

Participación ciudadana y construcción de paz

*Reflexiones, estudios contemporáneos
e intervención*

Moisés Joel Arcos Guzmán
Coordinador



Universidad
Pontificia
Bolivariana

323.042
U76

Uribe Urzola, Alicia y otros 23, autores
Participación ciudadana y construcción de paz. Reflexiones, estudios contemporáneos e intervención / Moisés Joel Arcos Guzmán, coordinador
– 1 edición -- Medellín : Universidad Pontificia Bolivariana. Seccional
Montería, 2020.

332 p., 16.5 x 23.5 cm.

ISBN: 978-958-764-892-8 (versión digital)

1. Participación ciudadana – América Latina – 2. Construcción de la paz – América Latina – I. Título

CO-MdUPB / spa / rda
SCDD 21 / Cutter-Sanborn

© Alicia Uribe Urzola
© Ana María Romero Otálvaro
© Berenice Pérez Amezcuca
© David Torres Moreno
© Erika Patricia Ruiz González
© Flora del Pilar Fernández Ortega
© Ilse Cecilia Villamil Benítez
© Jorge E. Palacio
© Julián David Vélez Carvajal
© Mario Fausto Gómez Lamont
© Melissa Isabel Quintana Fernández
© Olga Liliana Ochoa Latorre
© Editorial Universidad Pontificia Bolivariana
Vigilada Mineducación

© Ana Lorena Malluk Marengo
© Belkis A. Castro
© Christian Benítez Núñez
© Denisse Esperanza Barrera Vázquez
© Flor Vicencia Delgado Sánchez
© Ignacio Ramos Vidal
© Jessany Herrera
© Juan Pablo Muciño Correa
© Luz Marina Castillo Astudillo
© Martha Nereida Muñoz Argel
© Moisés Joel Arcos Guzmán
© Sinay Del Carmen Valentín Guevara

Participación ciudadana y construcción de paz.

Reflexiones, estudios contemporáneos e intervención

ISBN: 978-958-764-892-8 (versión digital)

DOI: <http://doi.org/10.18566/978-958-764-892-8>

Primera edición, 2020

Escuela de Ciencias Sociales y Humanas

Grupo: CAVIDA (Calidad de vida). Proyecto: Participación ciudadana y construcción de paz, estudio comparativo entre ciudades latinoamericanas. Radicado: 254-07/19G003.
Seccional Montería

Arzobispo de Medellín y Gran Canciller UPB: Mons. Ricardo Tobón Restrepo

Rector General: Pbro. Julio Jairo Ceballos Sepúlveda

Rector Seccional Montería: Pbro. Jorge Alonso Bedoya Vásquez

Vicerrector Académico: Álvaro Gómez Fernández

Decana de la Escuela de Ciencias Sociales y Humanas: Ilse Cecilia Villamil Benítez

Editor: Juan Carlos Rodas Montoya

Gestora Editorial Seccional Montería: Flora Fernández Ortega

Coordinación de Producción: Ana Milena Gómez Correa

Diagramación: María Isabel Arango Franco

Corrección de Estilo: Editorial UPB

Dirección Editorial:

Editorial Universidad Pontificia Bolivariana, 2020

Correo electrónico: editorial@upb.edu.co

www.upb.edu.co

Telefax: (57)(4) 354 4565

A.A. 56006 - Medellín - Colombia

Radicado: 2001-08-07-20

Prohibida la reproducción total o parcial, en cualquier medio o para cualquier propósito sin la autorización escrita de la Editorial Universidad Pontificia Bolivariana.

CAPÍTULO 6

Procesos micro-locales que inciden en la morfología de las redes personales de participación socio-política de universitarios colombianos¹

Ignacio Ramos-Vidal*, Belkis A. Castro**, Jorge E. Palacio***, Alicia Uribe Urzola**** e Ilse Cecilia Villamil Benítez*****

Resumen

La participación sociopolítica constituye la base fundacional de la construcción de paz en contextos afectados por la violencia. La literatura sugiere que la propia estructura de las redes personales determina su evolución en una proporción variable. Comprender los factores que explican la variabilidad estructural de las redes de participación socio-política es clave para diseñar políticas públicas capaces de activar las conductas participativas orientadas hacia la construcción de paz. La

1 Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en el año 2016 en el *XII Congreso Español de Sociología*. Gijón-España (30 de junio, 1 y 2 de julio).

* Departamento de Psicología Social (Universidad de Sevilla), Grupo de Investigación Cavida, UPB-Montería iramos5@us.es

** Universidad Nacional Abierta y a Distancia, Colombia

*** Universidad del Norte

**** Grupo de Investigación Cavida, UPB-Montería

***** Grupo de Investigación Cavida, UPB-Montería.

homofilia es un constructo clave para explicar los procesos de selección e influencia que condicionan la estructura de las redes sociales. En este capítulo analizamos el papel que juega la homofilia en la configuración de redes personales constituidas para promover actividades de participación socio-política. Las redes evaluadas pertenecen a 51 jóvenes colombianos vinculados con organizaciones del ámbito universitario. Para identificar a los componentes de cada red personal propusimos diferentes generadores de nombres diseñados para que el actor focal –ego- nominase al resto de componentes –alteri- con los que ejecuta actividades participativas. Empleamos el Índice E-i para evaluar el grado de homofilia basada en el sexo, la edad, el tipo de relación y el nivel educativo de los alteri. Se calcularon diferentes indicadores de las redes personales que clasificamos en tres grupos de parámetros: (a) cohesión, (b) agrupamiento y (c) centralización. Los resultados de los ocho modelos de regresión que indican que la homofilia en función del nivel educativo despliega cierta capacidad para determinar la morfología de las redes personales, en particular sobre el número de subgrupos que componen las redes. Sin embargo, los resultados señalan que la heterofilia –es decir, el efecto antagónico a la homofilia- basada en el sexo y en la edad cuenta con mayor potencial que la homofilia para modificar los parámetros de cohesión, agrupamiento y centralización de las redes personales de participación sociopolítica evaluadas en este trabajo.

Introducción

La estructura de las redes sociales es determinada por factores endógenos, exógenos y aleatorios (Snijders, 2001; Snijders, Van de Bunt, & Steglich, 2010; Steglich, Snijders, & 2010). Esto significa que la morfología de una red es el producto de los vínculos que conectan a los actores que la componen. Al mismo tiempo, el establecimiento de estos vínculos se ve afectado por las propias características del sistema analizado (factores endógenos), por el entorno en el que se producen las relaciones (factores exógenos) y por otras variables que no es posible encuadrar dentro de las dos categorías anteriores (factores aleatorios).

El análisis de redes personales –egocéntricas- ha sido llevado a la práctica tradicionalmente mediante el estudio de los factores que condicionan la estructura y la composición de las redes y han recibido

menos atención los factores internos y aleatorios. La literatura pone de manifiesto que determinados elementos contextuales inciden en la forma, la composición y los patrones de interacción que caracterizan a las redes ego-centradas. Diversos estudios documentan que existen marcadas diferencias en las redes personales en función de la naturaleza rural/urbana del contexto de residencia (Beggs, Haines, & Hurlbert, 1996; Fischer, 1982; Mitchell, 1969). La evidencia empírica sugiere que las redes personales de los habitantes de zonas rurales presentan una elevada densidad, son homogéneas, caracterizadas por una alta multiplicidad de rol y sus miembros están conectados a través de fuertes lazos (Beggs et al., 1996). Esto se explica, en parte, por las diferencias socio-demográficas (Amato, 1993) y a las prácticas sociales que tienden a darse entre ambos contextos (Carrasco & Miller, 2006; Entwisle, Faust, Rindfuss, & Kaneda, 2007).

