-s de los menores, cuidadores y terapeutas para cada sesión y luego restando el puntaje de cada persona del promedio de la sesión. El resultado de este procedimiento de cálculo fueron tres puntuaciones de desviación que efectivamente eliminaron las diferencias en la fuerza de la alianza a nivel de caso. Aunque consideramos usar un análisis de clase latente, ese método requiere que las sesiones sean independientes entre sí, lo cual no está teóricamente garantizado. En cambio, utilizamos el método de agrupación Ward, que utiliza ANOVA para maximizar la varianza entre grupos y minimizar la varianza intra-grupo dentro de los clusters (Hair et al., 2006) en ausencia de supuestos garantizados sobre las propiedades de la distribución de la muestra.

Específicamente, seguimos los pasos descritos por Hair y colegas (2006) para determinar el número de grupos en la solución final, es decir, el número de diferentes tipos de sesiones de alianza. Para hacerlo, examinamos el modelo de aglomeración (coeficientes que indican cuánta información se pierde cuando se combinan dos grupos), el tamaño de cada grupo y la interpretabilidad conceptual y el carácter distintivo de cada grupo.

Después de examinar una gama de soluciones de entre 2 a 5 clusters o agrupamientos, aceptamos la solución de 3 clusters como el resultado más parsimonioso e interpretable porque (a) mostró uno de los mayores "saltos" (es decir, diferencia entre dos coeficientes adyacentes) en los coeficientes de aglomeración; (b) no tenía grupos pequeños que pudieran indicar valores atípicos o marginales; y (c) mostró puntuaciones de alianza distinguibles e interpretables para cada grupo. La Figura 1 muestra los puntajes de desviación promedio entre los participantes para cada uno de los tres grupos; los valores en el eje vertical indican puntajes superiores e inferiores al promedio para las tres perspectivas de alianza (menores, cuidadores, terapeutas), donde 0 = la puntuación promedio de alianza.

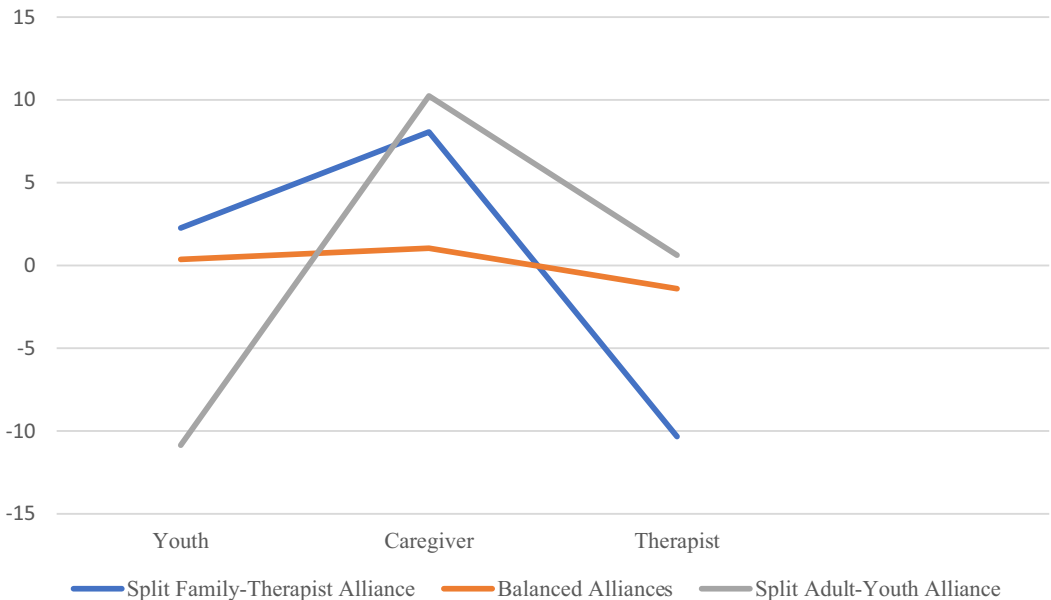


FIGURA 1 Tipos de alianza

Nota: Se representan las puntuaciones promedio de desviación para adolescentes, familiares-cuidadores y terapeutas resultantes del análisis del clúster

TABLA 2 Proporciones de alianzas divididas y equilibradas a través de las sesiones

Cluster de Alianza	Sesión 3	Sesión 6	Sesión 9
Alianza dividida adulto-adolescente	0.20	0.15	0.08
Alianza dividida terapeuta-familiares	0.34	0.20	0.22
Alianza equilibrada	0.46	0.65	0.70

Nota: $\chi^2(2) = 14.911, p > 0.005$.

El Grupo 1, al que llamamos *alianza dividida terapeuta-familia*, incluyó 86 sesiones (44.1% de la muestra) con puntuaciones de alianza de los clientes (tanto de los menores como de los cuidadores superiores al promedio), y puntuaciones de los terapeutas inferiores al promedio. El Grupo 2, al que llamamos *alianzas equilibradas*, tuvo 55 sesiones (28.2% del total) con calificaciones promedio similares de menores, cuidadores y terapeutas. El Grupo 3, llamado *alianza dividida adulto-adolescente*, tuvo 54 sesiones (27.7% del total) con puntuaciones de los adolescentes por debajo del promedio, puntuaciones de cuidadores por encima del promedio y calificaciones de terapeutas en el promedio.

