

Validación de la Escala de Tendencias de Acción Política en una Muestra de Estudiantes Universitarios Chilenos

Validation of the Political Action Tendencies Scale in a Sample of Chilean University Students

Juan Sandoval y Fuad Hatibovic
Universidad de Valparaíso

Magdalena Bobowik
Universidad del País Vasco

El objetivo de la investigación fue validar la Escala de Tendencias de Acción Política en estudiantes de universidades tradicionales de la Región de Valparaíso, Chile. En un muestreo por cuotas participaron 600 estudiantes de ambos sexos, con un promedio de 20,09 años de edad ($DT = 3,02$). Los participantes respondieron una escala de 12 ítems que midió la disposición a participar en distintas formas de acción política. Por medio de análisis factorial confirmatorio se probaron modelos de 2 y 3 factores. El modelo de 3 factores incluyó acción política no normativa, acción política organizada y acción política normativa, obteniendo el mejor ajuste. Los análisis confirmatorios también apoyaron la invarianza métrica de la escala por sexo, religión y orientación política, lo cual permitió —por medio de t de Student— comparar medias entre estos grupos en las 3 dimensiones de la escala, demostrando su validez discriminante. Estos hallazgos aportan evidencia de la validez de la Escala de Tendencias de Acción Política. Se plantean como desafíos perfeccionar este instrumento, incorporando otras dimensiones y ampliando su aplicación a otros actores de la sociedad.

Palabras clave: acción política, validación, escala, estudiantes, Chile

This study was aimed at validating the Political Action Tendencies Scale in Chilean students who attend traditional universities in the region of Valparaíso, Chile. Through a quota sampling process, 600 students of both sexes were enrolled. Their mean age was of 20.09 years ($SD = 3.02$). Participants filled in a 12-item questionnaire measuring willingness to participate in several forms of political action. Two-factor and 3-factor models were tested through confirmatory factor analyses. The 3-factor model—which included non normative political action, organized political action and normative political action—displayed the best fit. Confirmatory factor analyses also supported the metric invariance of the scale by sex, religion, and political orientation, which made it possible to compare—with Student's t -test—the means of these groups in the 3 dimensions of the scale and demonstrated its discriminant validity. These findings provide evidence of the validity of the Political Action Tendencies Scale. Steps to improve this instrument include incorporating additional dimensions of political action and extending its application to other social actors.

Keywords: political action, validation, scale, students, Chile

El presente trabajo se centra en la medición de las tendencias de la acción política universitaria. El estudio de la acción política es de gran relevancia para el desarrollo de los sistemas democráticos, ya que provee un indicador de la densidad de la cultura política y la vitalidad de la democracia en las sociedades contemporáneas (Tarrow, 1994/2011). Lo anterior es especialmente relevante en el caso de Chile, país que después de dos décadas con bajos niveles de protesta social (Silva, 2009), ha iniciado un ciclo de movilizaciones que se ha extendido a diversos ámbitos de la sociedad (Salinas, 2016) y en el cual se ponen en práctica diversas tácticas de acción colectiva (Medel Sierralta & Somma González, 2016).

En este ciclo de movilizaciones, los jóvenes universitarios se constituyen en unos de los actores más relevantes a la hora de estudiar las formas de acción política (Aguilera Ruiz, 2014; Cárdenas Neira, 2014;

Juan Sandoval Moya y Fuad Hatibovic Díaz, Escuela de Psicología, Universidad de Valparaíso, Chile; Magdalena Bobowik, Facultad de Psicología, Universidad del País Vasco, San Sebastián, España.

Este artículo ha sido escrito con el apoyo del Proyecto FONDECYT N° 11130690, “Discursos sobre la política y la democracia y formas de acción política no convencionales de estudiantes universitarios que participan en distintas formas de asociatividad juvenil”, y con la colaboración del Centro de Estudios Interdisciplinarios sobre Cultura Política, Memoria y Derechos Humanos de la Universidad de Valparaíso.

La correspondencia relativa a este artículo debe ser dirigida a Juan Sandoval Moya, Escuela de Psicología, Universidad de Valparaíso, Avda. Brasil 2140, Valparaíso, Región de Valparaíso, Chile. E-mail: juan.sandoval@uv.cl

Hatibovic Díaz & Sandoval Moya, 2015), al pertenecer a una generación que ha construido un sentido crítico de la ciudadanía (Martínez, Silva, Carmona & Cumsille, 2012) y ha entablado una nueva relación con la política y la democracia (Sandoval & Carvalho, 2017). Las protestas que los universitarios chilenos han protagonizado a partir del año 2011 pusieron en entredicho los estereotipos sobre los jóvenes como actores desinteresados en la política y los transformó en uno de los agentes catalizadores de un proceso de progresiva politización de la sociedad chilena (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, 2015).

Trabajos recientes han abordado con población chilena el tema de las formas de acción política, estudiando las prácticas políticas no convencionales (Vázquez, Panadero & Paz Rincón, 2006), los modelos explicativos de las acciones de protesta en movilizaciones regionalistas (Asún & Zúñiga, 2013), la participación convencional como un indicador de compromiso cívico (Varela, Martínez & Cumsille, 2015) y las características y los determinantes de las tácticas de protesta utilizadas en diferentes movilizaciones sociales (Medel Sierralta & Somma González, 2016). Además de lo anterior, estudios cualitativos muestran específicamente que los jóvenes universitarios ponen en práctica nuevas formas de acción política, caracterizadas por asambleas y *performance* (Guzman-Concha, 2012), ocupación expresiva del espacio público (Berroeta & Sandoval, 2014; García Agustín & Aguirre Díaz, 2014) y apropiación intensiva de las tecnologías de la información (Valderrama, 2013). Sin embargo, a pesar de estas significativas contribuciones al estudio de la acción política, aún está pendiente la tarea de medir de manera específica y con un instrumento validado los distintos tipos de acción que conforman este nuevo repertorio de acción política universitaria y la evaluación del lugar que ocupan en él las prácticas institucionales de participación. Lo anterior hace necesario desarrollar y validar un instrumento que posibilite aproximarse de manera sistemática a la tendencia de acción política de los universitarios chilenos.

Los Tipos de Acción Política

El abordaje tradicional de la noción de acción política ha sido el concepto de participación. Según Sabucedo (1996), la participación política cabría definirla “como aquellas acciones intencionales, legales o no, desarrolladas por individuos y grupos con el objetivo de apoyar o cuestionar a cualquiera de los distintos elementos que configuran el ámbito de lo político: toma de decisiones, autoridades y estructuras” (p. 89). Por su parte, van Deth (2001, Abril) señala que “la participación política puede ser definida de forma laxa como la actividad de los ciudadanos destinada a influenciar las decisiones políticas” (p. 4), mientras que Norris (2002) la define como acciones que pretenden “influir directamente en las agencias gubernamentales y los procesos políticos o indirectamente para impactar en la sociedad civil, o que tratan de alterar los patrones sistemáticos de comportamiento social” (p. 4). Es decir, lo definitorio de la participación política sería el carácter interpelador del poder y el interés de influir en la toma de decisiones de la sociedad.

Cabe destacar que las formas de acción política son dinámicas y se transforman en la medida que cambian los contextos políticos, culturales e institucionales. Una explicación de este dinamismo se puede encontrar en los cambios que se producen en la percepción de legitimidad de las acciones políticas según estas se van realizando, ya que, una vez que un individuo realiza una acción, puede alentar a otros a hacer lo mismo a través de la mejora de su conciencia, el sentido de posibilidad y legitimidad (Cocking & Drury, 2004). Otra explicación es que la percepción de eficacia grupal que generan los distintos tipos de acción política también cambia con el tiempo, facilitando el surgimiento de nuevas formas de acción en reemplazo de aquellas que se perciben como menos eficaces (van Zomeren, Leach & Spears, 2010). Pero estos cambios también pueden ser explicados por las transformaciones en los modos de conceptualizar la propia categoría de acción política (Cuello Pagnone, 2010). Así es como las definiciones de participación política dan cuenta cada vez más de repertorios en los que se incluyen acciones de carácter contencioso o no institucional (Sorribas & Brussino, 2013a) y actividades cuyos propósitos responden a diversos temas de interés social o bienes públicos (Delfino & Zubieta, 2010).

Por este carácter dinámico del fenómeno y sus categorías de estudio, existen diversos sistemas de clasificación de la participación política. Verba y Nie (1972) hablan de participación dentro y fuera del sistema. Seligson (1980) distingue entre participación institucional y de movilización, mientras que Muller (1982) diferencia entre acciones agresivas y democráticas. Sin embargo, la distinción más utilizada es entre participación política convencional y no convencional (Sabucedo, 1988).

En el ya clásico trabajo de Barnes et al. (1979), en el que se propone esta última tipología, los ítems destinados a evaluar la participación política convencional están referidos a circunstancias relacionadas con el proceso electoral, mientras que los ítems enfocados en la participación no convencional recogen actuaciones

como hacer peticiones, manifestaciones legales, daños a la propiedad o violencia personal. En la década de los ochenta, Milbrath (1981) realiza una propuesta muy similar a la de Barnes et al. (1979) y también distingue entre participación convencional y no convencional. Por su parte, Rucht (1992) establece que la acción política convencional se refiere a comportamientos que se circunscriben a la regulación normativa de la participación política, mientras que la no convencional no se corresponde necesariamente con el orden normativo y puede incluir desde una marcha hasta la desobediencia civil.