También se ha documentado el efecto que ciertos eventos vitales producen en la composición de las redes personales de múltiples colectivos. Los cambios abruptos como el fallecimiento del cónyuge (Christakis & Allison, 2006) o la hospitalización de algún miembro de la familia (Smith & Christakis, 2008), producen importantes alteraciones en la estructura y la composición de las redes personales. Mientras que transiciones ecológicas tales como el cambio de la educación secundaria hacia la universidad, la movilidad laboral o los cambios de residencia derivados de procesos migratorios (Boyd, 1989; Calvo-Armengol & Zenou, 2005; Lubbers, Molina, Lerner, Brandes, Ávila, & McCarty, 2010) o de desplazamiento forzado (Ramos-Vidal, 2017, 2018; Ramos-Vidal, Holgado, & Maya-Jariego, 2014; Ramos-Vidal, Villamil, & Uribe, 2019), también generan notables cambios en la configuración de las redes personales.

Una segunda línea de investigación se dedica a examinar los factores endógenos, es decir, aquellos relacionados con las propias características del sistema analizado, que condicionan la evolución de las redes egocéntricas. Esta perspectiva considera que buena parte de los cambios que acontecen en las redes es atribuible a la propia morfología del sistema que muta (Holland & Leinhardt, 1976). Esto supone que las distintas unidades (subgrafos) que de forma agregada componen la red, son las que condicionan los cambios de estructura y composición que acaban afectando a todo el sistema (Bang-Jensen & Gutin, 2008).

Diferentes estudios indican que estructuras micro-locales como las diadas, las triadas y las distintas modalidades de agrupamiento (p.ej., cliques, n -clan, k -plex, subconjuntos lambda, conglomerados etc...) se relacionan con el grado de cohesión de las redes y con su funcionamiento interno (Borgatti, Everett, & Shirey, 1990). Otras propuestas sugieren que el tamaño y el grado de cohesión de las redes, en particular la densidad, la transitividad y la reciprocidad, afectan de forma notoria la articulación de la estructura (Faust, 2006).

Finalmente, en las últimas dos décadas se han producido importantes avances en el análisis longitudinal de datos relacionales (*i.e.*, Wasserman & Pattison, 1996). La evolución de sofisticados modelos matemáticos aplicados al análisis de matrices de adyacencia (p.ej., Grafos de Markov, Inferencia Bayesiana, Cadenas Monte Carlo, SIENA o el modelo p^*) han hecho posible integrar dentro de un mismo sistema los efectos que producen en la estructura de las redes los factores endógenos, exógenos y aleatorios a lo largo de varias series temporales (Doreian & Stokman, 2013; Snijders et al., 2010). Estos avances empíricos permiten apuntalar diferentes teorías al ser capaces de explicar los mecanismos que condicionan los procesos de selección e influencia que inciden las propiedades de las redes y en su evolución a lo largo del tiempo (Kiuru, Burk, Laursen, Salmela-Aro, & Nurmi, 2010; Lewis, Gonzalez, & Kaufman, 2012). De tal modo que algunos modelos como SIENA (Steglich, Snijders, & West, 2006) permiten efectuar predicciones acerca de cuál será el siguiente paso en la evolución de la red y sobre los cambios que puede experimentar el posicionamiento de cada actor que la compone (Burk, Steglich, & Snijders, 2007).

A pesar de los avances mencionados, todavía persiste cierta indefinición relativa al papel que juegan en la variación de las propiedades estructurales de las redes personales, otros factores endógenos como la homofilia y la heterofilia que se relacionan con las dinámicas de interacción intra-grupal e inter-grupal. En la siguiente sección nos detendremos a exponer los efectos que despliega la homofilia en la estructura de las redes sociales.

Homofilia y grupo de pares

La homofilia es esencial para comprender las dinámicas de interacción que conducen a los individuos a afiliarse a múltiples estructuras sociales. La homofilia refleja la tendencia de los actores a establecer relaciones de forma preferente con otros actores con los que tienen características en común, mientras que su proceso antagónico, la heterofilia, indica el grado en que los actores de una red eligen mantener vínculos con actores que presentan características diferenciales (McPherson, Smith-Lovin, & Cook, 2001). Avances recientes en el estudio de la homofilia sugieren que existen dos mecanismos que la explican. La tendencia a establecer relaciones con otros actores similares se hace operativa a través de la selección e influencia mutua. Según Brechwald y Prinstein (2011, p. 166) la homofilia explica la decisión de elegir establecer relaciones con actores con los que se percibe tener características en común (efecto de selección), y al mismo tiempo explica porqué las características de los actores tienden a converger de forma progresiva con el paso del tiempo (efecto de influencia o socialización).

Gran parte de los estudios sobre el efecto de la homofilia en las relaciones interpersonales se han realizado en población adolescente (Allen & Antonishak, 2008). Esto se debe a dos grandes factores. Por un lado, durante la transición desde la niñez a la adolescencia la personalidad aún se encuentra en fase de construcción, y la capacidad de influir y de ser influido por el grupo se ve amplificada debido a que el grupo de iguales y las relaciones que mantienen en la escuela, desplazan progresivamente a la familia como contexto primario de socialización (Prinstein & Dodge, 2008). De otro lado, el sistema educativo y espacios concretos como los centros educativos, brindan a los investigadores *contextos naturales* como por ejemplo las relaciones que tienen lugar dentro de la clase, para examinar el efecto que la homofilia produce en una amplia gama de comportamientos prosociales (Barry & Wentzel, 2006) y de conductas de riesgo para la salud (Maxwell, 2002).

Para indagar en los efectos de la homofilia es necesario conocer las características (atributos) de los actores que definen los procesos de selección e influencia. Esto supone que es posible evaluar diferentes procesos homofílicos de forma concurrente, es decir, se puede analizar la homofilia en función de diferentes atributos como por ejemplo la

edad, el sexo, el nivel de ingreso o el origen étnico. Desde esta lógica la red social de una clase de secundaria puede presentar un alto grado de homofilia en función del sexo y al mismo tiempo mostrar una tendencia a la heterofilia con base en la edad (Ramos-Vidal, 2016). El estudio sistemático de contextos relacionales como la escuela y de determinados procesos de influencia social referidos al desarrollo de conductas de riesgo para la salud como el consumo de drogas, arroja evidencias empíricas que deben informar el diseño y la implementación de programas de prevención y promoción de la salud (Gest, Osgood, Feinberg, Bierman, & Moody, 2011). Por ejemplo, algunos estudios señalan que los alumnos populares presentan mayor probabilidad de adoptar conductas de riesgo en comparación con aquellos que presentan un nivel intermedio de popularidad (Mayeux, Sandstrom, & Cillessen, 2008). Otros estudios muestran la relación que existe entre el grado de popularidad percibida y ser víctima de acoso o agresiones en el ámbito escolar (Rose, Swenson, & Waller, 2004).

Otra línea de investigaciones consolidada documenta el papel que juega la homofilia en la estructura, la composición y las dinámicas de interacción de redes ego-céntricas (Ramos-Vidal, Castro y Palacio, 2016). Existen trabajos que analizan las múltiples oleadas del apartado para evaluar redes personales que desde 1985 incluye la *General Social Survey* en Estados Unidos (Burt, 1985; Marsden, 1987; McPherson, Smith-Lovin, & Brashears, 2006) y que en los últimos años también se aplica en países europeos como Holanda (Mollenhorst, Völker, & Flap, 2008). Estos estudios señalan que las personas prefieren tratar cuestiones importantes como temas políticos, religiosos o asuntos íntimos con personas que cuentan con la misma edad, origen étnico y nivel educativo. Estos hallazgos parecen indicar que la homofilia desempeña un rol crucial en la estructura y composición del núcleo central de las redes personales. En el siguiente apartado se presentan las características del estudio y los objetivos de la investigación.

Contexto y objetivos del estudio

La literatura muestra los efectos que la homofilia produce en la selección e influencia que condicionan la estructura de las redes sociales; sin embargo, la mayor parte de estos estudios examinan el conjunto

de relaciones que se producen dentro de un contexto social concreto (p.ej., clase o centro educativo). En estos casos lo habitual es utilizar el análisis de redes socio-céntricas en el cual el investigador es quien define los límites formales de la red y excluye las relaciones que se producen fuera del sistema analizado (Knoke & Yang, 2008). Por otro lado, estos estudios suelen centrarse en examinar los procesos de influencia que afectan al desarrollo de comportamientos prosociales o disruptivos. De modo que es menos frecuente identificar trabajos que examinan otros comportamientos que afectan la relación que el individuo establece con su entorno como, por ejemplo, aquellos comportamientos vinculados con la participación en organizaciones sociales, políticas y comunitarias.