Calculamos las proporciones de los tres tipos de alianza distribuidas por el orden temporal de la sesión, que mostraron diferencias significativas ($p < 0.005$; ver Tabla 2). En la sesión 3, las alianzas divididas entre familiares y terapeutas fueron más frecuentes (34% de la muestra) que las alianzas divididas entre adultos y menores (20%). En la sesión 9 sin embargo, los porcentajes de ambos tipos de divisiones se redujeron sustancialmente (al 22% y 8%, respectivamente), con un aumento dramático en el porcentaje de alianzas equilibradas (del 46% al 70%).

Alianzas divididas que predicen el progreso terapéutico percibido por el cliente

A continuación, evaluamos los resultados a nivel de sesión (según los puntuaron los menores y cuidadores) a nivel de díada utilizando el Common Fate Model (CFM; Lederman y Kenny, 2012), un método sofisticado para analizar los resultados cuando la unidad de interés es una díada (Woody y Sadler, 2005). Hasta donde sabemos, este enfoque novedoso para comprender la dinámica sistémica (Lederman y Kenny, 2012) solo se ha utilizado en dos estudios previos de terapia familiar (Donarelli et al., 2019; Mitchell et al., 2015). El CFM se considera particularmente apto para examinar los tratamientos familiares porque el modelo estadístico está estrechamente alineado con los supuestos teóricos de que (a) la familia y los sistemas terapéuticos son más que la suma de sus partes, y (b) cuando el terapeuta se une al sistema familiar, este cambia fundamentalmente para convertirse en *a sistema terapéutico*.

En nuestra aplicación del CFM, los resultados de la alianza y la sesión fueron variables latentes que representan la alianza sistémica y la evaluación sistémica del resultado de la sesión, con las percepciones individuales de los miembros de la familia y los terapeutas como indicadores de estas dos construcciones del sistema. En otras palabras, el CFM trató las percepciones individuales de los menores, cuidadores y terapeutas como el resultado de un nivel superior de alianza general del sistema y de la evaluación sistémica de los resultados concretos de cada sesión.

Para llevar a cabo el análisis CFM de los resultados terapéuticos a nivel de sesión (es decir, nivel intermedio de resultado), promediamos las puntuaciones de “Estado del Problema” y “Mejoría desde el inicio de la terapia” de los menores y cuidadores para crear estas dos variables de Progreso: Menores ($\alpha = 0.70$) y Cuidador ($\alpha = 0.72$). Estas dos variables se usaron como indicadores de una variable latente denominada variable de Progreso Familiar.

En este análisis, probamos asociaciones entre dos variables ficticias, Alianza Dividida Adulto-Adolescente y Alianza Dividida Terapeuta-Familia (con Alianza Equilibrada como

grupo de referencia), la variable Alianza Promedio (la media de puntuaciones de menores cuidadores y terapeutas dentro de cada sesión), y la variable latente Progreso Familiar. También examinamos las interacciones entre cada variable ficticia y la Alianza Promedio. Para abordar la anidación de sesiones dentro de familias y familias dentro de los terapeutas, seguimos la sugerencia de McNeish et al. (2017) y utilizamos la opción COMPLEX en MPLUS para estimar el error estándar de robustez de clúster.

Se utilizaron tres índices de ajuste para evaluar el ajuste del modelo: el índice de ajuste comparativo (cfit index; CFI), el error cuadrático medio de aproximación (root mean square error of approximation, RMSEA) y el residuo cuadrado medio estandarizado de raíz (standardized root mean square residual; SRMR). Según las recomendaciones de Hu y Bentler, 1995), los criterios para un ajuste aceptable tienen un rango de CFI ≥ 0.90 y RMSEA y SRMR ≤ 0.10 , a criterios más conservadores de CFI ≥ 0.95 , SRMR ≤ 0.08 y RMSEA ≤ 0.06 .

El modelo tenía un ajuste adecuado ($\chi^2 = 29.49$, $df = 10$, $p = 0.001$, CFI = 0.93, RMSEA [CI 90%] = 0.058 [0.041, 0.089], SRMR = 0.048). Los dos tipos de sesiones de alianza dividida y la alianza promedio representaron el 59% de la variación en el progreso terapéutico ($p < 0.001$).

Como se ve en la Tabla 3, las puntuaciones de progreso terapéutico de los menores (0.72, $t = 9.97$, $p < 0.001$) y las puntuaciones de cuidadores sobre el progreso terapéutico (0.48, $t = 4.47$, $p < 0.001$) cargan significativamente en la variable latente Progreso Familiar.

En términos de resultados únicos significativos, la variable ficticia Alianza Dividida Adulto-Adolescente estaba relacionada negativamente con la variable latente Progreso Familiar (-0.31 , $t = -2.10$, $p = 0.036$), mientras que la Alianza Promedio estuvo positivamente relacionada (0.47, $t = 3.14$, $p = 0.002$) al Progreso Familiar. La interacción no fue significativa. Estos resultados indican que cuando hubo una alianza dividida entre adolescentes y cuidadores en una sesión, tanto el menor como el cuidador calificaron su progreso más bajo al comienzo de la siguiente sesión.