Sin embargo, más allá del carácter canónico de la distinción convencional-no convencional, en los últimos años se ha puesto en discusión dicha tipología, cuestionando su carácter dicotómico (Delfino & Zubieta, 2010; Sabucedo & Arce, 1991; Sorribas & Brussino, 2013a), su capacidad para discriminar nuevas formas de acción (Morales, 2005) y su vigencia frente a nuevos marcos teóricos (Sandoval, Hatibovic & Cárdenas, 2012). En el ámbito de las acciones convencionales, la discusión se ha concentrado en el carácter diferenciado de la conducta de voto con respecto al resto de las acciones políticas institucionalizadas (Delfino & Zubieta, 2010) y sobre el carácter unidimensional de las escalas de medición (Brussino, Sorribas, Rabbia & Imhoff, 2013). Por su parte, en lo relativo a las acciones no convencionales, el mayor debate está puesto en el carácter heterogéneo de las actividades incluidas en esta categoría (Sabucedo & Arce, 1991), especialmente en torno al lugar de las acciones violentas (Delfino & Zubieta, 2014).

No obstante lo anterior, los resultados empíricos a nivel internacional siguen confirmando la existencia de dos formas de acción política (DiGrazia, 2014), una no institucional (Quaranta, 2012) y otra orientada al sistema de representación (Sorribas & Brussino, 2013b), existiendo nuevos estudios que abordan estas formas de acción a través de nomenclaturas diferentes a la convencional-no convencional, como es la dicotomía entre acción normativa y no-normativa (Tausch et al., 2011) o entre participación institucional y participación directa (Delfino, Zubieta & Muratori, 2013). A partir de una lectura general de estas tipologías, se pueden identificar dos elementos transversales en las definiciones de acción política, a saber, la diferencia entre legalidad-ilegalidad (Muller, 1982; Sabucedo, 1996) y entre participación mediada y acción directa (Rucht, 1992). Es decir, lo que articula la diferencia entre los tipos de acción política no es la convencionalidad de la acción, sino el modo como dicha práctica tensiona la legalidad en una situación específica y el nivel de involucramiento directo que demanda dicha práctica a quienes la ejercen. Por lo anterior, en este trabajo se propuso que la noción de acción política está compuesta por estas dos dimensiones (normativa y no-normativa), asumiendo que ambas formas de acción se diferencian según el criterio al que demandan: al poder constituido en la acción normativa y a la confrontación directa con la legalidad en la acción no normativa.

Variables Sociodemográficas e Ideológicas y Acción Política

Un aspecto relevante para el problema de esta investigación son los estudios que han abordado la relación entre la acción política y variables como género, orientación política y religión. Dicha relevancia radica en que son variables que posibilitan evaluar la invarianza del instrumento propuesto y la validez discriminante, mediante el análisis de las diferencias de medias entre estas mismas variables.

Con respecto a la variable género, hay consenso en la literatura de que los hombres se muestran más interesados y comprometidos con las diferentes formas de acción política (Verba, Burns & Schlozman, 1997). En específico, se ha propuesto que la brecha en la participación política entre hombres y mujeres aumenta incluso si se va más allá de la participación electoral y se incluye la acción política no convencional (Burns, Schlozman & Verba, 2001). Trabajos recientes sobre “nuevas” formas de acción política también han reconocido una diferencia entre géneros (Stolle & Hooge, 2011).

En relación a la orientación política, se ha propuesto que las personas más interesadas en política tienden a ubicarse a la izquierda del espectro ideológico (Bekkers, 2005). También se ha descrito que los sujetos que se consideran en menor medida de derecha y en mayor medida de izquierda manifiestan una mayor adhesión a formas de acción política no convencionales (Vázquez et al., 2006). Estudios recientes establecen que una mayor tendencia hacia la justificación del sistema —variable asociada con la orientación política conservadora— influye de manera inversa en la disposición a involucrarse en acciones directas de protesta social (Jost et al., 2012).

Respecto de la religión, se ha postulado que en afroamericanos esta actúa como un recurso psicológico y organizacional para la acción política individual y colectiva, influyendo en diferentes modos de participación política, como el voto y la acción colectiva, aunque estos efectos difieren entre los distintos grupos raciales estadounidenses (Harris, 1994). En este mismo grupo social se encontró que una alta orientación religiosa,

en conjunto con un alto estatus socioeconómico, hacían más probable la participación en procesos políticos (Dawson, Brown & Allen, 1990) y también que la pertenencia a la iglesia y la participación en organizaciones políticas negras sirven como recursos alternativos que promueven la participación (Tate, 1991). En la población latina también se ha encontrado que las iglesias hacen una contribución importante para explicar la participación política (Jones-Correa & Leal, 2001).

Es decir, se puede concluir que en los estudios en torno a estas diferentes variables se han encontrado consistentemente diferencias entre las distintas formas de acción política.

La Medición de la Acción Política

Con el propósito de contextualizar la propuesta de medición de esta investigación, a continuación se abordan los modos específicos como se ha medido el constructo acción política, los que se centran en las principales tipologías identificadas en la literatura: acción política no convencional (Fernández Prados & Rojas Tejeda, 2003; Flanagan, Syvertsen & Stout, 2007), acción política multidimensional (Sabucedo & Arce, 1991), acción política convencional (Jenkins, 2005) y tendencias de acción colectiva (Tausch et al., 2011; van Zomeren et al., 2010; van Zomeren, Postmes & Spears, 2008).

En primer lugar, existen las mediciones de la acción política no convencional. Aquí destaca la Escala de Acción Política No Convencional de la Encuesta Mundial de Valores (ASEP, 1999, citado en Fernández Prados & Rojas Tejeda, 2003), cuya estructura factorial reveló que los ítems se agrupaban en un solo factor en todas las submuestras consideradas en el estudio, explicando el 52,89% de la varianza en el caso mínimo y un 59,22% en el caso máximo (Fernández Prados & Rojas Tejeda, 2003). Es relevante destacar la utilización de esta escala en una investigación comparada con población chilena, pero en la cual no se analiza la validez y confiabilidad del instrumento (Vázquez et al., 2006).

En este mismo grupo de mediciones, destacan los trabajos que estudian la competencia para la acción cívica. Este constructo se expresa en la capacidad de emprender acciones frente a problemas de la comunidad y se midió a través de ocho ítems, que registraron un índice de consistencia interna alfa de Cronbach de 0,90 y 0,92 aplicada en dos momentos (Flanagan et al., 2007). En base a este instrumento, se desarrolló una escala de cuatro ítems que se aplicó a una población chilena para estudiar el compromiso cívico, obteniendo un alfa de Cronbach de 0,83 (Varela et al., 2015).

En segundo lugar, están las mediciones de la acción política desde una perspectiva multidimensional. Aquí destaca un estudio en que se consideraron 13 tipos de participación política, frente a los cuales los sujetos debían responder en una escala de nueve puntos (1 = *muy similar*; 9 = *muy disímil*). Los resultados establecieron dos dimensiones, distinguiendo entre la participación política que opera dentro del sistema de aquella que opera fuera del sistema (Sabucedo & Arce, 1991).

Tomando como referencia este trabajo, se realizaron dos estudios en Argentina. En el primero, se estableció la presencia de tres conglomerados validados por medio de un análisis factorial de componentes principales. El modelo mostro un índice de adecuación muestral KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) de 0,824 y la prueba de esfericidad de Bartlett mostró resultados significativos ($gl = 28$, $p < 0,001$; Brussino, Rabbia & Sorribas, 2008). En el segundo estudio se obtuvo un modelo mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) que identificó dos grandes formas de participación política. El modelo presentó una razón χ^2/gl de 3,09, $\chi^2(24, N = 496) = 74,126$, $p < 0,001$, e índices de ajuste GFI = 0,970, AGFI = 0,944, NFI = 0,950, CFI = 0,965, RMR = 0,019 y RMSEA = 0,065 (Delfino et al., 2013).

En tercer lugar, están las mediciones de la acción política convencional. En este punto destacan los trabajos sobre el compromiso cívico y el compromiso electoral (Jenkins, 2005). Tomando como referencia estos trabajos, se evaluó la orientación hacia procesos políticos, para lo cual se elaboró una escala de tres ítems (e.g., votar regularmente) aplicada en población juvenil chilena, en la que se registró un índice de consistencia interna alfa de Cronbach de 0,74 (Varela et al., 2015).

En cuarto lugar, existen los instrumentos que se proponen medir las tendencias de acción política. Aquí destaca un estudio con estudiantes universitarios alemanes, a los que se les pidió indicar la probabilidad de participaran en 16 tipos de acciones, en el marco de un conflicto universitario. El análisis de componentes principales arrojó tres dimensiones —normativa, no normativa no violenta y no normativa violenta— con valores propios superiores a 1, que representaron el 77,44% de la varianza. Se obtuvo la consistencia interna para la acción normativa ($\alpha = 0,90$), acción no normativa no violenta ($\alpha = 0,89$) y acción no normativa violenta ($\alpha = 0,96$; Tausch et al., 2011).

En este mismo tipo de mediciones, se encontró un estudio experimental que se propuso evaluar el constructo de tendencias de acción política a partir de cuatro ítems ($\alpha = 0,93$). Esta medida junto con otras —eficacia grupal e identificación grupal— fue sometida a validez de constructo a través de un análisis de factorización de ejes principales con rotación oblicua. Los resultados mostraron tres factores extraídos con un autovalor > 1 . Todos los elementos cargaron fuertemente en el factor deseado (con carga de factor $> 0,73$) y la varianza explicada fue de 71,88%. Este estudio confirma que las medidas de tendencia de acción política tienen una validez de constructo adecuada (van Zomeren et al., 2010).