La investigación que presentamos pretende suplir esa brecha en tanto incorpora de un lado (a) el estudio sistemático de redes egocéntricas para analizar el efecto de la homofilia en la configuración de las redes y, por otro, (b) persigue arrojar luces acerca del papel que juega en redes personales que surgen como consecuencia de la implicación en actividades de participación sociopolítica. Por tanto, las dos aportaciones fundamentales de este trabajo son emplear el análisis de redes egocéntricas que indagan por la relación que establece ego con los alteri que componen la red y la relación que mantienen los alteri entre sí, y focalizarse en estructuras relacionales que están basadas en el desarrollo de actividades vinculadas con la participación sociopolítica.

Método

El estudio se centra en el análisis de las redes personales de 51 estudiantes universitarios colombianos que están afiliados a organizaciones estudiantiles que realizan actividades de carácter socio-político. Los grupos estudiantiles de los que forman parte los entrevistados cuentan con una antigüedad que va desde el año de la organización más reciente, hasta los cuatro años de la entidad más antigua. Los participantes están adscritos a la Federación de Estudiantes Universitarios (FEU), que es una institución dedicada a discutir cuestiones asociadas con las políticas educativas y cuya función principal es presentar propuestas a los diferentes estamentos universitarios. Las asociaciones estudiantiles que se integran en la FEU funcionan con un alto grado de autonomía y promueven el derecho de acceso a la educación, la igualdad de oportu-

nidades y la democracia participativa. Durante el desarrollo del trabajo de campo contamos con la colaboración de un informante clave que facilitó la aplicación de instrumentos y los lugares para el desarrollo de las entrevistas. El protocolo de este trabajo fue aprobado por el comité de ética de la Universidad del Norte y todos los participantes suscribieron un consentimiento informado que previamente fue aprobado por el citado comité de ética.

Procedimiento y operacionalización de variables

Para obtener la red personal de los entrevistados se diseñaron seis preguntas que actúan como generadores de nombres que facilitan a ego identificar y posteriormente nominar, a un total de 30 alteri con los que mantiene diferentes vínculos basados en la colaboración en actividades de participación socio-política². Después de identificar a los 30 alteri que componen la red, el entrevistado debía indicar la relación que mantienen los 30 alteri entre sí. Los encuestados podían valorar la fortaleza del lazo en función de la intensidad de la relación. La entrevista completa dura unos 90 minutos. También se le preguntó a ego por los atributos de los alteri (edad, sexo, nivel educativo, procedencia tipo de relación) que se usan para calcular el grado de homofilia.

Variables independientes

La homofilia es evaluada en este trabajo mediante el *índice E-i* (Krackhardt & Stern, 1988). Este indicador examina la proporción de lazos que se mantienen dentro del mismo grupo (actores con las mismas características) y los lazos que estrechan con otros grupos (actores con características diferenciales). Este indicador oscila entre -1, cuando los actores únicamente establecen relaciones con otros actores con los que mantienen características en común y 1 (cuando las relaciones se estrechan a grupos con diferentes características).

2 En un trabajo previo (Ramos-Vidal et al., 2016) se describen con detalle las características del instrumento empleado en la investigación.

Por tanto, cuando el *índice E-i* presenta un valor de -1 significa que la red es homofílica y cuando presenta valor 1 refleja una tendencia heterofílica. Valores próximos a 0 indican una distribución equitativa de contactos dentro del mismo grupo y con grupos que muestran características distintas. Para cada atributo se calculó el *índice E-i*, por lo que se disponen varios indicadores de homofilia (o heterofilia) en función del valor que presente el índice.

Dependiendo de si los valores se aproximan a -1(homofilia) o a +1 (heterofilia) se calcularon nuevas variables mediante el sumatorio del *índice E-i* referente a los distintos atributos. Esta estrategia sirve para diferenciar el efecto que producen la homofilia y la heterofilia sobre los indicadores de cohesión, agrupamiento y centralización. Como se puede apreciar en la Tabla I, el *índice E-i* del sexo y la edad presentan valores próximos a 0.5, lo que refleja una tendencia heterofílica moderada. En este caso procedimos a crear una nueva variable que consiste en la suma del *índice E-i* referido al sexo [E-i(s)] y a la edad [E-i (e)]. La nueva variable Σ [E-i (s), E-i (e)] constituye el indicador agregado de heterofilia que es empleado en diferentes modelos de regresión. Por otro lado, los valores del *índice E-i* con base en el tipo de relación [E-i (Tr)] y al nivel educativo [E-i (Ne)] arrojan valores próximos a -1, lo que estaría indicando una tendencia homofílica. Con idéntico propósito de distinguir el efecto de la homofilia y la heterofilia, procedimos a calcular un indicador global de homofilia que consiste en la suma del *índice E-i* referido al tipo de relación y al nivel educativo, la variable resultante se expresa de la siguiente forma Σ [E-i (Tr), E-i (Ne)].

Variables dependientes

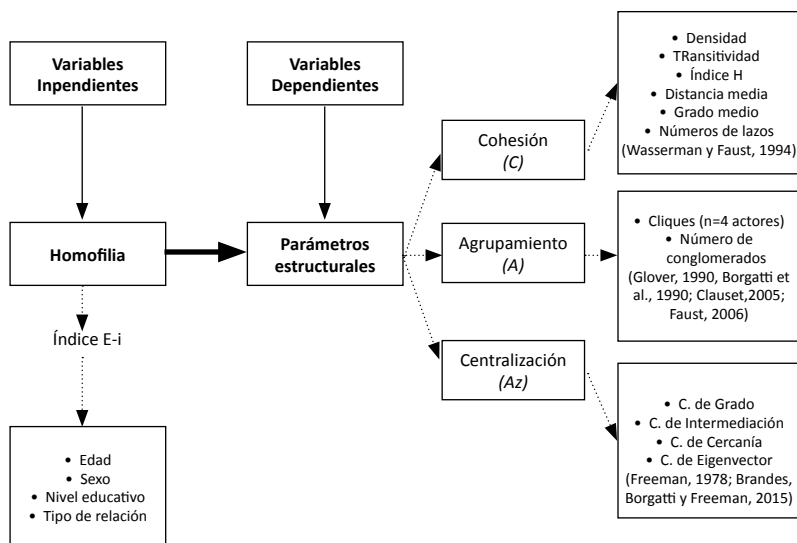
La investigación examina la influencia que puede desplegar la homofilia en la estructura de las redes personales, por tanto, es necesario definir los indicadores que representan las propiedades estructurales de las redes. Diferentes propuestas sugieren que las redes personales pueden evaluarse en función de sus características estructurales (Holland & Leinhardt, 1976; McCarty, 2002; Faust, 2006). En nuestro caso hemos agrupado los parámetros estructurales en tres categorías: (a) cohesión, (b) agrupamiento y (c) centralización. Los indicadores de cohesión reflejan el grado de solapamiento de relaciones dentro de una red, las medidas de agrupamiento identifican la existencia de subgrupos y el

nivel de fragmentación de la estructura, mientras que los indicadores de centralización muestran la medida en que diferentes propiedades de las redes como el grado de intermediación, se concentran en una pequeña proporción de actores o se distribuyen de forma equilibrada entre los alteri que componen la red.