En contraste, la variable ficticia Alianza Dividida Terapeuta-Familia no estaba asociada al Progreso Familiar (0.02, $t = 0.14$, $p = 0.890$). Sin embargo, sí hubo un efecto de interacción significativo (0.36, $t = 3.74$, $p < 0.001$), cuya forma se representa en la Figura 2. Un análisis de pendiente simple mostró que cuando la Alianza Promedio era baja (1 SD debajo de la media), las sesiones con Alianza Dividida Terapeuta-Familia fueron seguidas de puntuaciones *más bajas* de Progreso Familiar en la siguiente sesión (pendiente simple = -0.69 , $t = -2.31$, $p = 0.022$). Sin embargo, cuando la Alianza Promedio era alta (1 SD por encima de la media), sesiones con Alianza

TABLA 3 Tipo de alianza dividida, alianza promedio y sus interacciones para predecir el progreso terapéutico

Modelo	Estimación	SE	t	p
Progreso terapéutico según				
Adolescente	0.72	0.07	9.97	<0.001
Familiar adulto	0.48	0.11	4.47	<0.001
Progreso terapéutico en				
Alianza Dividida Adulto-Adolescente	-0.31	0.15	-2.10	0.036
Alianza Dividida Familia-Terapeuta	0.02	0.11	0.14	0.890
Alianza promedio	0.47	0.15	3.14	0.002
Alianza Dividida Adulto-Adolescente				
X Alianza promedio	-0.14	0.17	-0.84	0.403
Alianza Dividida Familia-Terapeuta				
X Alianza promedio	0.36	0.10	3.74	<0.001

Nota: Progreso terapéutico = puntuaciones de los clientes sobre el estado del problema y la mejoría en el punto temporal de la evaluación. Alianza promedio = puntuación media de alianza en los cuestionarios del menor, familiares y terapeuta dentro de cada sesión.

Dividida Terapeuta-Familia fueron seguidas por puntuaciones *más altas* de Progreso Familiar (pendiente simple = 0.74, $t = 2.37$, $p = 0.019$). En otras palabras, las Alianza Dividida Terapeuta-Familia estaban asociados con *más* progreso terapéutico a nivel de sesión cuando la alianza promedio para la sesión fue alta pero *menos* progreso cuando la alianza promedio era baja.

Alianzas que predicen el resultado del post-tratamiento

En el primer paso de este análisis, encontramos una predicción significativa de la variable latente de Resultado de Post-tratamiento (compuesta por puntuaciones de consecución de objetivos, GAS, y post-test de evaluación global del menor, CGAS) a partir de

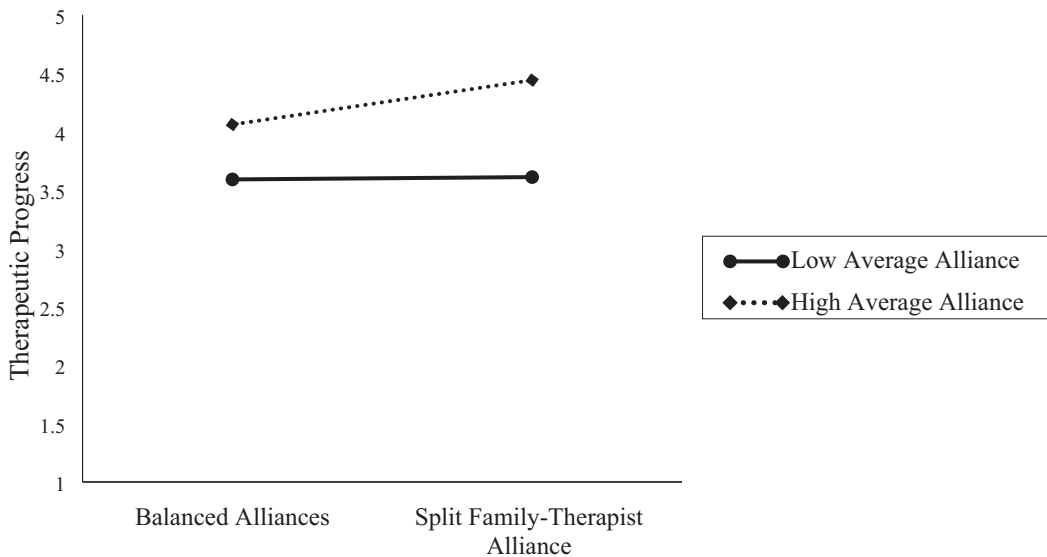


FIGURA 2 Interacción del tipo de alianza dividida y la alianza promedio que predice el progreso terapéutico

TABLA 4 Porcentajes de sesiones de alianza dividida y alianza global para predecir el resultado terapéutico al final de tratamiento

Modelo	Estimación	SE	t	p
Paso 1: Resultado del post-tratamiento según				
Post-evaluación global del menor (CGAS)	0.98	0.04	25.41	<0.001
Consecución de objetivos (GAS)	0.69	0.07	9.64	<0.001
Paso 2: Resultado del post-tratamiento según				
Evaluación del menor al inicio (CGAS)	0.49	0.10	4.82	<0.001
Duración del tratamiento	0.24	0.11	2.21	0.027
Alianza global	0.15	0.05	2.91	0.004
% Sesiones alianza dividida adulto-adolescente	-0.20	0.08	-2.45	0.014
% Sesiones alianza dividida terapeuta-familia	-0.17	0.06	-3.14	0.002

Nota: Alianza Global = Puntuaciones de alianza de adolescentes, familiares-cuidadores y terapeutas promediadas entre las sesiones 3, 6 y 9.

Abreviatura: CGAS, Child Global Assessment Scale/Escala de Evaluación Global del Menor (Dyrborg et al., 2000).

las puntuaciones de Alianza Global (Alianza promedio agregada en las sesiones 3, 6 y 9) y de los porcentajes de sesiones con Alianza Dividida Adulto-Adolescente y Alianza Dividida Terapeuta-Familia, haciendo un control estadístico de las variables Duración del Tratamiento puntuaciones iniciales del CGAS. En un segundo paso, examinamos las interacciones entre la Alianza Global y los porcentajes de cada tipo de alianza dividida. La anidación de familias dentro de los terapeutas se abordó utilizando la opción COMPLEX en MPLUS (cf. McNeish et al., 2017).