A partir de esta revisión, el presente trabajo propuso la creación de una escala para medir la tendencia de acción política (van Zomeren et al., 2010). El instrumento diferencia las dos dimensiones básicas identificadas por la mayoría de las mediciones de acción política: acción normativa y no-normativa (Tausch et al., 2011) y se proponía tener en cuenta las características específicas del grupo social que se proponía estudiar. Una parte de los ítems del instrumento se definieron a partir de la Escala de Acción Política No Convencional de la Encuesta Mundial de Valores (ASEP, 1999, citado en Fernández Prados & Rojas Tejeda, 2003). El resto de los ítems se definieron a partir de una recolección de datos cualitativos con jóvenes universitarios chilenos y teniendo en cuenta los tipos de acción colectiva identificadas en el estudio de Tausch et al. (2011) y las definiciones de acción política convencional y no convencional de Rucht (1992). Todos los ítems de la escala propuesta se definen como una tendencia a la acción política (van Zomeren et al., 2010).

Objetivos e Hipótesis del Estudio

El objetivo de este trabajo fue crear una escala para medir las tendencias de la acción política y evaluar su validez psicométrica en una población de jóvenes universitarios chilenos. Para ello, se analizó la estructura de factores de la Escala de Tendencias de Acción Política Universitaria propuesta y se evaluó la invarianza del instrumento de acuerdo al sexo, religión y orientación política y la validez discriminante, mediante el análisis de diferencias de medias de las mismas variables. En función de estos objetivos y con base en la revisión teórica se plantearon las siguientes hipótesis:

1. El análisis factorial confirma la existencia de dos factores en la escala de tendencias de acción política: acción política normativa y acción política no normativa.
2. Los análisis apoyan la invarianza métrica de la escala de acuerdo al sexo, religión y orientación política.
3. Los hombres, las personas con religión y las personas con orientación política de izquierda puntúan más alto en la escala que las mujeres, las personas sin religión y las personas de otras tendencias políticas.

Método

Se utilizó una metodología cuantitativa con diseño correlacional transversal tipo encuesta.

Participantes

Los participantes fueron 600 estudiantes de cuatro universidades estatales y privadas tradicionales de la Región de Valparaíso (ver Tabla 1), seleccionados en un muestreo por cuotas, en función del sexo, área de conocimiento de la carrera y tipo de universidad. Se contactó a informantes clave, profesores y estudiantes universitarios, quienes facilitaron el contacto con los potenciales participantes. Para construir la muestra se cruzaron nueve áreas del conocimiento con dos tipos de universidad, generando 18 cuotas. Lo anterior evitó la sobre-representación de algunas carreras. Cada cuota incluyó entre 30 y 40 participantes —mitad hombres y mitad mujeres—.

En relación con los tipos de universidad, cabe aclarar que el sistema universitario chileno se compone de tres subsistemas: uno *estatal* con universidades constituidas por ley como corporaciones de derecho público, con estatutos propios y en las cuales el Estado de Chile tiene participación en su creación y/o administración. Otro subsistema *privado tradicional* con instituciones de derecho privado que reciben financiamiento público y que fueron reconocidas por el Estado antes de 1981 o derivadas de aquellas. Finalmente, un subsistema *privado-privado*, que integran todas las universidades no estatales creadas después de 1981 (Zurita Garrido, 2015). Las universidades pertenecientes a los dos primeros subsistemas fueron las que se consideraron en este trabajo.

Respecto a los tipos de carrera, en el presente trabajo se utilizó la tipología del Consejo de Rectores de Universidades Chilenas, que las agrupa en nueve áreas del conocimiento (Consejo de Rectores de las

Universidades Chilenas, 2014). Estas áreas y el porcentaje de la muestra de cada una de ellas son: Agropecuaria y Ciencias del Mar (6,67%), Arte y Arquitectura (13,33%), Ciencias Naturales y Matemáticas (13,33%), Ciencias Sociales (13,33%), Derecho (6,67%), Humanidades (13,33%), Educación (6,67%), Tecnología (13,33%) y Salud (13,33%).

Tabla 1
Características Sociodemográficas de la Muestra

Variable	Total (N = 600)
Edad (promedio)	21,09 años (DE = 3,02)
Sexo (% Mujeres)	50,0%
Tipo de universidad	
Estatad	40,0%
Privada - Tradicional	60,0%
Nivel	
Primer año	19,1%
Segundo año	24,4%
Tercer año	24,8%
Cuarto año	26,1%
Quinto o mas	16,1%
Religión	
Católica	32,9%
Evangélica	5,5%
Ninguna, ateo o agnóstico	46,2%
Otra	15,4%
Orientación política	
Izquierda	27,9%
Centro	14,6%
Derecha	13,2%
Ninguna	44,3%

Instrumentos

Escala de Tendencias de Acción Política. Esta escala, compuesta por 12 ítems, fue desarrollada en base a la Escala de Acción Política No Convencional (APNC), extraída de la Encuesta Mundial de Valores correspondiente a los años 1995-1996 (ASEP, 1999, citado en Fernández Prados & Rojas Tejada, 2003). Los cinco ítems extraídos de la APNC son los siguientes: (a) “Firmar una petición”, (b) “Secundar boicots”, (c) “Participar en manifestaciones legales/ autorizadas”, (d) “Participar en huelgas ilegales” y (e) “Ocupar edificios o fábricas”. A los tres últimos ítems se les agregó una palabra entre paréntesis que fuese familiar para los estudiantes universitarios chilenos, de modo que al ítems (c) se le agregó marchas, al (d), paros y al (e), tomas. Además, se modificó la escala de respuesta a estos ítems, pasando de una escala de respuesta nominal a una escala continua de 1 (*nada dispuesto/a*) a 7 (*extremadamente dispuesto/a*).

Además, se agregaron otros siete ítems creados ad hoc a partir de un levantamiento cualitativo de opiniones de jóvenes universitarios chilenos. Se utilizaron 12 grupos de discusión realizados en el marco de un estudio acerca de los discursos sobre la política y la democracia de jóvenes universitarios chilenos (Sandoval & Carvallo, 2017). En los grupos participaron 102 jóvenes de ambos sexos, de entre 18 y 27 años, estudiantes universitarios de las ciudades de Valparaíso, Santiago y Concepción. Los grupos se transcribieron y codificaron, obteniendo un sistema de categorías sobre la política y la democracia y sobre las prácticas políticas implementadas por los jóvenes, especialmente en el contexto universitario. La formulación de los ítems se realizó en base a las nociones de acción política convencional y no convencional (Rucht, 1992) y acción colectiva normativa y no-normativa (Tausch et al., 2011).

Para la acción política normativa, se crearon los siguientes ítems: “Votar en elecciones, ya sean municipales, parlamentarias o presidenciales”, “Votar en elecciones para elegir centros de estudiantes o

federaciones universitarias”, “Ser militante de algún partido político”, “Participar en grupos o asociaciones políticas, diferentes de los partidos políticos” y “Liderar alguna organización política”. Para la acción política no normativa, se crearon los siguientes: “Participar en acciones violentas, como tirar piedras, quemar o romper mobiliario urbano, hacer barricadas, etc.”, “Dar mis opiniones sobre política en redes sociales (twitter, facebook, etc.)”, además de los cinco ítems de la escala APNC. Se presentó el siguiente encabezado en las preguntas: “Estamos interesados en su **disposición general** a participar en actividades políticas en Chile. Por favor, indique en qué medida usted estaría dispuesto/a a:”.

Datos sociodemográficos. El instrumento también indagó en datos sociodemográficos, como sexo, religión y orientación política. La variable religión se operacionalizó como variable nominal con las alternativas: (1) católica, (2) evangélica, (3) otra religión o credo y (4) ninguna, ateo o agnóstico. Para los análisis se recodificó esta variable, asignando los siguientes valores: para el 1, 2 y 3 se asignó el valor 2 y se etiquetó como *con religión*; para el 4 se asignó el valor 1 y fue etiquetado como *sin religión*. Por su parte, la variable orientación política se midió como variable nominal con las alternativas: (1) *izquierda*, (2) *centro*, (3) *derecha* y (4) *ninguna de las anteriores*. También se recodificó esta variable, asignando los siguientes valores: para el 1 se asignó el valor 1 y se etiquetó como *Izquierda*; para el 2, 3 y 4 se asignó el valor de 2 y fue etiquetado como *Otras*.

Procedimiento

Todos los participantes fueron informados sobre los objetivos y procedimientos del estudio, asegurándoseles el anonimato y la confidencialidad de la información entregada. La participación fue formalizada a través de la firma de un consentimiento informado.

Los cuestionarios fueron respondidos por los estudiantes en sesiones de aproximadamente 30 minutos, en forma grupal, en salas de clases universitarias. Los jóvenes no obtuvieron beneficios directos por su participación en el estudio. Los cuestionarios fueron aplicados por estudiantes de psicología, capacitados para esta tarea, proceso que tuvo un mes de duración.

Análisis de Datos

Se realizó un AFC, que se llevó a cabo utilizando Mplus 6.11 (Muthén & Muthén, 2010). El procedimiento de estimación aplicado fue de máxima verosimilitud. Se utilizaron los siguientes índices para evaluar el ajuste del modelo: (a) el estadístico de χ^2 , que se espera que tome valores bajos y no significativos; (b) el índice comparativo de Bentler-Bonett (CFI), con valores superiores a 0,90 considerados aceptables; (c) el índice Tucker Lewis (TLI), con valores superiores a 0,90 considerados aceptables; (d) la raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), con su intervalo de confianza (IC) y un valor de corte cerca de 0,07 como indicador de un ajuste relativamente bueno y (e) la raíz del residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR), con un valor de corte cercano a 0,08 (Hu & Bentler, 1999).