Las medidas de cohesión evaluadas son la densidad, la transitividad, el índice H, el número de lazos, grado medio y la distancia medida global. Las medidas de agrupamiento examinadas son el número de cliques formados por al menos 4 actores y el número de conglomerados calculado mediante el procedimiento de optimización (Glover, 1990). Las medidas de centralización que se analizan son la centralización de grado, la centralización de intermediación, la centralización de cercanía y la centralización de eigenvector. En un paso posterior calculamos nuevas variables mediante el sumatorio de los diferentes indicadores. De este modo creamos una variable denominada Cohesión (*C*) que está formada por la suma la densidad, la transitividad, el índice H, el número de lazos, el grado medio y la distancia medida global. Se creó otra variable que nombramos Agrupamiento (*A*) y que consiste en la suma del número de cliques y del número de conglomerados. También calculamos una nueva variable llamada Centralización (*Cz*) que incluye el sumatorio de los diferentes parámetros de centralización calculados. En un último paso generamos una nueva variable que es el resultado de agregar (*C*) y (*A*). Tomamos esta decisión debido a que varios estudios demuestran que indicadores de cohesión tienden a correlaciones en sentido inverso con las medidas de centralización.

En la Figura 1 se presenta el modelo de relación entre variables y los referentes teóricos para conocer las propiedades de los indicadores que se incluyen en el modelo. Se recomienda revisar los siguientes documentos para obtener información precisa de las diferentes variables y procedimientos de extracción de agrupaciones que empleamos para calcular los distintos grupos de variables dependientes e independientes (Freeman, 1978; Krackhardt & Stern, 1988; Borgatti et al., 1990; Wasserman y Faust, 1994; Faust, 2006; Bang-Jensen & Gutin, 2008; Brandes, Borgatti, & Freeman, 2015; Ramos-Vidal, 2016).

Figura 1. Relación de variables incluidas en los análisis



Fuente: Elaboración propia.

Análisis de datos

La construcción de las matrices de adyacencia y el cálculo de los parámetros de homofilia, cohesión, agrupamiento y centralización se llevó a cabo con el programa Ucinet 6.38 (Borgatti, Everett, & Freeman, 2002). Para calcular las medidas de cohesión las redes fueron previamente dicotomizadas. Una vez que calculamos los parámetros, los datos fueron trasladados a SPSS (20.1) para desarrollar diferentes análisis. En orden a conocer el comportamiento de las variables se calcularon los estadísticos descriptivos de todas las variables y se procedió a analizar las correlaciones entre las variables de estudio que se emplearán en los modelos de regresión.

Como paso previo a los análisis de regresión fue agregar los valores de los índices E-i en función del nivel de homofilia (próximos a -1) y de heterofilia (próximos a 1) de los diferentes atributos analizados. Esto se realizó para separar el efecto de ambos factores primero sobre cada grupo de variables dependientes (cohesión, agrupamiento y centralización) y posteriormente para el valor agregado de los tres tipos

de indicadores estructurales. Esta estrategia hace posible conocer el efecto diferencial de la homofilia y la heterofilia sobre cada categoría de medidas estructurales, y también nos permite indagar en la relación que cada variable mantiene con la estructura global de la red. Para ello desarrollamos varios modelos de regresión jerárquica que exponemos en el siguiente apartado.

Resultados

En la Tabla I podemos observar los estadísticos descriptivos correspondientes a las variables dependientes y predictoras incluidas en los análisis. El *índice E-i* tomando como atributo el sexo arroja un valor de .44 y el relativo a la edad un valor de .67 lo que indica una tendencia hacia la heterofilia al estar situados próximo en un caso, y por encima en el otro a 0.5. En función del sistema social objeto de estudio se suele considerar que los valores del *índice E-i* que oscilan entre 0.5 y 1, reflejan cierta predilección entre los alteri por mantener contactos con otros actores que cuentan con características diferenciales y suelen describir relaciones inter-grupales. En cuanto al *índice E-i* basado en el tipo de relación y del nivel educativo, vemos que se encuentran entre -.05 y -1, lo que mostraría una evidente tendencia homofílica. Esto supone que las personas prefieren mantener vínculos con otros actores similares a ellos en cuanto al tipo de relación que les une a ego (amistad, parentesco o vecindad) y en cuanto a lo educativo. Por tanto, las variables independientes que se incluyen en los diferentes modelos señalan que las redes de los jóvenes encuestados presentan un grado moderado de heterofilia en función del sexo y de la edad, y un nivel moderadamente elevado de homofilia en función del tipo de relación y del nivel educativo.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las variables dependientes e independientes ($n=51$)

TIPO DE MEDIDAS	PARÁMETROS	MÍN.	MÁX.	MEDIA	DT
	Índice E-i (Sexo)	-500	.938	.442	.296
	Índice E-i (Edad)	.170	.907	.675	.151
	Índice E-i	-1	-.146	-.742	.260
	(Nivel educativo)				
Homofilia	Índice E-i	-1	.330	-.656	.300
(Independiente)	(Tipo de relación)				
	Densidad (%)	17.5	100	53.2	17.5
	Número de lazos	198	870	464.5	150.6
	Transitividad	.609	1	.784	.099
Cohesión	Índice H	7	29	16.03	4.55
(Dependiente)	Grado medio	5.06	29	15.45	5.08
	Distancia media	1	2.54	1.58	.309
Agrupamiento	Cliques ³ ($n=4$ actores)	1	326	32.08	52.28
(Dependiente)	Nº conglomerados	2	10	4.04	1.76
	Grado (%)	0	.458	28.7	.104
	Intermediación (%)	0	45.22	13.01	10.21
Centralización	Cercanía ⁴ (%)	0	59.47	37.72	12.90
(Dependiente)	Eigenvector (%)	0	54.89	17.05	9.08

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a los indicadores de cohesión en promedio las redes personales de los entrevistados son densas (53%), presentan un alto grado de transitividad cercano a la unidad y los 30 alteri que componen la red se encuentran a poco más de un grado de separación los unos de los otros como refleja el grado medio de cercanía ($M=62.15$; $DT=20.01$)

- 3 Para calcular los estadísticos descriptivos del número de cliques se han eliminado 3 casos que presentaban un amplio número de agrupaciones y que sesgaban de forma notable el promedio de este indicador.
- 4 El cálculo de la centralización de cercanía se ha efectuado con base en 44 casos. En las redes que hay actores aislados, no es posible calcular este parámetro porque el valor no se puede computar al tratarse de un valor infinito.

cuyo estadístico no se incluye en la Tabla I. Estos indicadores muestran que las redes egocéntricas basadas en el desarrollo de actividades de participación socio-política de los jóvenes entrevistados presentan un nivel moderado de cohesión global.

Los indicadores de agrupamiento evaluados describen redes en las que, a pesar de su amplia densidad, es posible diferenciar en ellas un número variables de subgrupos. En promedio cada red está formada por 32 cliques compuestos por al menos cuatro actores, lo que indica un nivel considerable de agrupamiento y de solapamiento entre agrupaciones. Al mismo tiempo podemos identificar la existencia de cuatro conglomerados de media. El análisis de los cliques nos ofrece información relevante sobre los patrones micro-estructurales que se dan dentro de las redes y que condicionan la evolución de su estructura (Holland & Leinhardt, 1976; Faust, 2006; Bang-Jensen & Gutin, 2008). De otro lado, el análisis de conglomerados aporta información sobre los diferentes grupos sociales que dan forma a la red de ego. Estos indicadores son especialmente útiles para identificar contextos de interacción y espacios sociales en redes egocéntricas. En un estudio previo en el que analizamos las redes de apoyo social de personas desplazadas por la violencia política (Ramos-Vidal et al., 2016), encontramos un alto índice de agrupamiento y cohesión interna. En ese estudio las redes de los entrevistados contaban de media con cinco conglomerados y se podían identificar en torno a 40 cliques en cada red (Ver Tabla 2).