El modelo tenía un ajuste adecuado ($\chi^2 = 9.48, df = 4, p = 0.050, CFI = 0.937, RMSEA [90\% CI] = 0.126 [0.00, 0.232], SRMR = 0.049$). Los coeficientes estandarizados indicaron que el CGAS posterior al tratamiento ($0.93, t = 25.41, p < 0.001$) y puntajes de consecución de objetivos GAS ($0.69, t = 9.64, p < 0.001$) cargaban significativamente en el Resultado Post-Tratamiento. Las dos variables de control, CGAS inicial ($0.49, t = 4.82, p < 0.001$) y Duración del Tratamiento ($0.24, t = 2.21, p = 0.027$), también estaban relacionados con el Resultado del Post-Tratamiento, lo que indica mejores resultados para las familias que permanecen en terapia por más tiempo y para aquellos menores fueron calificados como que tienen un mejor funcionamiento (CGAS inicial) al comienzo de la terapia (ver Tabla 4). El conjunto completo de variables predictoras representó el 51% de la varianza en el Resultado Post-Tratamiento ($p < 0.001$).

Como se muestra en la Tabla 4, la Alianza Global ($0.15, t = 2.91, p = 0.004$) estaba relacionada de manera única con la variable latente de Resultado de Post-Tratamiento, lo que indica que las familias con una alianza más fuerte (promediada a través de perspectivas y sesiones) tuvieron resultados más positivos. Los porcentajes de sesiones con Alianza Dividida Adulto-Adolescente ($-0.20, t = -2.45, p = 0.014$) y de sesiones con Alianza Dividida Terapeuta-Familia ($-0.17, t = -3.14, p = 0.002$) también fueron significativos, apoyando nuestra hipótesis de que las familias con mejores resultados de post-tratamiento tenían significativamente menos de ambos tipos de sesiones de alianza dividida. La inclusión de las interacciones entre cada una de las variables de alianza dividida y el puntaje general de la alianza no mejoró el ajuste del modelo y, por lo tanto, no mejora la predicción del resultado.

TABLA 5 Características de la familia que predicen porcentajes de sesiones de alianza dividida y alianza global

Modelo	Estimación	SE	t	p
% Sesiones con alianza dividida adulto-adolescente según				
Actitud familiar sobre iniciar terapia	0.42	0.16	2.68	0.007
Meses de atención en Protección a la infancia	0.08	0.11	0.68	0.499
Familia en crisis al iniciar terapia	-0.07	0.05	-1.37	0.172
% Sesiones con alianza dividida terapeuta-familia según				
Actitud familiar sobre iniciar terapia	-0.03	0.14	-0.25	0.805
Meses de atención Protección a la infancia	-0.16	0.10	-1.61	0.107
Familia en crisis al iniciar la terapia	0.33	0.11	3.14	0.002
Alianza general global según				
Actitud familiar sobre iniciar terapia	-0.29	0.07	-4.08	<0.001
Meses de atención en Protección a la infancia	-0.06	0.13	-0.43	0.667
Familia en crisis al iniciar la terapia	-0.07	0.09	-0.70	0.485

Nota: Actitud familiar (hacia la terapia en el momento de la derivación): 1 = *positivo/voluntario*, 2 = *acepta ir a terapia*, 3 = *negativo/involuntario*.

Análisis exploratorios con características familiares

El porcentaje de sesiones con Alianza Dividida Adulto-Adolescente y el porcentaje de sesiones con Alianza Dividida Terapeuta-Familia y la Alianza Global (promediadas a través de perspectivas y sesiones) se predijeron mediante las siguientes características previas a la terapia: Actitud Familiar hacia la derivación a la terapia, Meses de atención en protección a la infancia y Crisis Familiar (sí versus no). Similarmente a los análisis anteriores, utilizamos la opción COMPLEX en MPLUS para estimar errores de clúster robusto-estándar. Los índices de ajuste no se informan porque el modelo es saturado.

Como se muestra en la Tabla 5, los tres factores de características de la familia representaron el 18% de la varianza en el porcentaje de sesiones con Alianza Dividida Adulto-Adolescente ($t = 1.42, p = 0.157$), 13% de la varianza en el porcentaje de sesiones con Alianza Dividida Terapeuta-Familia ($t = 2.46, p = 0.011$), y el 9% de la varianza en la Alianza Global ($t = 2.20, p = 0.028$). Como se ve en la tabla, la Actitud Familiar hacia la derivación estaba relacionada de manera única con (a) el porcentaje de sesiones con Alianza Dividida Adulto-Adolescente ($0.42, t = 2.68, p = 0.007$) y (b) Alianza Global ($-0.29, t = -4.08, p < 0.001$). Dado que los puntajes más altos de Actitud Familiar hacia la terapia indicaban una actitud peor, estos resultados significan que las familias calificadas como que tienen peores actitudes hacia iniciar la terapia tuvieron más sesiones con Alianza Dividida Adulto-Adolescente y calificaron su alianza como más débil en general. Además, la variable Crisis Familiar estaba relacionada de manera única con el porcentaje de sesiones con Alianza Dividida Terapeuta-Familia ($0.33, t = 3.14, p = 0.002$), lo que significa que las familias que ingresaron a la terapia en situación de crisis tuvieron más sesiones con alianza dividida entre la familia y el terapeuta.