En una segunda etapa se realizaron los AFCs para evaluar la invarianza métrica de la Escala de Tendencias de Acción Política por sexo, religión y orientación política. Este análisis involucró la comparación entre una serie de modelos. También se calculó la consistencia interna de las subescalas obtenidas en el análisis factorial, utilizando alfa de Cronbach, y las correlaciones lineales de Pearson entre los ítems de la escala. Finalmente, para evaluar la validez discriminante de la escala, se analizaron las diferencias de medias mediante la prueba *t* para muestras independientes, correspondientes a tres variables: sexo, religión y orientación política.

Resultados

Análisis Factorial Confirmatorio

En la Tabla 2 se presentan los valores descriptivos de los ítems y la correlación entre ellos. En primer lugar, se realizó el contraste de la hipótesis que plantea un modelo de dos factores: acción normativa y no normativa (ver Tabla 3). Cabe señalar que en este análisis *N* es diferente al de la muestra total del estudio, debido a que algunos participantes no contestaron los ítems correspondientes. El ajuste de este modelo de dos factores de acción política no fue satisfactorio, $\chi^2(53, N = 581) = 814,606, p < 0,001$; CFI = 0,767; TLI = 0,710; SRMR = 0,096; RMSEA = 0,157, 90% IC [0,148, 0,167]. Dado que este modelo no tuvo buen

ajuste, se examinaron los índices de modificación que permiten mejorar el modelo. Los índices de modificación indicaron que existía una covarianza entre términos de error muy alta de los ítems que medían participación en partidos políticos u otras organizaciones. Más precisamente, dentro de la dimensión de la acción normativa, la covarianza entre términos de error fue alta para los ítems (ver Anexo) 8 y 12 (113,650), como también los ítems 11 y 12 (134,298). En base a estos hallazgos, se replanteó el modelo, ya que las covarianzas existentes sugerían que estos tres ítems compartían varianza entre ellos, pero no con el resto de los ítems en esta dimensión.

Por lo anterior, se planteó un modelo de tres factores: acción política normativa, acción política no normativa y acción política organizada. El ajuste del modelo de tres factores de acción política tampoco fue satisfactorio, $\chi^2(51, N = 581) = 527,452, p < 0,001$; CFI = 0,854; TLI = 0,811; SRMR = 0,081; RMSEA = 0,127, 90% IC [0,117, 0,137]. En el siguiente paso se procedió a examinar de nuevo los índices de modificación. Se encontró un índice de modificación alto (141,391) entre los ítems 7 y 10, ambos referidos a la conducta de votar, tanto en elecciones políticas generales como en universitarias. Asimismo, dada su justificación teórica, la covarianza entre los errores de estos dos ítems fue liberada.

Sin embargo, el ajuste de este modelo (con la covarianza entre los términos de error de los ítems 7 y 10) tampoco fue satisfactorio, $\chi^2(50, N = 581) = 376,733, p < 0,001$; CFI = 0,900; TLI = 0,868; SRMR = 0,074; RMSEA = 0,106, 90% IC [0,096, 0,116]. Tras analizar una vez más los índices de modificación, se encontró una covarianza alta entre el factor de acción política no normativa y el ítem 3, referido a la participación en manifestaciones o marchas. Por ello, se procedió a incorporar este ítem en dos factores (acción política normativa y no normativa) en un nuevo modelo. Lo anterior se fundamentó en que esta forma de acción es al mismo tiempo la base de la acción colectiva modular y el escenario de la alteración del orden público (Tarrow, 1994/2011). Esto permitió mejorar el ajuste del modelo, aunque sin obtener un ajuste satisfactorio, $\chi^2(49, N = 581) = 295,151, p < 0,001$; CFI = 0,925; TLI = 0,899; SRMR = 0,064; RMSEA = 0,093, 90% IC [0,083, 0,103]. Los índices de modificación seguían indicando existencia de covarianzas altas entre términos de error de algunos ítems. Por ello, se procedió a liberar también la covarianza entre los errores de los ítems 2, referido a secundar boicots, y 9, relacionado con las acciones violentas (41,903) (ajuste del modelo obtenido fue: $\chi^2(48, N = 581) = 251,759, p < 0,001$; CFI = 0,938; TLI = 0,914; SRMR = 0,060; RMSEA = 0,085, 90% IC [0,075, 0,096]), como también entre los errores de otros dos ítems (8 y 12), ambos relacionados con la pertenencia activa a una organización política, ya sea militando o liderándola. Este último modelo obtuvo un mejor ajuste, aunque el RMSEA todavía no era menor a 0,07, como valor esperado según los puntos de corte de referencia, $\chi^2(47, N = 581) = 214,980, p < 0,001$; CFI = 0,949; TLI = 0,928; SRMR = 0,057; RMSEA = 0,078, 90% IC [0,068, 0,089]. Esto se debía a covarianza entre los errores de otros dos ítems (3 y 4), relacionados con la participación en manifestaciones y paros, lo cual puede ser explicado por el contexto universitario chileno, en donde ambas formas de acción política tienden a producirse de manera conjunta.

Al liberar la covarianza entre los errores de estos dos ítems, se logró obtener un ajuste satisfactorio, $\chi^2(46, N = 581) = 192,584, p < 0,001$; CFI = 0,955; TLI = 0,936; SRMR = 0,055; RMSEA = 0,074, 90% IC [0,063, 0,085], y se consideró el modelo final (ver Figura 1). Las covarianzas entre los tres factores fueron moderadas, indicando validez discriminante de cada uno de ellos. Más precisamente, la covarianza entre los factores Acción Política Normativa y No Normativa fue 0,49, entre Acción Política No Normativa y Acción Política Organizada, 0,54 y entre Acción Política Normativa y Organizada, 0,61.

Análisis de Invarianza Métrica

La invarianza métrica del modelo propuesto se evaluó en función de tres variables: sexo, religión y orientación política. Los índices de ajuste para los modelos anidados se presentan en la Tabla 4. Como se observa ahí, la diferencia no significativa de χ^2 entre los modelos configural y escalar apoya la invarianza métrica de las cargas factoriales para hombres y mujeres, $\Delta\chi^2 = 12,129, \Delta gl = 10, p = 0,277$, siendo el ajuste del modelo de invarianza métrica similar al del modelo sin restricciones. Sin embargo, la comparación de los modelos métrico y escalar arroja un χ^2 significativo, $\Delta\chi^2 = 34,434, \Delta gl = 9, p = 0,001$.

Tabla 2
Matriz de Correlaciones Entre los Ítems de la Escala de Tendencias de Acción Política

	<i>M</i>	<i>DE</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
APN 1. Firmar una petición (1)	4,51	2,03											
ANN 2. Secundar boicots (2)	2,45	1,92	0,26**										
APN 3. Participar en manifestaciones legales/ autorizadas (marchas) (3)	3,92	2,20	0,56**	0,32**									
ANN 4. Participar en huelgas ilegales (paros) (4)	3,26	2,21	0,39**	0,47**	0,67**								
ANN 5. Ocupar edificios o fábricas (tomas) (5)	2,88	2,21	0,31**	0,48**	0,55**	0,78**							
APN 6. Dar mis opiniones sobre política en redes sociales (twitter, facebook, etc.) (6)	3,85	2,22	0,44**	0,31**	0,54**	0,42**	0,37**						
APN 7. Votar en elecciones, ya sean municipales, parlamentarias o presidenciales (7)	4,94	2,10	0,50**	0,05	0,41**	0,23**	0,18**	0,38**					
APO 8. Ser militante de algún partido político (8)	2,44	1,96	0,26**	0,23**	0,26**	0,27**	0,31**	0,27**	0,32**				
ANN 9. Participar en acciones violentas, como tirar piedras, quemar o romper mobiliario urbano, hacer barricadas, etc. (9)	2,09	1,83	0,15**	0,50**	0,30**	0,49**	0,51**	0,24**	-0,01	0,31**			
APN 10. Votar en elecciones para elegir centros de estudiantes o federaciones universitarias (10)	4,85	2,11	0,48**	0,09*	0,47**	0,29**	0,21**	0,40**	0,66**	0,30**	0,03		
APO 11. Participar en grupos o asociaciones políticas, diferentes de los partidos políticos (11)	3,54	2,23	0,39**	0,32**	0,48**	0,46**	0,45**	0,43**	0,35**	0,52**	0,32**	0,46**	
APO 12. Liderar alguna organización política (12)	2,91	2,11	0,30**	0,28**	0,37**	0,39**	0,39**	0,33**	0,28**	0,60**	0,38**	0,31**	0,66**

Nota. APN = Acción política normativa; ANN = Acción política no normativa; APO = Acción política organizada.

** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

Tabla 3
Índices de Ajuste para los Modelos Factoriales

Modelo	χ^2	gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
Modelo de dos factores	814,606	53	0,767	0,710	0,096	0,157
Modelo de tres factores	527,452	51	0,854	0,811	0,081	0,127
Modelo de tres factores ajustado	192,584	46	0,955	0,936	0,055	0,074

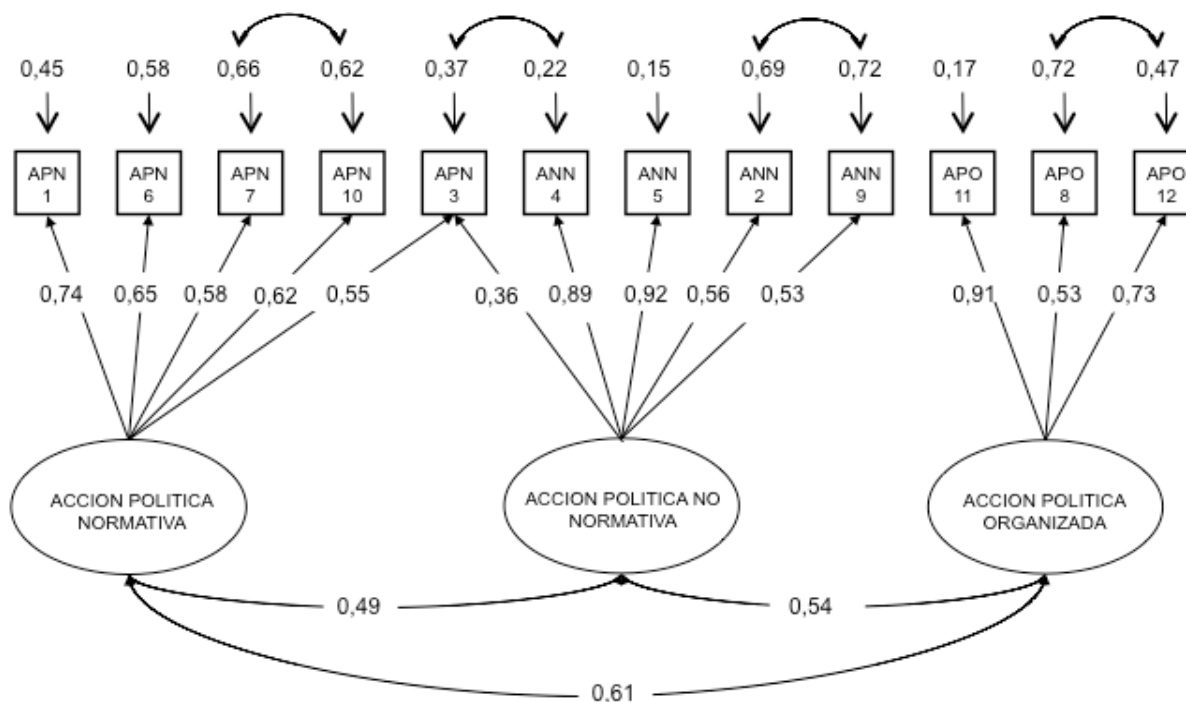


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio de la escala de tendencias de acción política. APN = Acción política normativa; ANN = Acción política no normativa; APO = Acción política organizada.

Se observó un resultado similar en la estimación de invarianza del modelo para la variable religión (creyentes versus no creyentes), siendo no significativa la diferencia de χ^2 entre la invarianza configural y la métrica, $p = 0,181$, aunque sí entre el ajuste de modelo de la invarianza métrica y la invarianza de los interceptos. Estos resultados sugieren que el modelo factorial tiene la misma estructura de factores y las mismas cargas factoriales para personas creyentes y no creyentes.

Tabla 4

Índices de Ajuste para Invarianza de la Escala de Tendencias de Acción Política por Sexo, Religión y Orientación Política

		χ^2	gl	$\Delta\chi^2$	Δp	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	90% IC	n
Sexo	Modelo configural: Cargas estimadas libremente	237,628	92			0,955	0,936	0,056	0,074	[0,062, 0,086]	
	Modelo métrico: Cargas factoriales invariantes entre grupos	249,757	102	12,129	0,277	0,955	0,941	0,058	0,071	[0,060, 0,082]	Hombre $n = 289$ Mujer $n = 291$
	Modelo escalar: Cargas e interceptos invariantes	284,191	111	34,434	0,001	0,947	0,937	0,062	0,073	[0,063, 0,084]	
Religión	Modelo configural: Cargas estimadas libremente	252,466	92			0,950	0,928	0,060	0,078	[0,067, 0,090]	
	Modelo métrico: Cargas factoriales invariantes entre grupos	266,298	102	13,832	0,181	0,949	0,934	0,064	0,075	[0,064, 0,086]	Con religión $n = 305$ Sin religión $n = 265$
	Modelo escalar: Cargas e interceptos invariantes	283,800	111	17,503	0,041	0,946	0,936	0,065	0,074	[0,063, 0,085]	
Orientación política	Modelo configural: Cargas estimadas libremente	266,533	92			0,945	0,920	0,060	0,081	[0,070, 0,092]	
	Modelo métrico: Cargas factoriales invariantes entre grupos	279,699	102	13,166	0,215	0,944	0,927	0,064	0,078	[0,067, 0,088]	Izquierda $n = 164$ Otras $n = 416$
	Modelo escalar: Cargas e interceptos invariantes	303,704	111	24,005	0,004	0,939	0,927	0,067	0,077	[0,067, 0,088]	

Nota. Cabe señalar que el n es diferente en cada variable, dado que algunos participantes no contestaron los ítems correspondientes.

Finalmente, la prueba de invarianza del modelo entre las personas de orientación política de izquierda y personas con otro tipo de orientación política demostró que la diferencia de χ^2 entre la invarianza configural y la de cargas factoriales no fue significativo, apoyando asimismo la invarianza métrica por orientación política, $p = 0,215$. Sin embargo, de nuevo, no se logró demostrar la invarianza de los interceptos.

En síntesis, los resultados dan evidencia que apoya la equivalencia métrica de las escalas por sexo, religión y orientación política. Así, los constructos latentes de la escala de tendencias de acción política fueron invariantes entre hombres y mujeres, personas creyentes y no creyentes, como también personas que se identifican con una orientación política de izquierda y personas con otro tipo de orientación política. Por lo tanto, se pudo proceder a comparar las medias entre estos grupos en las tres dimensiones de la escala analizada.

Diferencias de Medias

En la Tabla 5 se presentan los valores de las medias de los distintos niveles de las variables sexo, religión y orientación política en las distintas subescalas de acción política obtenidas en el AFC realizado: acción política normativa ($\alpha = 0,82$), acción política no normativa ($\alpha = 0,84$) y acción política organizada ($\alpha = 0,81$).

Tabla 5

Diferencias de Medias y Desviaciones Estándar en los Factores de la Escala de Tendencias de Acción Política en Función del Sexo, Religión y Orientación Política

		Acción política normativa (APN)		Acción política no normativa (ANN)		Acción política organizada (APO)	
		<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>
Sexo	Masculino	4,34	1,71	3,08	1,71	3,19	1,91
	Femenino	4,54	1,69	2,77	1,51	2,74	1,63
	<i>t</i>		-1,46		2,34		0,10
	<i>p</i>		0,145		0,003		0,002
	<i>d</i> Cohen		-0,12		0,19		0,25
Religión	Con religión	4,40	1,58	2,69	1,42	2,84	1,76
	Sin religión	4,45	1,78	3,12	1,69	3,04	1,72
	<i>t</i>		-0,38		-3,37		-1,35
	<i>p</i>		0,702		0,001		0,179
	<i>d</i> Cohen		-0,03		-0,28		-0,11
Orientación política	Izquierda	4,93	1,68	3,56	1,73	3,67	1,84
	Otras	4,20	1,65	2,64	1,43	2,65	1,62
	<i>t</i>		4,89		6,62		6,63
	<i>p</i>		< 0,001		< 0,001		< 0,001
	<i>d</i> Cohen		0,45		0,61		0,61
Total		4,43	1,70	2,92	1,62	2,96	1,79

Sexo. Para el caso de la subescala de Acción Política No Normativa, se encontraron diferencias entre ambos grupos, $t(596) = 2,34$, $p = 0,003$, 95% IC [0,143, 0,673]. Observando las medias, puede comprobarse que las mujeres puntuaron menos que los hombres. Por su parte, en la subescala de Acción Política Organizada, también se encontraron diferencias entre ambos grupos, $t(596) = 3,10$, $p = 0,002$, donde de nuevo las mujeres puntuaron menos que los hombres. Sin embargo, no se encontraron diferencias en la subescala Acción Política Normativa.

Religión. El análisis demostró que solamente en el caso de la Acción Política No Normativa, $t(582) = -3,37$, $p = 0,001$, 95% IC [-0,708, -0,193], los jóvenes sin religión puntuaron más que los con religión.

Orientación política. Se encontraron diferencias en todas las subescalas analizadas. En la subescala de Acción Política Normativa, $t(589) = 4,89$, $p < 0,001$, 95% IC [0,444, 1,040], se observó que los y las jóvenes de izquierda puntuaron más que los de otras orientaciones. Por su parte, en la Acción Política No Normativa, $t(589) = 6,62$, $p < 0,001$, 95% IC [0,607, 1,167], los y las jóvenes de izquierda obtuvieron puntuaciones más altas que los y las de otras orientaciones. Finalmente, también se observaron diferencias en la Acción Política Organizada, $t(589) = 6,63$, $p < 0,001$, 95% IC [0,721, 1,329], donde los y las jóvenes de izquierda puntuaron otra vez más alto que los y las de otras orientaciones.

Discusión

En términos generales, los resultados de la presente investigación proporcionan evidencia empírica que lleva a rechazar la primera hipótesis de que las tendencias de acción política se estructuran a partir de dos dimensiones. Más bien, los análisis aportan evidencia de la validez de una estructura de tres factores,

agrupando ítems en las dimensiones de las tendencias de acción política normativa y no-normativa, pero también agrupando tres ítems en un tercer factor que se ha denominado tendencia de acción organizada.