Finalmente, en lo atinente a los indicadores de centralización apreciamos que las redes presentan un nivel de centralización relativamente bajo en todos los indicadores analizados. La centralización de grado presenta un valor de 0.287, como este indicador se expresa a modo de porcentaje esto supone que la centralización es del 28.7%. Se trata de un nivel moderadamente bajo de centralización lo que implica que las relaciones que se producen en la red están distribuidas de forma equilibrada entre los miembros. De otro lado, la centralización de intermediación y de eigenvector muestran valores sensiblemente inferiores a la centralización de grado. Este dato indica que la distribución de contactos que dan acceso a posiciones estratégicas, es decir, las que permiten ejercer el rol de bróker, también están ampliamente repartidas entre los miembros de la red. Lo mismo sucede con la centralización de eigenvector, pero en este caso referido a contactos que unen a ego

Tabla 2. Correlaciones entre las variables de estudio

Nº	Indicador	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	Índice E-i (Sexo)																
2	Índice E-i (Edad)	-.160															
3	Índice E-i (N. educativo)	-.076	.006														
4	Índice E-i (Tipo relación)	-.108	.212	.341*													
5	Densidad (%)	-.199	.270	.051	-.072												
6	Nº de lazos	-.202	.274	.046	-.070	.999**											
7	Transitividad	.194	.047	-.062	-.211	.617**	.619**										
8	Índice H	-.103	.236	-.005	-.080	.961**	.960**	.707**									
9	Grado medio	-.199	.270	.051	-.073	1**	.999**	.617**	.961**								
10	Dist. media	.217	-.242	-.062	.062	-.898**	-.890**	-.404**	-.839**	-.898**							
11	Cliques (n=4)	-.471**	.289*	.277*	-.027	.288	.228	-.153	.162	.229	-.242						
12	Nº clústeres	.090	-.059	.108	.122	-.392**	-.377	-.328*	-.448**	-.393**	-.454**	-.109					
13	C. Grado	.000	-.214	-.145	.045	-.310*	-.317*	-.458**	-.286*	-.310*	.093	-.053	.119				
14	C. Intermed.	.264	-.293*	-.034	.123	-.624**	-.619**	-.078	-.511**	-.624**	.764**	-.228	.348*	.148			
15	C. Cercanía	.080	-.177	-.188	-.118	-.388**	-.388**	-.239	-.318*	-.388**	.266	-.075	.149	.930**	.346*		
16	C. Eigenvector	.131	-.198	-.088	.085	-.895**	-.880**	-.490**	-.885**	-.895**	.882**	-.222	.486**	.189	.599**	.405**	

Nota: * p<.05; **p<.001

Procesos micro-locales que inciden en la morfología de las redes personales de participación socio-política de universitarios colombianos

con alteri estratégicamente posicionados. Sin embargo, la centralización de cercanía presenta valores elevados, este fenómeno se explica debido a la baja distancia media global que separa a los alteri de la red (1.58 grados de separación de media).

En la Tabla 2 presentamos las correlaciones entre las variables de estudio. Podemos apreciar que existe un alto nivel de covarianza entre los distintos grupos de variables analizadas, en particular en el caso de las variables independientes. Este fenómeno es habitual en las investigaciones que hacen uso de estrategias de análisis estructural. En el caso de las medidas de cohesión hay indicadores como la densidad, la reciprocidad, la transitividad y el grado medio que presentan correlaciones positivas (Friedkin, 1981). Lo mismo sucede en el caso de las medidas de posicionamiento individual (Valente, Coronges, Lakon, & Costenbader, 2008). En nuestra investigación los diferentes indicadores de homofilia calculados a través del *índice E-i* no están correlacionados, a excepción del grado de homofilia en función del tipo de relación y de la edad. Pero si prestamos atención a los indicadores de cohesión vemos que todos ellos muestran un alto grado de covarianza positiva al igual que en el caso de los cuatro parámetros de centralización estudiados. Sin embargo, los indicadores de agrupamiento siguen una senda distinta. Este tipo de medidas dan cuenta de la existencia de subgrupos, en particular el análisis de clúster, reflejando el grado de fragmentación de las redes. Por tanto, cuanto mayor sea la densidad de una red, existirá un menor número de subgrupos. Lo mismo sucede en el caso de los parámetros de centralización, cuanto más centralizada sea la red es menos probable que existan agrupaciones. Como se puede comprobar en la Tabla 2 el número de conglomerados correlaciona en sentido inverso con casi todos los indicadores de cohesión y centralización. Veremos a continuación los diferentes modelos de regresión que hemos desarrollado para conocer el efecto de la homofilia y la heterofilia sobre las redes personales de participación socio-política. En la Tabla 3 se presentan los indicadores de los modelos de regresión en los que la variable predictiva es el *índice E-i* con base en el sexo y el nivel educativo y la dependiente es la suma de los diferentes indicadores de Cohesión (*C*), Agrupamiento y (*A*) Centralización (*Cz*). Al explorar la conexión entre la homofilia y la estructura mediante varios modelos, optamos por recoger en tablas separadas (3, 4 y 5) la contribución de cada variable en el modelo mediante el valor de *t*, del coeficiente Beta

estandarizado (β), el nivel de significación (p) y el Factor de Inflación de la Varianza (FIV). En la Tabla 6 se describen los resúmenes de los ocho modelos de regresión jerárquica efectuados. En las tablas se resaltan las casillas de los modelos que presentan valores estadísticamente significativos para facilitar su identificación.

Tabla 3. Coeficientes de regresión en los que la heterofilia actúa como independiente

Paso	Variables independientes (Indicadores de heterofilia)	Variables dependientes											
		Cohesión (C) (Modelo 1)				Agrupamiento (A) (Modelo 2)				Centralización (Cz) (Modelo 3)			
		<i>t</i>	β	<i>Sig.</i>	<i>FIV</i>	<i>t</i>	β	<i>Sig.</i>	<i>FIV</i>	<i>t</i>	β	<i>Sig.</i>	<i>FIV</i>
1	Índice E-i (Sexo)? E-i(s)	-1.15	.256	.256	1.02	-3.73	-.470	.001	1	.584	.088	.562	1.06
2	Índice E-i (Edad)? E-i(e)	1.98	.329	.028	1	1.741	.218	.088	1.03	-2.33	-.335	.026	1.04
3	Σ [E-i(s),E-i(e)]	-1.15	-.167	.256	1.12	1.741	.447	.088	4.31	.584	.087	.562	1.04

Si nos fijamos en los coeficientes del modelo 1 vemos que el índice E-i basado en la edad [E-i (e)] afecta en sentido positivo sobre el grado de cohesión de las redes. Este dato parece indicar que la heterofilia se relaciona, aunque de forma moderada, con el nivel de compactación de la estructura. Los coeficientes del segundo modelo indican que el índice de homofilia basado en el sexo [E-i(s)] incide de forma notable sobre el número de agrupaciones que forman parte de la red, de manera especialmente notoria en el número de cliques. Esto quiere decir que la heterofilia en función del sexo se relaciona en sentido inverso sobre la proporción de cliques que componen las redes. Además, si nos fijamos en los valores del modelo recogidos en la Tabla 6 vemos que se trata del único modelo que, en conjunto, presenta valores significativos ($\Delta R^2 = .236$; $F = 2.775$; $p < .001$). Por último, los indicadores relacionados con el tercer modelo señalan que de nuevo el índice E-i (e) despliega cierto potencial para influir sobre el grado de centralización de las redes en sentido inverso. En la Tabla 4 se presentan los indicadores de los tres modelos de regresión en los que las variables independientes son el Índice E-i en función del tipo de relación que unen a ego con los alteri de su red [E-i (Tr)], del Índice E-i en función del nivel educativo [E-i(Ne)] y del sumatorio de ambas variables.