DISCUSIÓN

El objetivo del presente estudio fue investigar las asociaciones entre los resultados del modelo de tratamiento AEFT y la ocurrencia y frecuencia de sesiones con percepciones marcadamente discrepantes en cuanto a la alianza terapéutica. En términos del resultado final del tratamiento (mejor funcionamiento de los menores y logro de objetivos terapéuticos específicos de la familia), los resultados fueron consistentes con nuestra hipótesis de que las familias con mejores resultados tuvieron menos sesiones con una alianza dividida; el modelo matemático completo que se examinó representa el 51% de la varianza. Estos resultados van en la misma línea del hallazgo meta-analítico de que las alianzas desequilibradas se asociaron con menos efectividad del tratamiento (Friedlander et al., 2018).

Conceptual y metodológicamente, el diseño del estudio amplió nuestro conocimiento de la incidencia y los correlatos de las alianzas divididas en terapia familiar. En primer lugar, al "agregar al terapeuta a la mezcla", pudimos considerar alianzas divididas y equilibradas en tres perspectivas: terapeuta, menor/adolescente y progenitor/cuidador. Dado que los terapeutas trabajan con múltiples familias, su perspectiva sobre la alianza con cualquier familia proporciona una comprensión de las alianzas divididas y equilibradas que no se había investigado hasta ahora.

Segundo, nuestro método para identificar alianzas divididas es único en la literatura de terapia de pareja y familias. En lugar de restar una puntuación de alianza de otra (por ej., Robbins et al., 2003) o comparar las puntuaciones de la alianza de cada cliente con los de otros clientes en la muestra (por ej., Friedlander et al., 2021; Heatherington y Friedlander, 1990), utilizamos un método de agrupación (clustering) que no depende de la muestra. Con un modelo de sesiones anidadas dentro de familias y familias dentro de terapeutas, encontramos tres grupos de puntuaciones de alianza que distinguían claramente las sesiones con una alianza equilibrada

(puntuaciones de alianza similares en las tres perspectivas –cuidador, menor, terapeuta–) de dos tipos específicos de alianzas divididas: (1) división *adulto-menor*, en la que las puntuaciones de los cuidadores fueron notablemente más bajas que las de los menores adolescentes, y (2) división *familia-terapeuta*, cuando las puntuaciones de alianza (superiores a la media y similares) tanto de cuidadores como de los menores eran más altas que las de los terapeutas.

Tercero, en lugar de usar una medida desarrollada para psicoterapia individual, utilizamos el SOFTA-s (Friedlander et al., 2006) para identificar las alianzas divididas. Este instrumento de medida, que refleja las cualidades sistémicas de la alianza en la terapia familiar, pide a los clientes que auto-informen sobre su experiencia personal de la alianza y sus percepciones de trabajar en colaboración con otros miembros de la familia; en una versión paralela, se les pide a los terapeutas que auto-informen sobre su alianza con la familia como sistema. Los resultados mostraron que las puntuaciones de la alianza de los terapeutas estaban alineadas con las de los miembros de la familia en el 28.2% de las sesiones, lo que indica que en estas sesiones las percepciones de los terapeutas sobre la calidad de la alianza fueron similares a las de ambos clientes. En el 27.7% de las sesiones en las que las puntuaciones del terapeuta estaban a medio camino entre las de los adolescentes y el cuidador, parece que los terapeutas percibieron con precisión el marcado desequilibrio que había en las percepciones de la alianza de los miembros de la familia. Es muy plausible que la disminución gradual que se detectó a lo largo del trascurso de la terapia en el porcentaje de sesiones de alianza dividida (Tabla 2) se deba a los esfuerzos y habilidad de los terapeutas para reequilibrar la alianza, una estrategia inherente al modelo de tratamiento AEFT.

Cuarto, investigamos cómo las percepciones de la alianza reportadas al concluir las sesiones 3, 6 y 9 se asociaron con la forma en que los miembros de la familia percibieron su progreso terapéutico al comienzo de la siguiente sesión (es decir, les preguntamos por su percepción del progreso al inicio de las sesiones 4, 7 y 10). Resulta destacable que, aunque la mayoría de las alianzas de la sesión 3 eran de tipo dividido (54% del total), en la sesión 9 este porcentaje se redujo al 30%, lo que sugiere un reequilibrio muy exitoso ocurrido en el trascurso de la terapia. Los resultados a nivel de sesión mostraron que los dos tipos de alianza dividida y el nivel de alianza global promediado entre las tres perspectivas predijeron el 59% de la varianza en el progreso terapéutico percibido y puntuado por los clientes. Estos hallazgos específicos fueron también matizados: Mientras que la percepción de mejor progreso se asoció con puntuaciones de alianza promedio más altas, la percepción de peor (más débil) progreso se asoció con sesiones que tenían una alianza dividida intra-familiar, esto es, divergencia entre el cuidador y el menor sobre la calidad de la alianza (en comparación con una alianza equilibrada). Con respecto a las alianzas divididas entre los miembros de la familia (alianza superior) y el terapeuta (alianza inferior), se encontró una interacción significativa: en esas sesiones de alianza dividida, si el promedio de alianza era alto para la sesión, los clientes informaron más progreso terapéutico al inicio de la siguiente sesión (al margen de la discrepancia con el terapeuta); pero cuando eran sesiones con alianza promedio baja, la percepción de progreso fue menor en la siguiente sesión.