El primer factor, denominado Acción Política Normativa, agrupa las tendencias hacia acciones convencionales y no convencionales de carácter legal vinculadas a las distintas dimensiones de la institucionalidad (Tausch et al., 2011). Tal como sostiene la literatura (Muller, 1982; Rutch, 1992; Sabucedo & Arce, 1991), este factor confirma la integridad de un tipo de acción política que se organiza en torno a su legalidad sistémica, cuestión que queda confirmada por los más altos pesos factoriales en los ítems “Firmar una petición”, “Dar mis opiniones sobre política en redes sociales (twitter, facebook, etc.)” y “Votar en elecciones para elegir centros de estudiantes o federaciones universitarias”. Lo anterior es relevante porque, a diferencia de lo sostenido por algunos autores (Delfino & Zubieta, 2010), la tendencia a votar se asocia consistentemente con otras formas de acción normativa, mientras que la tendencia a firmar peticiones, asociada tradicionalmente a la acción política no convencional (Fernández Prados & Rojas Tejada, 2003), y acciones novedosas, como participar en redes sociales (Fernández Prados, 2012) se agrupan con prácticas comprometidas con la regulación normativa de la participación. Una explicación plausible de este agrupamiento es la vinculación subjetiva que se tiende a realizar entre rutinización y formalización de las prácticas políticas que no transgreden el orden normativo (Tarrow, 1994/2011). Este punto de la rutinización puede ser especialmente importante en el caso de la participación en redes sociales, ya que en la llamada generación hashtag el ciberactivismo se vuelve un componente cada vez más cotidiano de la vida social de los jóvenes (Feixa, Fernández-Planells & Figueras-Maz, 2016).

El segundo factor, denominado Acción Política No-Normativa, agrupa las tendencias hacia formas de acción directa que se definen en oposición al orden normativo vigente y que en algunos casos pueden rebasar la legalidad (Tausch et al., 2011). En sintonía con la propuesta de Melucci (1996), este factor confirma la existencia de un tipo de acción política cuya característica definitoria es la confrontación no mediada con el sistema, constituyendo el repertorio típico de las acciones contenciosas o de protesta (Sorribas & Brussino, 2013a). Los ítems con los pesos factoriales más altos fueron: “Ocupar edificios o fábricas (tomas)” y “Participar en huelgas ilegales (paros)”, dando cuenta de formas de acción confrontacional que, más allá de su carácter no sistemático, demandan en su realización una alta implicación cognitiva y emocional por parte de sus protagonistas (van Stekelenburg & Klandermans, 2013). Cabe destacar que, a pesar de lo propuesto por una parte de la literatura (Delfino & Zubieta, 2014; Sabucedo & Arce, 1991), en este estudio no se establecen diferencias entre ítems que refieran explícitamente a la violencia y los demás ítems agrupados en el factor de acción política no normativa. Sin embargo, a diferencia de esas mediciones, en esta escala el ítem que se refiere a la violencia describe acciones de agresión contra la propiedad y no contra las personas, formas de acción que según estudios cualitativos los jóvenes universitarios valoran como legítima (Berroeta & Sandoval, 2014), lo que puede explicar que dicho ítem se agrupe en este factor.

Un resultado que llama la atención es que el ítem “Participar en manifestaciones legales/autorizadas (marchas)” se agrupa en estos dos factores, es decir, sería una práctica que se percibe por algunos como normativa y por otros como no-normativa, teniendo mayor peso factorial en el primer factor. Lo anterior puede relacionarse con el carácter híbrido que adquieren estas manifestaciones en el contexto específico estudiado, en el cual las marchas son la forma modular de la acción colectiva y, al mismo tiempo, el escenario de la alteración del orden público en las sociedades contemporáneas (Tarrow, 1994/2011). Lo anterior adquiere especial relevancia cuando se considera el carácter confrontacional intrínseco que adquieren estas manifestaciones en el contexto de las protestas estudiantiles chilenas (Aguilera Ruiz, 2014; Berroeta & Sandoval, 2014). Es decir, a pesar de ser definidas como acciones autorizadas, las marchas estudiantiles serían percibidas con una dimensión de ilegalidad potencial a partir de las acciones transgresoras que normalmente se derivan de ella, constituyendo una suerte de escenario en el cual se producen diferentes tipos de acciones, algunas legales y otras que, al proponerse alterar el orden público, pueden ser percibidas como ilegales.

El tercer factor, denominado Acción Política Organizada, agrupa a las tendencias hacia formas de participación que suponen pertenencia estable a una orgánica política o gremial. Si bien la hipótesis inicial del estudio era que estas tendencias se agrupan en el factor de la acción política normativa, los resultados muestran una forma de acción diferenciada. En este factor, los ítems con las cargas más altas fueron: “Participar en grupos o asociaciones políticas, diferentes de los partidos políticos” y “Liderar alguna organización política”, dando cuenta de un tipo de participación cuya característica definitoria es la integración a una orgánica permanente. La especificidad de esta dimensión puede radicar en que, tal como sostienen Brussino et al. (2008), estas formas de participación, al igual que las que se desarrollan en ámbitos

como el partidario-sindical o en las organizaciones comunitarias, constituyen formas de acción política que demandan altos niveles de identificación para sostener la permanencia orgánica. Ruiz de Azúa (1997) sostiene que estas formas de participación son más estables en el tiempo, porque son signo de organizaciones mediadoras entre la sociedad y el Estado. Es decir, los ítems que se agrupan en este factor darían cuenta del problema de la militancia y la identificación con las organizaciones políticas. Por lo anterior, el que este factor se diferencie de la acción política normativa reflejaría que es un tipo de participación que no debe ser entendida a priori como comprometida con el orden normativo, sino más bien con las dimensiones de la estabilidad y la pertenencia identitaria.

Con respecto a la relación de estos resultados con hallazgos de investigaciones anteriores, se puede afirmar que este trabajo es consistente con los estudios que plantean el carácter multidimensional de la acción política (Sabucedo & Arce, 1991) y con los trabajos que identifican como factores independientes de la acción política la dimensión normativa y la no normativa (Tausch et al., 2011). Sin embargo, un hallazgo diferenciador de este estudio es la identificación de la acción política organizada como un tercer factor independiente, ya que, si bien algunas investigaciones previas han identificado tres dimensiones (van Zomeren et al., 2010), con la excepción del trabajo de Brussino et al. (2008), la mayoría de ellas no se refiere a esta dimensión de la acción política organizada, hallazgo que, por tanto, podría ser considerado como un aporte novedoso de esta investigación a los estudios de acción política.

Por otro lado, los resultados de los análisis realizados respaldan la segunda hipótesis sobre la invarianza métrica de la escala de acuerdo al sexo, religión y orientación política. Esto mostraría su equivalencia para medir las tendencias de acción política en grupos que difieren en las variables sociodemográficas e ideológicas mencionadas. Lo anterior implicaría que el modo en que los estudiantes evalúan su disposición a participar en distintas formas de acción política es consistente entre grupos. Así, los constructos latentes de la escala de tendencias de acción política fueron invariantes entre hombres y mujeres, personas creyentes y no creyentes, como también entre personas que se identifican como de izquierda y personas con otro tipo de orientación política. Esto permitió evaluar la validez discriminante de la escala.

A partir del análisis de las medias totales en las distintas dimensiones, se puede establecer que los jóvenes participantes de este estudio exhiben una tendencia notoriamente más alta de adhesión a la acción política normativa, en comparación con la acción política organizada y la acción política no-normativa. Lo anterior podría ser indicativo de una mayor tendencia de los jóvenes a adherir a repertorios legales de acción (Vázquez et al., 2006).

Con respecto a la tercera hipótesis sobre la validez discriminante relacionada con las variables sociodemográficas e ideológicas, esta se confirmó parcialmente. Cabe destacar que no se pudo establecer que los hombres obtienen puntajes más altos que las mujeres en todas las formas de acción política. Los hombres informan más tendencia a la acción política no normativa y acción política organizada que las mujeres, coincidiendo con los resultados de Vázquez et al. (2006). Pero en las tendencias a la acción política normativa no se encontraron diferencias entre hombres y mujeres. Lo anterior es consistente con la literatura que sugiere que las nuevas forma de acción política no eliminan las diferencias entre hombres y mujeres (Stolle & Hooge, 2011), más allá del debate existente sobre la influencia de los prejuicios de género en las propia medición de la participación política (Vergé, 2014).

Los análisis del estudio confirman que las personas con orientación política de izquierda obtendrían mayores puntajes que las personas con otras orientaciones políticas. Se obtuvieron diferencias en las tres dimensiones, estableciendo que las personas de orientación política de izquierda puntuaron más alto en cada una de ellas. Lo anterior es consistente con la idea de que las personas más interesadas y comprometidas con la política tienden a identificarse con la orientación política de izquierda (Bekkers, 2005). Sin embargo, estos resultados no son del todo consistentes con estudios que han establecido que a mayor identificación con la izquierda se manifiesta más adhesión a las formas de acción política no convencional (Delfino et al., 2013; Vázquez et al., 2006) y más disposición a participar en acciones de protesta directa (Jost et al., 2012). Lo anterior puede estar relacionado con los resultados de Sandoval Moya y Hatibovic Díaz (2010), que en una muestra de estudiantes universitarios chilenos encontraron que los grupos con una definición política más clara presentan mayor nivel de identificación con el juego político convencional y no convencional.