Tabla 4. Coeficientes de los modelos de regresión en los que la homofilia actúa como independiente

Paso	Variables independientes (Indicadores de homofilia)	Variables dependientes											
		Cohesión (C) (Modelo 4)				Agrupamiento (A) (Modelo 5)				Centralización (Cz) (Modelo 6)			
		t	β	Sig.	FIV	t	β	Sig.	FIV	t	β	Sig.	FIV
1	Índice E-i (Tipo de relación)? E-i(Tr)	-.636	-.097	.528	1.132	-.924	-.135	.360	1.32	.637	.103	.528	1.14
2	Índice E-i (Nivel Educativo)? E-i(Ne)	.692	.162	.492	2.647	2.056	.282	.045	1	-1.422	-.343	.163	2.53
3	Σ [E-i(Tr), E-i(Ne)]	-.636	-.149	.528	2.647	-.924	-.206	.360	2.65	.637	.154	.528	2.53

En este caso se aprecia un valor significativo entre los indicadores de los modelos de regresión. En concreto es el valor del coeficiente Beta estandarizado referido al Índice E-i en función del nivel educativo [E-i (Ne)] es el único que presenta valores estadísticamente significativos. Por tanto, la homofilia -recordemos que el promedio del E-i (Ne) era próximo a -1 lo que implicaba un nivel moderadamente alto de homofilia- parece desplegar cierta influencia sobre el nivel de agrupamiento de las redes egocéntricas analizadas. Esto quiere decir que, a medida que incrementa el grado de homofilia con base en el nivel educativo de los alteri, se reduce el número de agrupaciones que componen la red.

Este resultado se sitúa en la línea de algunas propuestas que sugieren la relación indisoluble que se da entre la tendencia a mantener vínculos con otros actores que cuentan con características en común y el nivel de cohesión y agrupamiento de las redes (Neal & Neal, 2014). Sin embargo, debemos tener cautela a la hora de interpretar los resultados porque ninguno de los tres modelos en los que se prueba el potencial de la homofilia basada en el tipo de relación y el nivel educativo para afectar en la estructura de las redes han presentado valores significativos (ver Tabla 6). En la Tabla 5 aparecen los resultados de los coeficientes de regresión en los que, para el modelo 7, se calcula el efecto conjunto de la homofilia [E-i(Tr), E-i(Ne)] y la heterofilia [E-i(s), E-i(e)] sobre una variable creada al efecto que se deriva de la suma de los parámetros de Cohesión y Agrupamiento [Σ (C, A)], mientras que en el modelo 8 la variable criterio es la suma de los indi-

cadores de Centralización (Cz). Se tomó esta decisión porque las medidas de cohesión y centralización presentan un alto nivel de colinealidad.

Tabla 5. Modelos de regresión en los que la homofilia y la heterofilia actúan como predictoras

Paso	Variables independientes (Homofilia y heterofilia)	Dependientes							
		Parámetros de cohesión y agrupamiento $\Sigma [C, A]$ (Modelo 7)				Centralización (Cz) (Modelo 8)			
		t	β	Sig.	FIV	t	β	Sig.	FIV
1	Índice E-i (Sexo)? E-i(s)	-2.08	-.274	.043	1.035	.584	.088	.562	1.065
2	Índice E-i (Edad)? E-i(e)	2.482	.332	.017	1.075	-.2531	-.396	.016	1.182
3	$\Sigma [E-i(s), E-i(e)]$	2.151	.584	.037	4.306	.335	.050	.740	1.069
4	Índice E-i (Tipo relación)? E-i(Tr)	-1.64	-.231	.109	1.195	.943	.147	.351	1.138
5	Índice E-i (N. educativo)? E-i(Ne)	1.289	.178	.213	1.141	-1.275	-.185	.209	1.015
6	$\Sigma [E-i(Tr), E-i(Ne)]$	-.094	.314	.204	3.562	-.091	-.014	.928	1.099

Los resultados recogidos en la Tabla 5 indican que la heterofilia con base en la edad y el sexo [E-i(s), E-i(e)] presenta múltiples asociaciones con las medidas de cohesión y agrupamiento (Modelo 7) y con los parámetros de centralización. Mientras que la homofilia basada en el tipo de relación y el nivel educativo [E-i(Tr), E-i(Ne)] no presentan relaciones significativas.

Tabla 6. Coeficientes de todos los modelos de regresión desarrollados

Modelo	Variables independientes	Dependiente	Coeficientes y estadísticos de colinealidad				
			R ²	ΔR^2	F	p	DW
1	E-i(s), E-i(e), $\Sigma [E-i(s), E-i(e)]$	Cohesión	.099	.062	2.640	.082	1.622
2	E-i(s), E-i(e), $\Sigma [E-i(s), E-i(e)]$	Agrupamiento	.267	.236	8.733	.001	1.669
3	E-i(s), E-i(e), $\Sigma [E-i(s), E-i(e)]$	Centralización	.119	.076	2.775	.074	1.483
4	E-i(Tr), E-i(Ne), $\Sigma [E-i(Tr), E-i(Ne)]$	Cohesión	.010	-.031	.250	.780	1.490
5	E-i(Tr), E-i(Ne), $\Sigma [E-i(Tr), E-i(Ne)]$	Agrupamiento	.096	.058	2.534	.090	1.500
6	E-i(Tr), E-i(Ne), $\Sigma [E-i(Tr), E-i(Ne)]$	Centralización	.059	.013	1.289	.286	1.535
7	E-i(s), E-i(e), $\Sigma [E-i(s), E-i(e)]$, E-i(Tr), E-i(Ne), $\Sigma [E-i(Tr), E-i(Ne)]$	$\Sigma [C, A]$.233	.167	3.497	.014	1.458
8	E-i(s), E-i(e), $\Sigma [E-i(s), E-i(e)]$, E-i(Tr), E-i(Ne), $\Sigma [E-i(Tr), E-i(Ne)]$	Centralización	.192	.109	2.321	.074	1.684

Por otro lado, si nos detenemos a observar en la Tabla VI los resúmenes de los modelos de regresión 7 y 8, vemos que únicamente el modelo 7 presenta valores significativos, lo que parece indicar que existe una asociación notable entre la heterofilia en función del sexo y de la edad y el grado de cohesión de las redes personales analizadas en este trabajo. En el siguiente apartado se discuten los hallazgos de la investigación.

Discusión

La literatura señala el importante rol que juegan los atributos de los actores en la decisión de elegir con qué personas se desea establecer relaciones (selección). Esto implica que las personas pueden decidir mantener contactos con personas que cuentan características en común (lo que denota una tendencia hacia la homofilia), o, por el contrario, pueden optar por establecer relaciones con personas respecto a las cuales se perciben distintas (lo que supone una tendencia hacia la heterofilia). En este trabajo se muestra el papel crucial que juegan la homofilia y la heterofilia en la configuración de las redes personales. Nuestro objetivo es determinar la influencia que ambos factores pueden llegar a ejercer sobre la estructura de las redes personales, que en este trabajo ha sido evaluada a través de tres grupos de indicadores estructurales (cohesión, agrupamiento y centralización).

La evidencia empírica apunta a que la homofilia produce importantes efectos, por ejemplo, sobre la decisión de elegir a las personas con las que tratar cuestiones íntimas y personales (Burt, 1985; Marsden, 1987; Bienenstock, Bonacich, & Oliver, 1990; Smith-Lovin et al., 2001; 2006; Mollenhorst et al., 2008). Aunque también está documentado que la heterofilia cumple un papel determinante en la morfología de las redes (Lazarsfeld & Merton, 1954).

Sin embargo, los resultados alcanzados en este trabajo parecen avalar que en las redes personales de los jóvenes que están basadas en el apoyo para desarrollar actividades participativas, la heterofilia también dispone de capacidad para afectar la estructura de las redes. Se han identificado asociaciones y relaciones de covarianza entre los indicadores que miden la homofilia y la heterofilia y las diferentes medidas de cohesión evaluadas. No obstante, solo dos de los ocho modelos de regresión efectuados

presentan valores estadísticamente significativos en su conjunto, por lo que los resultados deben ser interpretados con cierta cautela.