Una quinta característica del presente estudio fue la investigación de algunas características familiares previas a la terapia en relación con los porcentajes de sesiones de alianza dividida. Tal y como se formulaba en nuestra hipótesis, las tres características familiares analizadas explicaron proporciones sustanciales de la varianza (9%–13%) en la ocurrencia de sesiones de alianza dividida. Específicamente, encontramos más (proporcionalmente) divisiones de la alianza entre familia-terapeuta (recuérdese que este tipo fue más frecuente que el de divergencia adulto-menor en la sesión 3) cuando la familia inició el tratamiento en crisis; y se produjeron más divisiones de alianza entre adulto-menor en aquellas familias que tenían una actitud peor para iniciar la terapia por instancias del SPI. Sin embargo, el tiempo (meses) de atención-intervenciones del SPI, que sería un índice de cronicidad en el contexto de maltrato infantil, si

bien contribuyó como variable del modelo general, no se asoció de manera única con ninguno de los tipos de alianza dividida.

Estos últimos hallazgos tienen varias implicaciones prácticas. Primero, dado que las actitudes previas más negativas hacia la terapia se asociaron con más divisiones de alianza en las cuales los cuidadores mostraron mejor alianza que los menores, quizás los terapeutas deberían plantearse trabajar con especial intensidad y foco en los menores maltratados para lograr una alianza equilibrada dentro de la familia. Segundo, ya que encontramos que cuando la familia viene a terapia en crisis las percepciones de los miembros de la familia sobre la alianza resultaron ser mejores que las de sus terapeutas, éstos deberían afanarse en reconocer que una necesidad urgente de ayuda (como la que tiene la familia en crisis) puede influir más negativamente en su propia visión de la calidad de la alianza que en la visión de la familia; adicionalmente, los terapeutas han de tomar conciencia de que las familias que permanecen más tiempo en un tratamiento del tipo AEFT, tienen también mejores resultados terapéuticos en general.

Nuestros resultados también apuntan a la importancia del proceso de reparación de la alianza, que probablemente difiera dependiendo no solo de la naturaleza de los problemas de la familia, sino también de si la ruptura se detecta concretamente en (1) la alianza del terapeuta con un miembro de la familia, (2) que el terapeuta tiene una alianza muy divergente con dos (o más) miembros de la familia, (3) la alianza del terapeuta con la familia como unidad o grupo, o bien (4) la ruptura de alianza dentro del sistema familiar porque, al margen del terapeuta, los miembros de la familia no colaboran entre ellos.

Los indicadores observables de alianzas divididas en una sesión incluyen: un bajo nivel de compromiso por parte de uno o más miembros de la familia (cf. Higham et al., 2012) o intensas quejas cruzadas, defensividad y acusaciones de culpabilidad entre miembros de la familia (cf. Friedlander et al., 2008; Lambert et al., 2012). Aunque la reparación de una ruptura de la alianza difiere según el tipo y el momento temporal de una ruptura, y depende de las características únicas de los clientes y su dinámica familiar, varios estudios de caso (por ej., Benítez et al., 2020; Blow et al., 2009; Escudero et al., 2012; Heatherington et al., 2018; Muntigl y Horvath, 2016) sugieren que un proceso de reparación exitoso requiere que el terapeuta mejore el vínculo emocional con cada cliente, atienda la seguridad de todos y fomente intencionalmente los apegos de los miembros de la familia entre sí.

Para hacerlo, el terapeuta puede crear intervenciones específicas centradas en el cliente, incluso dividiendo una sesión para hablar en privado con un cliente cuya alianza parece débil. En nuestra opinión, es importante evitar dar a los clientes la impresión de "tomar partido", lo que probablemente podría tensar o romper la alianza con uno o con todos los miembros de la familia. Recomendamos que los terapeutas eviten el riesgo de una alianza dividida al comienzo de la terapia o en cualquier momento que surja dicho riesgo, presentando y monitorizando el proceso terapéutico de forma que promueva la colaboración familiar y minimice la división.

En términos de las limitaciones del presente estudio, aunque las medidas de progreso puntuadas por el cliente proporcionaron información importante sobre los resultados intermedios, no se recopilaban datos de resultado final desde la perspectiva subjetiva de los miembros de la familia. Además, carecíamos de suficientes cuestionarios de alianza y de progreso terapéutico de las figuras parentales masculinas para incluir de manera fiable su perspectiva en el análisis. En este programa de tratamiento, cuya misión es tratar el abuso y la negligencia infantil, los hombres tienen una menor participación en la terapia por razones varias: pueden estar encarcelados o apartados legalmente, abandonaron a la familia o no se les permite todavía ver a sus hijos, etc. En futuras investigaciones, sería importante muestrear familias con dos figuras parentales involucradas de forma estable con los menores, para aumentar nuestra comprensión de las alianzas equilibradas versus divididas en relación con el resultado terapéutico.

Como propuestas adicionales para futuros estudios con una muestra más grande, sugerimos comprobar (a) si las características familiares previas a la terapia moderan la relación entre el

porcentaje de sesiones de alianza dividida y la efectividad terapéutica y (b) si el reequilibrio o la reparación de alianzas severamente divididas podría ser predictivo de los resultados posteriores al tratamiento. Además, sería interesante investigar el supuesto teórico del modelo AEFT según el cual las alianzas equilibradas promueven apegos más fuertes dentro de la familia.