No obstante, los análisis del estudio no confirmaron lo propuesto respecto de que las personas con religión tendrían puntajes más altos que las personas sin religión. Por el contrario, los jóvenes que se definen como sin religión muestran una mayor tendencia a la acción política no normativa, en comparación con los estudiantes identificados como con religión, lo que contradice alguna literatura que sugiere que las iglesias

contribuyen a explicar la participación política (Jones-Correa & Leal, 2001). Lo anterior puede relacionarse con la intensificación de los procesos de secularización de los jóvenes (Chile, Instituto Nacional de la Juventud, 2017) y con el propio carácter de la acción política no normativa, que supone adherir de manera más explícita a una relación de confrontación con el orden sistémico.

Este estudio no carece de limitaciones. Primero, desde un punto de vista metodológico, se debe profundizar más y mejor en algunas dimensiones que no están suficientemente diferenciadas en la escala propuesta, por ejemplo, las acciones no normativas de carácter violento y su potencial diferenciación en un subfactor dentro de este tipo de acción política (Delfino & Zubieta, 2014). Segundo, desde un punto de vista sociológico, surge la necesidad de ampliar la aplicación de la escala a realidades territoriales diferentes a la región de Valparaíso, relacionando la acción política con perfiles demográficos, laborales y socio-políticos diferentes. Finalmente, desde un punto de vista psicosocial, queda la tarea de avanzar en el análisis de la relación de la escala propuesta con dimensiones psicosociales de la cultura política, como la confianza en las instituciones, las emociones, la percepción de eficacia política, el autoritarismo, el conocimiento político o las actitudes individualistas y colectivistas.

En resumen, la presente investigación demostró por medio de un AFC la validez del constructo de la Escala de Tendencias de Acción Política para el contexto universitario chileno y su estructuración en tres dimensiones. La consistencia interna de los tres factores obtenidos fue también satisfactoria. Las tres dimensiones de las tendencias de acción política también mostraron validez discriminante, ya que diferenciaron a personas de distinto sexo y orientación política. Se considera que la Escala de Tendencias de Acción Política puede ser un instrumento breve y de fácil aplicación para medir la disposición a involucrarse en formas de acción colectiva en el ámbito universitario.

Referencias

- Aguilera Ruiz, O. (2014). *Generaciones: movimientos juveniles, políticas de la identidad y disputas por la visibilidad en el Chile neoliberal* [Versión Adobe]. Buenos Aires, Argentina: Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales. Extraído de <http://biblioteca.clacso.edu.ar/clacso/becas/20141028030628/generaciones.pdf>
- Asún, R. & Zúñiga, C. (2013). ¿Por qué se participa? Explicando la protesta social regionalista a partir de dos modelos psicosociales. *Psicoperspectivas*, 12(2), 38-50. <https://doi.org/10.5027/psicoperspectivas-vol12-issue2-fulltext-260>
- Barnes, S. H., Kaase, M., Allerbeck, K. R., Farah, B. G., Heunks, F. J., Inglehart, R. F. ... Rosenmayr, L. (1979). *Political action: Mass participation in five western democracies*. London, Reino Unido: SAGE.
- Bekkers, R. (2005). Participation in voluntary associations: Relations with resources, personality, and political values. *Political Psychology*, 26, 439-454. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2005.00425.x>
- Berroeta, H. & Sandoval, J. (2014). Protestas, participación y educación pública: discursos sobre lo público en las movilizaciones estudiantiles en Chile. *Educación en Revista*, 53, 19-38. <https://doi.org/10.1590/0104-4060.36578>
- Brussino, S., Rabbia, H. & Sorribas, P. (2008). Una propuesta de categorización de la participación política de jóvenes cordobeses. *Psicología Política, Associação Brasileira de Psicologia Política*, 8, 285-304. Extraído de <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/rpp/v8n16/v8n16a07.pdf>
- Brussino, S. A., Sorribas, P. M., Rabbia, H. H. & Imhoff, D. (2013). Enfrentando los desafíos en la evaluación de la participación política: aportes a la discusión sobre indicadores y escalas. *Polis, Revista Latinoamericana*, 12(35), 381-404. <https://doi.org/10.4000/polis.9117>
- Burns, N., Schlozman, K. L. & Verba, S. (2001). *The private roots of public action: Gender, equality, and political participation*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Cárdenas Neira, C. (2014). Representación de la acción política de los estudiantes chilenos. Movilización de significados en redes sociales. *Última Década*, 22(40), 57-84. <https://doi.org/10.4067/S0718-22362014000100004>
- Chile, Instituto Nacional de la Juventud (2017). *8ª Encuesta Nacional de Juventud 2015*, Santiago, Chile: Autor. Extraído de http://www.injuv.gob.cl/storage/docs/Libro_Octava_Encuesta_Nacional_de_Juventud.pdf
- Cocking, C. & Drury, J. (2004). Generalization of efficacy as a function of collective action and intergroup relations: Involvement in an anti-roads struggle. *Journal of Applied Social Psychology*, 34, 417-444. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2004.tb02555.x>
- Consejo de Rectores de las Universidades Chilenas (2014). *Anuario estadístico 2014*. Santiago, Chile: Autor. Extraído de http://www.consejoderectores.cl/public/pdf/anuario/2014/ANUARIO_2014_baja.pdf
- Cuello Pagnone, M. (2010). *Participación política en un espacio universitario*. San Luis, Argentina: Nueva Editorial Universitaria.
- Dawson, M. C., Brown, R. E. & Allen, R. L. (1990). Racial belief system, religious guidance, and African-American political participation. *National Political Science Review*, 2, 22-44.
- Delfino, G. I. & Zubieta, E. M. (2010). Participación política: concepto y modalidades. *Anuario de Investigaciones, Universidad de Buenos Aires*, 17, 211-220. Extraído de <http://www.scielo.org.ar/pdf/anuin/v17/v17a20.pdf>
- Delfino, G. I. & Zubieta, E. M. (2014). Participación política pacífica y agresiva: aprobación y eficacia atribuida. *Psicología Política, Universidad de Valencia*, 48, 25-46. Extraído de <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/N48-2.pdf>
- Delfino, G. I., Zubieta, E. M. & Muratori, M. (2013). Tipos de participación política: análisis factorial confirmatorio con estudiantes universitarios de Buenos Aires, Argentina. *Psicología Política, Associação Brasileira de Psicologia Política*, 13, 301-318. Extraído de <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/rpp/v13n27/v13n27a07.pdf>
- DiGrazia, J. (2014). Individual protest participation in the United State: Conventional and unconventional activism. *Social Science Quarterly*, 95, 111-131. <https://doi.org/10.1111/ssqu.12048>