Los resultados indican que la heterofilia en función del sexo y de la edad cuentan con una notable capacidad para alterar el nivel de agrupamiento de las redes, es decir, de definir la proporción de subgrupos que componen la estructura. Este dato es consonante con las evidencias obtenidas en estudios previos que sugieren que la homofilia incrementa las probabilidades de que las redes presenten una estructura cohesiva organizada en base a grupos unidos a través de lazos fuertes (Shrum, Cheek, & MacDonald, 1988). Esto se explica en parte debido al efecto de *selección*, que en primera instancia afecta a la composición del grupo, pero también al efecto de *socialización* que hace que las características de los actores converjan con el paso del tiempo a medida que la relación madura (Brechwald & Prinstein, 2011; Burk et al., 2007). En los contextos reales en los que se producen las interacciones que dan forma a las redes como por ejemplo en la escuela, esto se traduce en que las personas prefieren mantener vínculos con actores respecto a los que se perciben similares, debido a varios factores. Al mantener contactos con actores con los que se percibe tener características en común (a) se reduce la ansiedad asociada con los contactos inter-grupales, (b) la experiencia de pertenencia al grupo puede percibirse como más grata, y al mismo tiempo (c) se puede incrementar el sentido de comunidad respecto a los miembros del grupo (Fisher, Sonn, & Bishop, 2002; Hewstone & Swart, 2011; Lewis et al., 2012; Ramos-Vidal, Palacio, Villamil, Uribe, & Castro, 2019).

Si bien la literatura se refiere a la función que cumple la homofilia en la configuración de los sistemas sociales, en nuestro caso parece que la heterofilia basada en el sexo y en la edad cuenta con mayor potencial para influir en la estructura de las redes que la homofilia. Esto se puede observar en los valores que arroja el modelo 7, que señalan que la heterofilia basada en el sexo y en la edad resulta clave para explicar la variabilidad en las medidas de agrupamiento y cohesión. Sin embargo, debemos poner de relieve algunas características de la investigación que nos ayuden a comprender el alcance de nuestros resultados. Al tratarse de redes que se basan en el desarrollo de actividades de participación socio-política, es posible que en el establecimiento de estos vínculos entren en juego otros atributos de los actores como la experiencia

previa en estas actividades o la posición que ocupan dentro de la estructura de las organizaciones estudiantiles, que tengan más peso en la configuración de las redes que el sexo, la edad, el tipo de relación o el nivel educativo.

También es probable que las trayectorias previas de colaboración y las características de las organizaciones estudiantiles en las que participan los entrevistados afecten al comportamiento de los miembros en relación con el establecimiento de relaciones dentro del grupo. Un estudio en profundidad para conocer el modo en que la homofilia influye sobre la estructura de las redes requiere examinar con detalle las características del contexto en el que se producen las relaciones, los antecedentes previos de participación en organizaciones juveniles y de las expectativas que se crean los jóvenes cuando deciden colaborar en actividades de participación socio-política.

Conclusiones

Los patrones de interacción que se producen en las redes personales de participación socio-política determinan en cierta medida su propio dinamismo y evolución. Las aproximaciones a la estructura micro-local facilita el poder identificar los factores que inciden en la decisión de colaborar en iniciativas prosociales y en aquellas actividades vinculadas con el activismo y con los movimientos asociativos. Una de las claves para promover la construcción de paz en sociedades como la colombiana que ha padecido los efectos de la violencia en tiempos de guerra, es precisamente comprender los elementos que, desde un punto de vista relacional, inciden en la decisión de participar. Otro de los insumos más destacados de este trabajo es haber demostrado en cierta medida que las relaciones interpersonales constituyen una fuente de capital social relacional. Este hallazgo implica varios elementos de carácter multinivel que es preciso poner de relieve:

1. Los jóvenes, a través de los contactos que establecen con otros miembros de las agrupaciones juveniles, acceden a información y a recursos que les facilita adquirir una conciencia crítica sobre los problemas socio-políticos, algo incide en el nivel de empoderamiento psicológico (Christens, Winn, & Duke, 2016).

2. De forma aditiva a lo anteriormente expuesto, la activación de relaciones intra-organizativas promueve la activación de capital social de tipo bonding, mientras que las e inter-organizacionales hacen posible que se active una suerte de capital social de intermediación de tipo bridging. Ambos fenómenos inciden en la génesis y el mantenimiento de capital social organizacional (Schneider, 2009).
3. Finalmente, la creación de conexiones entre las agrupaciones juveniles, las instituciones públicas a las que éstas representan y las comunidades locales en las que las agrupaciones desarrollan sus acciones, contribuyen a crear un tejido social basado en las redes y normas sociales que articulan la participación cívica, representando este último nivel la concepción más tradicional del capital social (Putnam, 1993).

A modo de conclusión, es preciso continuar desarrollando investigaciones que profundicen en los procesos psicosociales, relacionales e institucionales que afectan en la decisión de participar en iniciativas en pro del bien común, que hagan posible fortalecer el capital social, afianzar el tejido asociativo y promover una cultura basada en la paz, el respeto y la solidaridad.

Referencias

- Allen, J. P., & Antonishak, J. (2008). Adolescent peer influences: Beyond the dark side. En M. J. Prinstein y K. A. Dodge (Eds.), *Understanding peer influence in children and adolescents* (pp. 141-160). New York: Guilford.
- Amato, P. R. (1993). Urban-rural differences in helping friends and family members. *Social Psychology Quarterly*, 56(4), 249-262.
- Bang-Jensen, J., & Gutin, G. Z. (2008). *Digraphs: theory, algorithms and applications*. Springer Science & Business Media.
- Barry, C. M., & Wentzel, K. R. (2006). Friend influence on prosocial behavior: The role of motivational factors and friendship characteristics. *Developmental Psychology*, 42, 153-163.
- Beggs, J. J., Haines, V. A., & Hurlbert, J. S. (1996). Revisiting the rural-urban contrast: Personal networks in non-metropolitan and metropolitan settings. *Rural Sociology*, 61(2), 306-325.
- Bienenstock, E. J., Bonacich, P., & Oliver, M. (1990). The effect of network density and homogeneity on attitude polarization. *Social Networks*, 12(2), 153-172.

- Borgatti, S. P., Everett, M. G., & Freeman, L. C. (2002). *Ucinet for Windows: Software for social network analysis*. Boston, MA: Analytic Technologies, Inc.
- Borgatti, S. P., Everett, M. G., & Shirey, P. R. (1990). LS sets, lambda sets and other cohesive subsets. *Social Networks*, 12(4), 337-357.
- Boyd, M. (1989). Family and personal networks in international migration: recent developments and new agendas. *International Migration Review*, 23(3), 638-670.
- Brandes, U., Borgatti, S. P., & Freeman, L. C. (2015). Maintaining the duality of closeness and betweenness centrality. *Social Networks*, 44, 143-159.
- Brechwald, W., & Prinstein, M. J. (2011). Beyond Homophily: A Decade of Advances in Understanding Peer Influence Processes. *Journal of Research on Adolescence*, 21, 166-179.
- Burk, W. J., Steglich, C. E., & Snijders, T. A. (2007). Beyond dyadic interdependence: Actor-oriented models for co-evolving social networks and individual behaviors. *International Journal of Behavioral Development*, 31(4), 397-404.
- Burt, R. S. (1985). General social survey network items. *Connections*, 8(1), 19-23.
- Calvo-Armengol, A., & Zenou, Y. (2005). Job matching, social network and word-of-mouth communication. *Journal of Urban Economics*, 57(3), 500-522.
- Carrasco, J. A., & Miller, E. J. (2006). Exploring the propensity to perform social activities: a social network approach. *Transportation*, 33(5), 463-480.
- Christakis, N. A., Allison, P. D. (2006). Mortality after the hospitalization of a spouse. *New England Journal of Medicine*, 354(7), 719-730.
- Christens, B. D., Winn, L. T., & Duke, A. M. (2016). Empowerment and critical consciousness: A conceptual cross-fertilization. *Adolescent Research Review*, 1(1), 15-27.
- Clauset, A. (2005). Finding local community structure in networks. *Physical Review E*, 72(2), 026132,
- Doreian, P., & Stokman, F. (Eds.). (2013). *Evolution of social networks*. Routledge.
- Entwisle, B., Faust, K., Rindfuss, R. R., & Kaneda, T. (2007). Networks and Contexts: Variation in the Structure of Social Ties1. *American Journal of Sociology*, 112(5), 1495-1533.
- Faust, K. (2006). Comparing social networks: size, density, and local structure. *Metodoloski Zvezki*, 3(2), 185-216.
- Fischer, C. S. (1982). *To dwell among friends: Personal networks in town and city*. University of Chicago Press.