Finalmente, consideramos que algunos de nuestros hallazgos más específicos son particularmente relevantes para la práctica clínica: a pesar de la importancia crítica de monitorear de cerca la alianza de trabajo cuando trabajamos con familias maltratadoras, encontramos que en la mayoría de las sesiones con una alianza dividida, especialmente en las primeras sesiones, fueron los terapeutas quienes calificaron la alianza de forma más negativa (más negativamente que los miembros de la familia en general y especialmente que el familiar cuidador adulto). Sin embargo, una gran discrepancia entre las percepciones del terapeuta y los miembros de la familia, sobre la calidad de la alianza, solo se asoció con el progreso terapéutico percibido por el cliente cuando se trataba de una alianza pobre para los clientes; y el porcentaje de este tipo de alianza dividida en la sesión 3 (34%) se redujo sustancialmente en la sesión 9 (al 22%). En términos prácticos, una discrepancia en las percepciones de la alianza del terapeuta y los miembros de la familia puede no ser perjudicial en última instancia cuando la alianza se ve favorablemente, o al menos no se ve claramente negativa, y cuando la familia permanece en tratamiento durante cinco o seis sesiones más.

REFERENCIAS

- Alvarez, I., Herrero, M., Martínez-Pampliega, A., & Escudero, V. (2020). Measuring perceptions of the therapeutic alliance in individual, family, and group therapy from a systemic perspective: Structural validity of the SOFTA-s. *Family Process, 60*(2), 302–315. <https://doi.org/10.1111/famp.12565>
- American Psychiatric Association (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders III-R*. American Psychiatric Association. <https://doi.org/10.1111/famp.12565>
- Bachler, E., Frühmann, A., Bachler, H., Aas, B., Strunk, G., & Nickel, M. (2016). Differential effects of the working alliance in family therapeutic home-based treatment of multi-problem families. *Journal of Family Therapy, 38*, 120–148. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.12063>
- Donarelli, Z., Salerno, L., Lo Coco, G., Allegra, A., Marino, A., & Kivlighan, D. M. Jr. (2019). From telescope to binoculars. Dyadic outcome resulting from psychological counselling for infertile couples undergoing ART. *Journal of Reproductive and Infant Psychology, 37*(1), 13–25. <https://doi.org/10.1080/02646838.2018.1548757>
- Dyrborg, J., Warborg Larsen, F., Nielsen, S., Byman, J., Buhl Nielsen, B., & Gautrè-Delay, F. (2000). The Children's Global Assessment Scale (CGAS) and Global Assessment of Psychosocial Disability (GAPD) in clinical practice—substance and reliability as judged by intraclass correlations. *European Child and Adolescent Psychiatry, 9*(3), 195–201. <https://doi.org/10.1007/s007870070043>
- Edwards, J. R. (2002). Alternatives to difference scores: Polynomial regression analysis and response surface methodology. In F. Drasgow & N. W. Schmitt (Eds.), *Advances in measurement and data analysis* (pp. 350–400). Jossey-Bass.
- Escudero, V. (2013). *Adolescentes y familias en conflicto. Terapia familiar centrada en la alianza terapéutica: Manual de tratamiento*. Edición UIICF/Fundación Meniños.
- Escudero, V. (2020). *Guía práctica para la intervención familiar*. Edición Junta de Castilla y León.
- Escudero, V., Boogmans, E., Loots, G., & Friedlander, M. L. (2012). Alliance rupture and repair in conjoint family therapy: An exploratory study. *Psychotherapy, 49*(1), 26–37. <https://doi.org/10.1037/a0026747>
- Escudero, V., Friedlander, M. L., Kivlighan, D. M., Abascal, A., & Orłowski, E. (2021). Family therapy for maltreated youth: Can a strengthening therapeutic alliance empower change? *Journal of Counseling Psychology, 68*(1), 1–11. <https://doi.org/10.1037/cou0000574>
- Escudero, V., Friedlander, M. L., Varela, N., & Abascal, A. (2008). Observing the therapeutic alliance in family therapy: Associations with participants' perceptions and therapeutic outcomes. *Journal of Family Therapy, 30*, 194–214. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6427.2008.00425.x>
- Friedlander, M. L., Escudero, V., Horvath, A., Heatherington, L., Cabero, A., & Martens, M. P. (2006). System for observing family therapy alliances: A tool for research and practice. *Journal of Counseling Psychology, 53*, 214–225. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.53.2.214>
- Friedlander, M. L., Escudero, V., Welmers-van de Poll, M. J., & Heatherington, L. (2018). Meta-analysis of the alliance—outcome relation in couple and family therapy. *Psychotherapy, 55*(4), 356–371. <https://doi.org/10.1037/pst0000161>