- Feixa, C., Fernández-Planells, A. & Figueras-Maz, M. (2016). Generación hashtag. Los movimientos juveniles en la era de la web social. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 14, 107-120. <https://doi.org/10.11600/1692715x.1416301115>
- Fernández Prados, J. S. (2012). Ciberactivismo: conceptualización, hipótesis y medida. *Arbor: Ciencia, Pensamiento y Cultura*, 756, 631-639. <https://doi.org/10.3989/arbor.2012.756n4001>
- Fernández Prados, J. S. & Rojas Tejeda, A. J. (2003). Escala de acción política no convencional: análisis de fiabilidad y validez. *Psicología Política, Universidad de Valencia*, 26, 41-55. Extraído de <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/N26-3.pdf>
- Flanagan, C. A., Syvertsen, A. K. & Stout, M. D. (2007). *Civic measurement models: Tapping adolescents' civic engagement* (CIRCLE Working Paper 55). Medford, MA: The Center for Information & Research on Civic Learning and Engagement. Extraído de <http://www.politicipublice.ro/uploads/adolescents.pdf>
- García Agustín, O. & Aguirre Díaz, F. (2014). Spatial practices and narratives: The GenkiDama for education by Chilean students. *Journal of Language and Politics*, 13, 732-754. <https://doi.org/10.1075/jlp.13.4.07agu>
- Guzman-Concha, C. (2012). The students' rebellion in Chile: Occupy protest or classic social movement? *Social Movement Studies*, 11, 408-415. <https://doi.org/10.1080/14742837.2012.710748>
- Harris, F. C. (1994). Something within: Religion as a mobilizer of African-American political activism. *The Journal of Politics*, 56, 42-68. <https://doi.org/10.2307/2132345>
- Hatibovic Díaz, F. & Sandoval Moya, J. (2015). Una representación metafórica de la acción política en estudiantes de universidades chilenas. *Última Década*, 23(42), 11-37. <https://doi.org/10.4067/S0718-22362015000100002>
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jenkins, K. (2005). *Gender and civic engagement: Secondary analysis of survey data* (CIRCLE Working Paper 41). Medford, MA: The Center for Information & Research on Civic Learning and Engagement. Extraído de <http://cawp.rutgers.edu/sites/default/files/resources/gendercivicengagmnt.pdf>
- Jones-Correa, M. A. & Leal, D. L. (2001). Political participation: Does religion matter? *Political Research Quarterly*, 54, 751-770. <https://doi.org/10.1177/106591290105400404>
- Jost, J. T., Chaikalis-Petritsis, V., Abrams, D., Sidanius, J., van der Toorn, J. & Bratt, C. (2012). Why men (and women) do and don't rebel: Effects of system justification on willingness to protest. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38, 197-208. <https://doi.org/10.1177/0146167211422544>
- Martínez, M. L., Silva, C., Carmona, M. & Cumsille, P. (2012). Young Chileans' views of citizenship: Findings from the first generation born after the reinstitution of democracy. *Applied Developmental Science*, 16, 167-180. <https://doi.org/10.1080/10888691.2012.722889>
- Medel Sierralta, R. M. & Somma González, N. M. (2016). ¿Marchas, ocupaciones o barricadas? Explorando los determinantes de las tácticas de la protesta en Chile. *Política y Gobierno*, 23, 163-199. Extraído de <http://www.politicaygobierno.cide.edu/index.php/pyg/article/view/738/588>
- Melucci, A. (1996). *Challenging codes: Collective action in the information age*. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press.
- Milbrath, L. W. (1981). Political participation. En S. Long (Ed.), *The handbook of political behavior, Volume 4*, (pp. 197-239). New York, NY: Plenum Press. https://doi.org/10.1007/978-1-4684-3878-9_4
- Morales, L. (2005). ¿Existe una crisis participativa? La evolución de la participación política y el asociacionismo en España. *Revista Española de Ciencia Política*, 13, 51-87. Extraído de <https://recyt.fecyt.es/index.php/recp/article/view/37411/20928>
- Muller, E. N. (1982). An explanatory model for differing types of participation. *European Journal of Political Research*, 10, 1-16. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.1982.tb00001.x>
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (2010). *Mplus* (6ª versión). Los Angeles, CA: Autores.
- Norris, P. (2002). *Democratic Phoenix: Political activism worldwide*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2015). *Desarrollo humano en Chile. Los tiempos de la politización 2015*. Santiago, Chile: Autor.
- Quaranta, M. (2012). The rise of unconventional political participation in Italy: Measurement equivalence and trends, 1976-2009. *Bulletin of Italian Politics*, 4, 251-276. Extraído de http://www.glasgowheart.org/media/media_264092_en.pdf
- Rucht, D. (1992). Estrategias y formas de acción. En R. J. Dalton & M. Kuechler (Comps.), *Los nuevos movimientos sociales* (pp. 219-243). Valencia, España: Alfons el Magnànim.
- Ruiz de Azúa, M. (1997). Partidos políticos, grupos de presión y comportamiento político. En A. de Blas Guerrero & J. Pastor Verdú (Coords.), *Fundamentos de ciencia política* (pp. 215-249). Madrid, España: Universidad Nacional de Educación a Distancia.
- Sabucedo, J. M. (1988). Participación política. En J. Seoane & A. Rodríguez (Eds.), *Psicología política* (pp. 85-97). Madrid, España: Pirámide.
- Sabucedo, J. M. (1996). *Psicología política*. Madrid, España: Síntesis.
- Sabucedo, J. M. & Arce, C. (1991). Types of political participation: A multidimensional analysis. *European Journal of Political Research*, 20, 93-102. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.1991.tb00257.x>
- Sandoval, J. & Carvalho, V. (2017). Discursos sobre política y democracia de estudiantes universitarios chilenos de distintas organizaciones juveniles. *Revista Española de Ciencia Política*, 43, 137-160. <https://doi.org/10.21308/recp.43.06>
- Sandoval Moya, J. & Hatibovic Díaz, F. (2010). Socialización política y juventud: el caso de las trayectorias ciudadanas de los estudiantes universitarios de la región de Valparaíso. *Última Década*, 18(32), 11-36. <https://doi.org/10.4067/S0718-22362010000100002>
- Sandoval, J., Hatibovic, F. & Cárdenas, M. (2012). La psicología política como momento de la psicología social en Chile: desplazamientos conceptuales y temáticos. *Psicología Política, Associação Brasileira de Psicologia Política*, 12, 443-463. Extraído de <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/rpp/v12n25/v12n25a06.pdf>
- Salinas, S. (2016). *Conflictos y nuevos movimientos sociales*. Santiago, Chile: RIL.
- Seligson, M. A. (1980). Trust, efficacy and modes of political participation: A study of Costa Rican peasants. *British Journal of Political Science*, 10, 75-98. <https://doi.org/10.1017/S0007123400002015>
- Silva, E. (2009). *Challenging neoliberalism in Latin America*. New York, NY: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511803222>
- Sorribas, P. & Brussino, S. (2013a). La participación política contenciosa: desarrollo de un modelo explicativo desde la cognición social. *Quaderns de Psicologia*, 15(2), 7-22. <https://doi.org/10.5565/rev/psicologia.1148>
- Sorribas, P. M. & Brussino, S. (2013b). Participación política orientada al sistema representativo: dimensiones y factores explicativos. *Psicología Política, Universidad de Valencia*, 47, 91-112. Extraído de <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/N47-5.pdf>
- Stekelenburg, J. & Klandermans, B. (2013). The social psychology of protest. *Current Sociology*, 61, 886-905. <https://doi.org/10.1177/0011392113479314>
- Stolle, D. & Hooge, M. (2011). Shifting inequalities: Patterns of exclusion and inclusion in emerging forms of political participation. *European Societies*, 13, 119-142. <https://doi.org/10.1080/14616696.2010.523476>

- Tarrow, S. (1994/2011). *El poder en movimiento: los movimientos sociales, la acción colectiva y la política* (F. Muñoz de Bustillo, Trad.; Título original: Power in movement: Social movements and contentions politics). Madrid, España: Alianza.
- Tate, K. (1991). Black political participation in the 1984 and 1988 presidential elections. *American Political Science Review*, 85, 1159-1176. <https://doi.org/10.2307/1963940>
- Tausch, N., Becker, J. C., Spears, R., Christ, O., Saab, R., Singh, P. & Siddiqui, R. N. (2011). Explaining radical group behavior: Developing emotion and efficacy routes to normative and nonnormative collective action. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101, 129-148. <https://doi.org/10.1037/a0022728>
- Valderrama, L. B. (2013). Jóvenes, ciudadanía y tecnologías de información y comunicación. El movimiento estudiantil chileno. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 11, 123-135. <https://doi.org/10.11600/1692715x.1117010812>
- van Deth, J. W. (2001, Abril). *Studying political participation: Towards a theory of everything?* Trabajo presentado en la Joint Sessions of Workshops of the European Consortium for Political Research Workshop “Electronic democracy: Mobilisation, organisation and participation via new ICTs”, Grenoble, Francia. Extraído de https://www.researchgate.net/profile/Jan_W_van_Deth/publication/258239977_Studying_Political_Participation_Towards_a_Theory_of_Everything/links/0deec5278acbb80331000000/Studying-Political-Participation-Towards-a-Theory-of-Everything.pdf
- van Zomeren, M., Leach, C. W. & Spears, R. (2010). Does group efficacy increase group identification? Resolving their paradoxical relationship. *Journal of Experimental Social Psychology*, 46, 1055-1060. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2010.05.006>
- van Zomeren, M., Postmes, T. & Spears, R. (2008). Toward an integrative social identity model of collective action: A quantitative research synthesis of three socio-psychological perspectives. *Psychological Bulletin*, 134, 504-535. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.4.504>
- Varela, E., Martínez, M. L. & Cumsille, P. (2015). ¿Es la participación política convencional un indicador del compromiso cívico de los jóvenes? *Universitas Psychologica*, 14, 715-730. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy14-2.eppc>
- Vázquez, J. J., Panadero, S. & Rincón, P. P. (2006). Acción política no convencional en universitarios españoles, chilenos, salvadoreños y nicaragüenses. *Psicología Política, Universidad de Valencia*, 33, 25-41. Extraído de <https://www.uv.es/garzon/psicologia%20politica/N33-2.pdf>
- Verba, S., Burns, N. & Scholzman, K. L. (1997). Knowing and caring about politics: Gender and political engagement. *The Journal of Politics*, 59, 1051-1072. <https://doi.org/10.2307/2998592>
- Verba, S. & Nie, N. H. (1972). *Participation in America: Political democracy and social equality*. New York, NY: Harper & Row.
- Vergé, T. (2014). Comportamiento político. En M. Lois & A. Alonso (Coords.), *Ciencia política con perspectiva de género* (pp. 99-128). Madrid, España: Akal.
- Zurita Garrido, F. A. (2015). El sistema universitario en el Chile contemporáneo. *Educação em Revista*, 31(2), 329-343. <https://doi.org/10.1590/0102-4698138059>

Anexo

*Estamos interesados en su **DISPOSICIÓN GENERAL** a participar en actividades políticas en Chile. Por favor, indique en qué medida usted estaría dispuesto/a a:*

	Nada dispuesto/a			Extremadamente dispuesto/a			
1 Firmar una petición.	1	2	3	4	5	6	7
2 Secundar boicots.	1	2	3	4	5	6	7
3 Participar en manifestaciones legales/ autorizadas (marchas).	1	2	3	4	5	6	7
4 Participar en huelgas ilegales (paros).	1	2	3	4	5	6	7
5 Ocupar edificios o fábricas (tomas).	1	2	3	4	5	6	7
6 Dar mis opiniones sobre política en redes sociales (twitter, facebook, etc.).	1	2	3	4	5	6	7
7 Votar en elecciones, ya sean municipales, parlamentarias o presidenciales.	1	2	3	4	5	6	7
8 Ser militante de algún partido político.	1	2	3	4	5	6	7
9 Participar en acciones violentas, como tirar piedras, quemar o romper mobiliario urbano, hacer barricadas, etc.	1	2	3	4	5	6	7
10 Votar en elecciones para elegir centros de estudiantes o federaciones universitarias.	1	2	3	4	5	6	7
11 Participar en grupos o asociaciones políticas, diferentes de los partidos políticos.	1	2	3	4	5	6	7
12 Liderar alguna organización política.	1	2	3	4	5	6	7

Fecha de recepción: Abril de 2016.

Fecha de aceptación: Noviembre de 2017.