- Fisher, A. T., Sonn, C. C., & Bishop, B. J. (2002). *Psychological sense of community: Research, applications, and implications*. Springer Science & Business Media.
- Freeman, L.C. (1979). Centrality in social networks: conceptual clarification. *Social Networks*, 1(3), 215-239.
- Friedkin, N. E. (1981). The development of structure in random networks: an analysis of the effects of increasing network density on five measures of structure. *Social Networks*, 3(1), 41-52.
- Gest, S.D., Osgood, D.W., Feinberg, M.E., Bierman, K.L., & Moody, J. (2011). Strengthening prevention program theories and evaluations: Contributions from social network analysis. *Prevention Science*, 12(4), 349-360.
- Glover, F. (1990). Tabu search-part II. *ORSA Journal on Computing*, 2(1), 4-32.
- Hewstone, M., & Swart, H. (2011). Fifty-odd years of inter-group contact: From hypothesis to integrated theory. *British Journal of Social Psychology*, 50(3), 374-386.
- Holland, P.W., & Leinhardt, S. (1976). Local structure in social networks. *Sociological Methodology*, 7, 1-45.
- Kiuru, N., Burk, W. J., Laursen, B., Salmela-Aro, K., & Nurmi, J. E. (2010). Pressure to drink but not to smoke: Disentangling selection and socialization in adolescent peer networks and peer groups. *Journal of Adolescence*, 33(6), 801-812.
- Knoke, D., & Yang, S. (2008). *Social Network Analysis*. (2nd Ed.). Sage Publications Thousand Oaks. California. C. A.
- Krackhardt, D., & Stern, R. N. (1988). Informal networks and organizational crises: An experimental simulation. *Social Psychology Quarterly*, 51, 123-140.
- Lazarsfeld, P. F., & Merton, R. K. (1954). Friendship as a social process: A substantive and methodological analysis. *Freedom and Control in Modern Society*, 18(1), 18-66.
- Lewis, K., Gonzalez, M., & Kaufman, J. (2012). Social selection and peer influence in an online social network. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 109(1), 68-72.
- Lubbers, M. J., Molina, J. L., Lerner, J., Brandes, U., Ávila, J., & McCarty, C. (2010). Longitudinal analysis of personal networks. The case of Argentinean migrants in Spain. *Social Networks*, 32(1), 91-104.
- Marsden, P. (1987). Core discussion networks of American. *American Sociological Review*, 52, 122-131.
- Maxwell, K. A. (2002). Friends: The role of peer influence across adolescent risk behaviors. *Journal of Youth and Adolescence*, 31, 267-277.

- Mayeux, L., Sandstrom, M. J., & Cillessen, A. H. N. (2008). Is being popular a risky proposition? *Journal of Research on Adolescence*, 18, 49-74.
- McCarty, C. (2002). Structure in personal networks. *Journal of Social Structure*, 3(1). En línea: <https://www.cmu.edu/joss/content/articles/volume3/McCarty.html>
- McPherson, M., Smith-Lovin, L., & Brashears, M. E. (2006). Social isolation in America: Changes in core discussion networks over two decades. *American Sociological Review*, 71(3), 353-375.
- McPherson, M., Smith-Lovin, L., & Cook, J. M. (2001). Birds of a Feather: Homophily in Social Networks. *Annual Review of Sociology*, 27, 415-444.
- Mitchell, J. C. (Ed.). (1969). *Social networks in urban situations: analyses of personal relationships in Central African towns*. Manchester University Press.
- Mollenhorst, G., Völker, B., & Flap, H. (2008). Social contexts and core discussion networks: Using a choice approach to study similarity in intimate relationships. *Social Forces*, 86(3), 937-965.
- Neal, Z. P., & Neal, J. W. (2014). The (in) compatibility of diversity and sense of community. *American Journal of Community Psychology*, 53(1-2), 1-12.
- Prinstein, M. J., & Dodge, K. A. (Eds.). (2008). *Understanding peer influence in children and adolescents*. New York, NY: Guilford Press.
- Putnam, R. (1993). The Prosperous Community: Social Capital and Public Life. *American Prospect*, 4(13), 1-12.
- Ramos-Vidal, I. (2018). Desplazamiento forzado y adaptación en el contexto de destino: El caso de Barranquilla. *Perfiles Latinoamericanos* 26(51), 301-328. doi: 10.18504/pl2651-012-2018
- Ramos-Vidal, I. (2017). Dinámicas comunitarias en desplazados y no desplazados residentes en zonas de exclusión social en Barranquilla (Colombia). *Revista de Estudios Sociales*, 60, 49-61.
- Ramos-Vidal, I. (2016). Popularidad y relaciones entre iguales en el aula: Un estudio prospectivo. *Psicología Educativa*, 22(2), 113-124.. DOI: 10.1016/j.pse.2015.12.001
- Ramos-Vidal, I., Castro, B.A, & Palacio, J. (2016). Patrones de interacción y grupos de discusión política en las redes personales de jóvenes colombianos. *América Latina Hoy*, 73, 121-139.. DOI: <https://doi.org/10.14201/alh201673121139>
- Ramos-Vidal, I., Holgado, D., Maya-Jariego, I. (2014). Las redes personales de los desplazados internos por la violencia política en Colombia: una aproximación al caso del departamento del Atlántico. *TRACE: Travaux et recherches dans les Amériques du Centre*, 65, 51-68.

- Ramos-Vidal, I., Palacio, J., Villamil, I., & Uribe, A., & Castro, B. (2019). Sense of community, psychological empowerment and relational structure at the individual and organizational levels: evidence from a multi-case study. *Journal of Community Psychology*, *48*(2), 398-413.. <https://doi.org/10.1002/jcop.22261>
- Ramos-Vidal, I., Villamil, I., & Uribe, A. (2019). Underlying dimensions of social cohesion in a rural community affected by wartime violence in Colombia. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *16*, 195; doi:10.3390/ijerph16020195
- Rose, A. J., Swenson, L. P., & Waller, E.M. (2004). Overt and relational aggression and perceived popularity: Developmental differences in concurrent and prospective relations. *Developmental Psychology*, *40*, 378-387.
- Schneider, J. A. (2009). Organizational social capital and nonprofits. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, *38*(4), 643-662.
- Shrum, W., Cheek Jr, N. H., & MacDonald, S. (1988). Friendship in school: Gender and racial homophily. *Sociology of Education*, *61*(4), 227-239.
- Smith, K. P., & Christakis, N. A. (2008). Social networks and health. *Annual Review of Sociology*, *34*, 405-429.
- Snijders, T. A. (2001). The statistical evaluation of social network dynamics. *Sociological Methodology*, *31*(1), 361-395.
- Snijders, T. A., Van de Bunt, G. G., & Steglich, C. E. (2010). Introduction to stochastic actor-based models for network dynamics. *Social Networks*, *32*(1), 44-60.
- Steglich, C., Snijders, T. A., & Pearson, M. (2010). Dynamic networks and behavior: Separating selection from influence. *Sociological Methodology*, *40*(1), 329-393.
- Steglich, C., Snijders, T. A., & West, P. (2006). Applying SIENA. *Methodology*, *2*(1), 48-56.
- Valente, T. W., Coronges, K., Lakon, C., & Costenbader, E. (2008). How correlated are network centrality measures? *Connections*, *28*(1), 16-26.
- Wasserman, S., & Faust, K. (1994). *Social network analysis: Methods and applications*. New York. Cambridge University Press.
- Wasserman, S., & Pattison, P. (1996). Logit models and logistic regressions for social networks: I. An introduction to Markov graphs and p^* models. *Psychometrika*, *61*(3), 401-425. ◊