- Friedlander, M. L., Hynes, K. C., Anderson, S., Tambling, R., Megale, A., Peterson, E. K., & Xu, M. (2021). Behavioral manifestations of split alliances in four couple therapy sessions. *Journal of Couple and Relationship Therapy*. <https://doi.org/10.1080/15332691.2021.1876593>
- Friedlander, M. L., Kivlighan, D. M. Jr, & Shaffer, K. (2012). Exploring actor-partner interdependence in family therapy: Whose view (parent or adolescent) best predicts treatment progress? *Journal of Counseling Psychology*, *59*, 168–175. <https://doi.org/10.1037/a0024199>
- Friedlander, M. L., Lambert, J. E., & Muñoz de la Peña, C. (2008). A step toward disentangling the alliance/improvement cycle in family therapy. *Journal of Counseling Psychology*, *55*, 118–124. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.55.1.118>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2006). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Pearson Prentice Hall.
- Heatherington, L., & Friedlander, M. L. (1990). Couple and family therapy alliance scales: Empirical considerations. *Journal of Marital and Family Therapy*, *16*, 299–306. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1990.tb00851.x>
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76–99). Sage Publications.
- Jacobson, N. S., Follette, W. C., & Revenstorf, D. (1984). Psychotherapy outcome research: Methods for reporting variability and evaluating clinical significance. *Behavior Therapy*, *15*(4), 336–352. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(84\)80002-7](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(84)80002-7)
- Johnson, L. N., & Ketring, S. A. (2006). The therapy alliance: A moderator in therapy outcome for families dealing with child abuse and neglect. *Journal of Marital and Family Therapy*, *32*, 345–354. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.2006.tb01611.x>
- Kiresuk, T. J., & Sherman, R. E. (1968). Goal attainment scaling: A general method for evaluating community health programs. *Community Mental Health Journal*, *4*, 443–453.
- Kivlighan, D. M. Jr, & Shaughnessy, P. (2000). Patterns of working alliance development: A typology of client's working alliance ratings. *Journal of Counseling Psychology*, *47*(3), 362–371. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.47.3.362>
- Kuhlman, I., Tolvanen, A., & Seikkula, J. (2013). The therapeutic alliance in couple therapy for depression: Predicting therapy progress and outcome from assessments of the alliance by the patient, the spouse, and the therapists. *Contemporary Family Therapy*, *35*, 1–13. <https://doi.org/10.1007/s10591-012-9215-5>
- Lederman, T., & Kenny, D. A. (2012). The common fate model for dyadic data: Variations of a theoretically important but underutilized model. *Journal of Family Psychology*, *26*, 140–148. <https://doi.org/10.1037/a0026624>
- Li, X., Kivlighan, D. M. Jr, Paquin, J. D., & Gold, P. B. (2020). What was that session like? An empirically-derived typology of group therapy sessions. *Group Dynamics: Theory, Research, and Practice*, *25*(2), 107–121. <https://doi.org/10.1037/gdn0000139>
- Luborsky, L., Barber, J. P., Siqueland, L., Johnson, S., Najavits, L. M., Frank, A., & Daley, D. (1996). The revised helping alliance questionnaire (HAQ-II): Psychometric properties. *The Journal of Psychotherapy Practice and Research*, *5*(3), 260–271.
- McNeish, D., Stapleton, L. M., & Silverman, R. D. (2017). On the unnecessary ubiquity of hierarchical linear modeling. *Psychological Methods*, *22*(1), 114–140. <https://doi.org/10.1037/met0000078>
- Mitchell, A. M., Owen, J., Adelson, J. L., France, T., Inch, L. J., Bergen, C., & Lindel, A. (2015). The influence of dyadic coping in relationship education for low- income racial and ethnic minority couples. *Journal of Family Therapy*, *3*, 492–508. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.12057>
- Muñoz de la Peña, C., Friedlander, M. L., & Escudero, V. (2009). Frequency, severity, and evolution of split family alliances: How observable are they? *Psychotherapy Research*, *19*, 133–142. <https://doi.org/10.1080/10503300802460050>
- Muñoz de la Peña, C., Friedlander, M. L., Escudero, V., & Heatherington, L. (2012). How do therapists ally with adolescents in family therapy? An examination of relational control communication in early sessions. *Journal of Counseling Psychology*, *59*, 339–351. <https://doi.org/10.1037/a0028063>
- Pinsof, W. B., & Catherall, D. (1986). The integrative psychotherapy alliance: Family, couple, and individual therapy scales. *Journal of Marital and Family Therapy*, *12*, 137–151. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1986.tb01631.x>
- Robbins, M. S., Turner, C. W., Alexander, J. F., & Perez, G. A. (2003). Alliance and dropout in family therapy for adolescents with behavior problems: Individual and systemic effects. *Journal of Family Psychology*, *17*(4), 534–544. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.17.4.534>
- Shaffer, D., Gould, M. S., Brasic, J., Ambrosini, P., Fisher, P., Bird, H., & Aluwahlia, S. (1983). A Children's Global Assessment Scale (CGAS). *Archives of General Psychiatry*, *40*(11), 1228–1231. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1983.01790100074010>
- Skoranski, A., Skowron, E. A., Scholtes, C., Nekkanti, A., & Lyons, E. (2021). PCIT engagement and persistence among child welfare-involved families is associated with harsh parenting, physiological reactivity, and social cognitive processes at intake. *Development and Psychopathology*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/a23xw>

- Sotero, L., Major, S., Escudero, V., & Relvas, A. P. (2016). The therapeutic alliance with involuntary clients: How does it work? *Journal of Family Therapy*, *38*, 36–58. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.12046>
- Welmers-van de Poll, M. J., Stams, G. J. J. M., Akker, A. V. D., & Overbeek, G. (2020). in press). Alliance discrepancies in home-based family treatment: Occurrence, development and the therapist's perspective. *Journal of Family Therapy*, *43*(4), 642–664. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.12309>
- Woody, E., & Sadler, P. (2005). Structural equation models for interchangeable dyads: Being the same makes a difference. *Psychological Methods*, *10*, 139–158. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.10.2.139>

How to cite this article: Escudero, V., Friedlander M. L., Kivlighan D. M. Jr., Abascal A., & Orłowski E. (2022). Hacia una comprensión más amplia de las alianzas divididas en terapia familiar: Agregar el terapeuta a la mezcla. *Family Process*, *00*, 1–19. <https://doi.org/10.1111/famp.12718>